



LA HUELLA DEL GÉNERO: EMPLEO, FAMILIA Y DECISIONES (DIFERENTES CAMINOS Y MISMAS BARRERAS)

PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA es una revista que edita trimestralmente Funcas desde 1979. La revista pretende ofrecer una información rigurosa y responsable de los problemas económicos españoles. Cinco son los criterios a los que **PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA** desea ajustar su contenido.

- La plena libertad intelectual de quienes colaboran en sus páginas.
- La responsabilidad de las opiniones emitidas y el respaldo riguroso de las afirmaciones realizadas mediante datos y pruebas que avalen los planteamientos efectuados y las soluciones propuestas.
- El compromiso de las opiniones con los problemas planteados. La economía española se encuentra ante uno de los mayores retos de su historia, y dar opiniones comprometidas en estos momentos es obligación ineludible de los profesionales más cualificados.
- La búsqueda y la defensa de los intereses generales en los problemas planteados.
- La colaboración crítica de los lectores, para que nuestros Papeles se abran al diálogo y la polémica, si fuera preciso, para buscar soluciones a problemas de la economía española.

PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA se ofrece como un medio de expresión a cuantos se interesen por nuestros temas económicos, cumpliendo con el único requisito de la previa aceptación de las colaboraciones remitidas por el Consejo de Redacción que, sin embargo, respetuoso con la libertad intelectual no modificará las ideas, opiniones y juicios expresados por los autores ni tampoco se solidarizará con ellas.

PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA está abierta a la colaboración de todos los investigadores que deseen aportar sus trabajos sobre temas referentes a la economía española. Los originales deberán enviarse a papeleseconomiaespanola@funcas.es

188

ISSN: 0210-9107

2026

**LA HUELLA DEL GÉNERO:
EMPLEO, FAMILIA Y DECISIONES
(DIFERENTES CAMINOS Y
MISMAS BARRERAS)**

PATRONATO

Isidro Fainé Casas
Presidente

Antonio Romero Mora
Director General de CECA

Fernando Conlledo Lantero
Secretario

Antón Joseba Arriola Boneta

Manuel Azuaga Moreno

José Manuel Domínguez Martínez

Carlos Egea Krauel

Miguel Ángel Escotet Álvarez

Amado Franco Lahoz

José María Méndez Álvarez-Cedrón

Pedro Antonio Merino García

Antonio Pulido Gutiérrez

EDITA

Funcas

Caballero de Gracia, 28. 28013 Madrid

DIRECTOR

Santiago Carbó Valverde

CONSEJO DE REDACCIÓN

Carlos Ocaña Pérez de Tudela
Director

Elisa Chuliá Rodrigo

Juan José Ganuza Fernández

Santiago Lago Peñas

María José Moral Rincón

Francisco Rodríguez Fernández

Desiderio Romero Jordán

Vicente Salas Fumás

Ismael Sanz Labrador

Raymond Torres

COORDINADORA DE EDICIÓN Y DOCUMENTACIÓN

Myriam González Martínez

PORTADA

©Advantia, Comunicación Gráfica, S.A.

IMPRIME

Advantia Comunicación Gráfica, S.A.

Depósito legal

M. 402-1980

ISSN

0210-9107

Precio de número impreso: 20 €

Versión digital gratuita en:

www.funcas.es

PUBLICAR EN PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA

- *Papeles de Economía Española* publica números monográficos sobre materias de interés de la economía española, europea e internacional.
- Todos los artículos son evaluados por un experto externo.
- Si desea enviar un trabajo para que sea evaluado en alguna de las temáticas de los próximos números, escriba a la siguiente dirección papeleseconomiaespanola@funcas.es, adjuntando, el artículo e indicando el número de la revista en el que está interesado publicarlo.
- Los artículos enviados deberán cumplir los requisitos que pueden consultarse en el siguiente enlace: [Instrucciones para los autores](#).
- Los próximos números de *Papeles de Economía Española* versarán sobre:

N.º 189 (III-2026)

“Sector público”

Fecha de publicación: septiembre 2026

Fecha límite de envío de artículos: 30 junio de 2026

N.º 190 (IV-2026)

“Economía y política”

Fecha de publicación: diciembre 2026

Fecha límite de envío de artículos: 30 de septiembre de 2026

188

ISSN: 0210-9107

2026

PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA

La huella del género: empleo, familia y decisiones (Diferentes caminos y mismas barreras)

Coordinado por Ana I. Moro-Egido

SUMARIO

INTRODUCCIÓN EDITORIAL

6

COLABORACIONES

I. MERCADO LABORAL, EMPLEO Y POLÍTICAS PÚBLICAS

Políticas activas de empleo para parados de larga duración: diferencias de género	15	Maite Blázquez Ainhoa Herrarte
Impacto de las políticas de igualdad de género en el mercado laboral europeo	35	Estrella Gómez-Herrera Marc Riera Pons
Contrato fijo-discontinuo: impacto de la reforma laboral por género	59	Virginia Hernanz Mario Izquierdo
Transmisión intergeneracional de la pobreza: impacto del mercado laboral por género	81	María Navarro Ana I. Moro-Egido

II. ESTRUCTURA DEL MERCADO DE TRABAJO Y DESIGUALDADES

Composición funcional de las ocupaciones y diferencias de género en el mercado de trabajo español	103	Raquel Carrasco Ana Nuevo-Chiquero
---	------------	---------------------------------------

Cambio tecnológico, estructura ocupacional
y desigualdad de género en España **119** Raquel Sebastian

Diferencias sectoriales en las brechas de género en España:
explicando la desigualdad salarial entre industrias **135** Jimena Contreras
Claudia Hupkau

III. FAMILIA, HOGAR Y DECISIONES PERSONALES

Efectos a largo plazo del confinamiento por COVID-19
sobre la distribución del tiempo en los hogares **157** Lidia Farré
Libertad González
Claudia Meza-Cuadra

Elección de carrera y género:
el papel de la influencia parental **179** Pilar Beneito
Óscar Vicente-Chirivella

El coste del género y de la maternidad en el empleo **201** Odra Quesada

Desigualdad de género en el patrimonio tras la viudedad **225** Mayssun El-Attar Vilalta
Raquel Fonseca

IV. COMPORTAMIENTO, SESGOS Y TOMA DE DECISIONES

¿A quién hacemos caso? Género y asesoramiento
en la toma de decisiones **241** Maria Cubel
Melanie Michelle Mahovshy

Polvo de estrellas: sesgo de género y escalas de
evaluación en la crítica de cine **265** Maria Cubel
Santiago Sanchez-Pages

LA HUELLA DEL GÉNERO: EMPLEO, FAMILIA Y DECISIONES (DIFERENTES CAMINOS Y MISMAS BARRERAS)

La desigualdad de género constituye una característica persistente en las economías contemporáneas, particularmente en los mercados laborales europeos. Pese a los avances normativos, educativos y sociales de las últimas décadas, mujeres y hombres continúan enfrentándose a diferencias significativas en el acceso al empleo, la calidad del trabajo, la distribución del tiempo, las trayectorias educativas, la acumulación de riqueza y el reconocimiento profesional y cultural. Estas desigualdades encuentran su origen en una multiplicidad de factores institucionales, familiares, ocupacionales, tecnológicos, culturales y conductuales que se manifiestan a lo largo del ciclo vital.

Este número de *Papeles de Economía*, titulado “La huella del género: empleo, familia y decisiones (diferentes caminos y mismas barreras)”, ofrece una visión actualizada y multidimensional de las desigualdades de género a partir de diversas contribuciones que analizan cómo el género sigue influyendo en las trayectorias laborales y económicas en España y Europa. Los trabajos no se limitan a describir las brechas existentes, sino que exploran los mecanismos que las generan y reproducen, así como las políticas e intervenciones orientadas a su reducción. En este sentido, la obra aborda la desigualdad de género como un sistema de desventajas acumulativas e interrelacionadas, en lugar de considerarla como un fenómeno aislado.

Una premisa fundamental que se desprende del análisis presentado en este volumen es que las des-

igualdades de género se originan y consolidan en diversos ámbitos de la sociedad. Se manifiestan en el contexto del mercado laboral a través de la participación, la estabilidad, los salarios o la segregación ocupacional. Sin embargo, tienen su origen y se reproducen en el ámbito doméstico mediante la distribución del trabajo no remunerado, la maternidad, la influencia familiar sobre las aspiraciones educativas y profesionales y los sesgos en la valoración del talento. En este sentido, la obra subraya que comprender la desigualdad de género exige integrar el análisis del empleo con el de la familia, las normas sociales, los sesgos y el cambio estructural.

La estructura del volumen se organiza en cuatro grandes bloques temáticos. El primero, titulado *Mercado laboral, empleo y políticas públicas*, examina el papel de las instituciones y de las políticas en la configuración de las desigualdades de género. El segundo bloque, denominado Estructura del mercado de trabajo y desigualdades, aborda la manera en que la organización del empleo, las ocupaciones, los sectores productivos y el cambio tecnológico configuran las disparidades de género. El tercer bloque, *Familia, hogar y decisiones personales*, trata la relación entre las dinámicas familiares, los roles de género y los resultados económicos. El cuarto y último bloque, denominado Comportamiento, sesgos y toma de decisiones, amplía el foco hacia procesos más microeconómicos y socioculturales.

La primera contribución, de Maite Blázquez y Ainhoa Herrarte, analiza la efectividad de las políti-

cas activas de empleo (PAE) dirigidas a parados de larga duración desde una perspectiva de género, en un mercado laboral marcado por pronunciadas desigualdades. A partir de la evaluación de cuatro programas mixtos de empleo y formación implementados en 2018 por el Servicio Público de Empleo de la Comunidad de Madrid, las autoras examinan si estas políticas mejoran la empleabilidad y la calidad del empleo de forma diferenciada para hombres y mujeres. Los resultados revelan una clara heterogeneidad: no se observan diferencias significativas en los programas dirigidos a jóvenes, pero sí entre los mayores de 30 años. En este grupo, los hombres se benefician más de los programas de reactivación profesional, accediendo a empleos más estables y de mayor calidad, mientras que las mujeres obtienen mejores resultados en los programas de cualificación, aunque en empleos más precarios. El trabajo apunta a factores estructurales y al diseño de las políticas como posibles explicaciones y concluye que integrar la perspectiva de género en las PAE es clave tanto para la equidad como para su eficiencia, especialmente en colectivos vulnerables.

Sin enfoque de género, las políticas de empleo e igualdad pueden reforzar las brechas que intentan corregir

La segunda aportación, de **Estrella Gómez-Herrera** y **Marc Riera Pons**, analiza de forma comparada el impacto de las políticas de igualdad de género en el mercado laboral europeo entre 2013 y 2024, centrándose en los casos de Suecia, España y Grecia. A partir del índice de igualdad de género del EIGE y de datos de Eurostat, el estudio evalúa los avances y limitaciones de las políticas orientadas a reducir la brecha salarial y a fomentar la participación femenina en el empleo. Los resultados muestran que, aunque la desigualdad de género persiste en toda la Unión Europea, las políticas públicas han sido determinantes para mejorar los indicadores de igualdad, si bien con efectos desiguales según el país. Suecia mantiene su liderazgo gracias a una larga tradición de políticas igualitarias, aunque afronta desafíos en la corresponsabilidad de los cuidados; España des-

taca por un progreso sostenido asociado a un marco normativo cada vez más exigente; y Grecia, partiendo de niveles muy bajos, presenta una convergencia reciente condicionada por debilidades institucionales. Los autores concluyen que la efectividad de estas políticas depende de su obligatoriedad, del seguimiento y de la existencia de sanciones, y subrayan la necesidad de integrar la perspectiva de género de forma transversal en todas las políticas públicas.

La tercera contribución, de **Virginia Hernanz** y **Mario Izquierdo**, examina el impacto de la reforma laboral de 2021 sobre el contrato fijo-discontinuo desde una óptica de género, evaluando si esta modalidad ha contribuido a mejorar la estabilidad laboral femenina o si, por el contrario, ha generado nuevas formas de precariedad. A partir del análisis de los microdatos de la Muestra continua de vidas laborales entre 2014 y 2023, los autores documentan un cambio profundo en el uso y la composición de este tipo de contrato tras la reforma. Aunque la expansión del fijo-discontinuo ha reducido la temporalidad contractual, el estudio muestra que también ha intensificado la intermitencia de los episodios de empleo, con efectos particularmente adversos para las mujeres. Tras la reforma, se observa una fuerte reducción en la duración de los episodios laborales femeninos y un aumento significativo de los contratos de muy corta duración, lo que se traduce en una menor intensidad anual del empleo que no se compensa plenamente con otras formas de contratación. El artículo concluye que la reforma ha sustituido parcialmente la temporalidad tradicional por una inestabilidad menos visible pero persistente, que reproduce desigualdades de género preexistentes. Esta evidencia, señalan los autores, pone de relieve la necesidad de incorporar de manera explícita la perspectiva de género en la evaluación y el diseño de los instrumentos de regulación laboral para evitar la consolidación de nuevas modalidades de precariedad feminizada.

La cuarta contribución, de **María Navarro** y **Ana I. Moro-Egido**, examina la transmisión intergeneracional de la pobreza en España desde una perspectiva de género, centrándose en los mecanismos que conectan las dificultades económicas en la adolescencia con la situación económica en la edad adulta. Utilizando datos de la encuesta EU SILC entre 2005

y 2023, el estudio examina el papel mediador de la educación y de la calidad del empleo posterior. Los resultados muestran que las dificultades económicas en el hogar de origen no tienen un efecto directo significativo sobre la renta adulta, pero sí generan importantes efectos indirectos, principalmente a través del abandono escolar y, en menor medida, de la calidad del empleo alcanzado. El abandono educativo emerge como el canal fundamental de transmisión, especialmente en contextos de vulnerabilidad. Aunque el impacto total es mayor en los hombres, las mujeres concentran una mayor proporción de efectos indirectos y afrontan un riesgo de pobreza más del doble, reflejando una acumulación de desventajas a lo largo del ciclo vital. El artículo subraya que el empleo por sí solo no basta para romper la pobreza heredada si no es de calidad y concluye que solo políticas integradas de educación, empleo y protección social con enfoque de género pueden frenar su persistencia intergeneracional.

En resumen, los capítulos que componen esta sección examinan la eficacia diferencial por género de las políticas activas de empleo, el impacto de las políticas de igualdad en el mercado laboral europeo, los efectos de la reforma laboral y de la expansión del contrato fijo-discontinuo, así como los mecanismos de transmisión intergeneracional de la pobreza y el papel mediador de la educación y la calidad del empleo. En su conjunto, este bloque de análisis evidencia que las políticas públicas no son neutrales al género: su diseño, implementación y seguimiento pueden contribuir tanto a la reducción de las desigualdades de género como a su reproducción de forma más sutil.

El segundo bloque, *Estructura del mercado de trabajo y desigualdades*, aborda la manera en que la organización del empleo, las ocupaciones, los sectores productivos y el cambio tecnológico configuran las disparidades de género. La contribución que abre el segundo bloque, de **Raquel Carrasco** y **Ana Nuevo-Chiquero**, analiza la evolución del contenido funcional de las ocupaciones en España entre 2005 y 2024 desde una perspectiva de género, con especial atención al papel de la maternidad. El estudio muestra un notable aumento de la participación laboral femenina, impulsado casi exclusivamente por las madres, cuyas tasas convergen con las de

las mujeres sin hijos. Sin embargo, este avance no se traduce plenamente en una mejora del contenido de las tareas desempeñadas. Persiste una fuerte segregación: las mujeres continúan concentradas en ocupaciones con alto contenido rutinario, mientras los hombres dominan las tareas manuales y mantienen una ventaja en el componente abstracto, asociado a mejores salarios y menor riesgo de obsolescencia tecnológica. Aunque las series agregadas sugieren una cierta convergencia en el contenido de las ocupaciones femeninas, el análisis ajustado revela que gran parte de esta mejora responde a efectos de composición —mayor educación y concentración sectorial— y no a una transformación real de las tareas dentro de los puestos. El artículo concluye que la convergencia es más composicional que estructural y que alcanzar una igualdad efectiva requiere políticas que aborden la segregación por tareas, la penalización por maternidad y la organización del trabajo, incorporando también la perspectiva del cambio tecnológico.

El cambio tecnológico y estructural no elimina la desigualdad si persiste la segregación por tareas y sectores

La segunda aportación del bloque, de **Raquel Sebastian**, analiza el impacto del cambio tecnológico —automatización, robotización e inteligencia artificial— sobre la estructura ocupacional y la desigualdad salarial en España, incorporando de forma explícita la perspectiva de género. El estudio parte de la idea de que la tecnología actúa sobre las tareas y no directamente sobre las ocupaciones, lo que genera efectos diferenciados según la exposición de mujeres y hombres a actividades rutinarias o complementarias a la tecnología. El análisis muestra una convergencia en la participación laboral por sexo entre 1994 y 2024, aunque con ajustes asimétricos: la automatización ha afectado con mayor intensidad a ocupaciones masculinizadas de cualificación intermedia, mientras que las mujeres han ganado peso en servicios y profesiones, especialmente en los tramos salariales altos. En el plano distributivo, el trabajo cuantifica el

impacto causal de la automatización y la IA sobre la desigualdad salarial y la brecha de género, utilizando distribuciones contrafactuales. Los resultados confirman que la automatización ha sido un factor clave en el aumento de la desigualdad agregada, aunque con un efecto reductor sobre la brecha salarial de género, mientras que la IA tiende a incrementar la desigualdad total. El artículo subraya la necesidad de políticas de formación y adaptación tecnológica que tengan en cuenta trayectorias laborales diferenciadas por género.

La tercera contribución, de **Jimena Contreras** y **Claudia Hupkau**, estudia las diferencias sectoriales de la brecha salarial de género en España entre 2010 y 2022, mostrando que el progreso agregado oculta una elevada heterogeneidad entre industrias. A partir de microdatos de la Encuesta de estructura salarial, el estudio evidencia que, aunque la brecha salarial horaria bruta se ha reducido, el componente inexplicado ha permanecido prácticamente constante, lo que indica que la desigualdad se ha desplazado hacia diferencias salariales dentro de sectores y ocupaciones. Los resultados revelan disparidades sustanciales según la composición de género de cada sector: en los masculinizados, las mujeres presentan penalizaciones salariales inexplicadas elevadas pese a estar positivamente seleccionadas, mientras que en los feminizados persisten brechas relevantes incluso con mayor homogeneidad en características laborales. El análisis muestra además que el peso explicativo de la segregación ocupacional y de las características individuales y empresariales ha disminuido con el tiempo, reforzando la idea de que la desigualdad opera cada vez más dentro de empresas y ocupaciones. Las autoras concluyen que las políticas generalistas son insuficientes y abogan por intervenciones específicas por sector que combinen transparencia salarial, medidas antidiscriminatorias y estrategias para romper techos de cristal y revalorizar el trabajo femenino.

En su conjunto, los capítulos de este bloque examinan la composición funcional de las ocupaciones, la distinta inserción de mujeres y hombres en tareas abstractas, rutinarias y manuales, el impacto de la automatización y la inteligencia artificial sobre la desigualdad y la brecha salarial, y la heterogeneidad

sectorial de las diferencias salariales en España. Esta parte de la obra subraya que las desigualdades de género no solo dependen de la cantidad de mujeres que se desempeñan profesionalmente, sino también de su ubicación geográfica, las condiciones en las que llevan a cabo sus labores, las funciones que desempeñan y la manera en que la innovación tecnológica transforma de manera desigual los riesgos y oportunidades laborales.

El tercer bloque, denominado *Familia, hogar y decisiones personales*, aborda la relación entre las dinámicas familiares, los roles de género y los resultados económicos. La contribución que abre el tercer bloque, de **Lidia Farré**, **Libertad González** y **Claudia Meza-Cuadra**, analiza los efectos a medio plazo de la pandemia de COVID 19 sobre la asignación del tiempo dentro de los hogares españoles desde una perspectiva de género. Partiendo de la evidencia previa que documenta un aumento de la carga de trabajo total femenina durante los confinamientos, el artículo examina si estos desequilibrios persistieron una vez levantadas las restricciones. Utilizando datos representativos recogidos en tiempo real en mayo de 2020 y mayo de 2022, las autoras muestran que, dos años después del inicio de la pandemia, la brecha de género en horas totales trabajadas —sumando trabajo remunerado y no remunerado— se ha reducido de forma significativa, aunque no ha desaparecido. Esta reducción se explica casi exclusivamente por una reasignación del tiempo dedicado al cuidado de los hijos, con un aumento sostenido de la implicación de los padres, especialmente entre aquellos que estuvieron en ERTE durante el confinamiento. En contraste, la brecha de género en el trabajo remunerado y en las tareas domésticas permanece prácticamente inalterada. El artículo aporta evidencia novedosa sobre la persistencia de cambios en los comportamientos intrahogar tras un *shock* de gran magnitud, destacando el potencial de una mayor implicación paterna para reducir desigualdades de género en el mercado laboral y en la transmisión de roles a las futuras generaciones.

La segunda aportación del bloque, firmada por **Pilar Beneito** y **Óscar Vicente-Chirivella**, describe el papel de la influencia parental en la elección de estudios universitarios y carreras profesionales, po-

niendo el foco en las diferencias de género. A partir de datos administrativos de estudiantes de primer curso de dos universidades valencianas, el estudio analiza cómo la educación y la ocupación de padres y madres influyen en las calificaciones de acceso y en la probabilidad de elegir carreras consideradas aspiracionales —de altos ingresos, académicamente selectivas o STEM—. Los resultados muestran que, incluso a igualdad de rendimiento académico y contexto socioeconómico, persisten diferencias de género marcadas en la elección de estudios, con una menor propensión femenina hacia carreras de altos ingresos y STEM. La educación parental influye principalmente en los resultados académicos, mientras que la ocupación de los progenitores resulta especialmente determinante para la elección de carrera, con un papel destacado de las madres como referentes para las hijas en disciplinas STEM. El artículo concluye que las brechas de género en las decisiones educativas no se explican únicamente por restricciones de capacidad o recursos, sino también por aspiraciones y modelos de referencia, lo que refuerza la importancia de políticas de orientación vocacional, mentoring y visibilidad de trayectorias profesionales femeninas, especialmente para estudiantes de entornos menos favorecidos.

Las desigualdades de género se acumulan a lo largo del ciclo vital

La tercera contribución, de **Odra Quesada**, examina el coste del género y de la maternidad en el empleo en España, examinando cómo las transiciones familiares afectan las trayectorias laborales de mujeres y hombres a lo largo del ciclo vital. Utilizando microdatos recientes de la Encuesta de población activa y una comparación histórica con distintos momentos desde 2007, el artículo muestra que las diferencias laborales entre mujeres y hombres son reducidas antes de la llegada de los hijos, pero se amplían de manera sustancial tras la maternidad. La probabilidad de empleo femenino cae significativamente en hogares con hijos, mientras que la de los hombres apenas varía, y la principal vía de ajuste laboral se produce a través del aumento del trabajo a tiempo parcial entre las madres. Aunque estas

brechas se han reducido parcialmente en las últimas dos décadas, la convergencia se ha ralentizado y la penalización asociada a la maternidad sigue siendo elevada y persistente, especialmente cuando los hijos son pequeños. El trabajo subraya que estas desigualdades reflejan una distribución muy asimétrica de los cuidados y concluye que reducir la penalización laboral de la maternidad es clave no solo para la igualdad de género, sino también para la eficiencia del mercado de trabajo y la sostenibilidad demográfica.

La cuarta contribución, de **Mayssun El-Attar Vilalta** y **Raquel Fonseca**, analiza la desigualdad de género en el patrimonio tras la viudedad en España, utilizando dos décadas de microdatos de la Encuesta financiera de las familias. El artículo analiza cómo la viudedad afecta de manera diferencial a la acumulación y preservación de la riqueza de hombres y mujeres mayores de 50 años, comparándolos con personas solteras de por vida y explorando la dinámica patrimonial en torno al fallecimiento del cónyuge. Los resultados muestran que la viudedad se asocia, en promedio, con mayores niveles de riqueza que la soltería, pero esta “prima por viudedad” beneficia principalmente a los hombres. Mientras los viudos mantienen o amplían su riqueza inmobiliaria, empresarial y financiera, las viudas experimentan pérdidas significativas, especialmente en activos financieros y empresariales. Parte de esta brecha se explica por diferencias en renta, educación y actitudes frente al riesgo, pero persisten componentes no explicados que apuntan a desigualdades estructurales en la titularidad y el control de los activos. El artículo concluye señalando que la viudedad revela y amplifica desigualdades acumuladas durante la vida laboral y familiar, y subraya la importancia de reforzar la alfabetización financiera, la copropiedad efectiva de los activos y la protección económica en la vejez para reducir las brechas de riqueza por género.

Por tanto, los capítulos de este bloque evidencian que muchas de las brechas observadas en el mercado laboral poseen raíces profundas en la organización del hogar y en la división sexual del trabajo. El análisis bibliográfico expone que la desigualdad no se manifiesta únicamente en el contexto inmediato del empleo, sino que se acumula a lo largo del curso

de vida, dejando huellas duraderas en los ingresos, la estabilidad y la seguridad económica en etapas avanzadas de la vida.

El cuarto y último bloque, *Comportamiento, sesgos y toma de decisiones*, amplía el foco hacia procesos más microeconómicos y socioculturales. La contribución que abre el cuarto bloque, de **María Cubel** y **Melanie Michelle Mahovshy**, analiza cómo el género del asesor y la cantidad de información disponible influyen en el grado en que las personas siguen recomendaciones externas al tomar decisiones. Partiendo del marco del *Judge-Advisor System* y de la idea de que dar y recibir consejos es un proceso esencialmente social, el artículo examina en qué medida los individuos incorporan el asesoramiento recibido —medido a través del indicador estándar *Weight of Advice*— en su decisión final. El estudio presta especial atención a contextos de información limitada, como los que caracterizaron la pandemia del COVID 19, y a un factor poco explorado en la literatura: el género de quien ofrece el consejo. Los resultados muestran que el impacto del asesoramiento depende de la interacción entre la información contextual disponible para el decisor y las características del asesor, y que el género puede influir en el peso concedido a una recomendación incluso controlando por confianza, percepción de competencia y actitudes hacia el riesgo. El trabajo subraya así que los sesgos de género en la recepción del asesoramiento pueden tener consecuencias relevantes en decisiones personales, organizacionales y de política pública, y destaca la importancia de diseñar estrategias de comunicación y provisión de consejos que tengan en cuenta estos mecanismos.

Los sesgos de género influyen incluso en decisiones y evaluaciones aparentemente neutrales

La segunda aportación del bloque, firmada por **María Cubel** y **Santiago Sanchez-Pages**, examina cómo la arquitectura de las escalas de evaluación modula la expresión de sesgos de género en la crítica cinematográfica. Utilizando una muestra de más de 4.000 reseñas publicadas entre 2021 y 2025

en medios digitales españoles, el artículo compara valoraciones realizadas con escalas discretas de cinco puntos frente a escalas más granulares de nueve puntos, y analiza cómo varían las calificaciones en función del género del equipo directoral y del crítico o crítica. Los resultados muestran una penalización sistemática hacia las películas dirigidas por mujeres cuando se emplean escalas más rígidas, penalización que desaparece en gran medida al utilizar escalas más finas que permiten medias estrellas. El análisis revela además que este sesgo proviene casi exclusivamente de críticos varones y que la mayor granularidad de las escalas reduce tanto la penalización media como las diferencias en los extremos de la distribución de notas. El artículo concluye que la arquitectura de los sistemas de evaluación no es neutral y puede amplificar o atenuar sesgos de género en contextos de alta subjetividad, subrayando el potencial de decisiones editoriales aparentemente técnicas para influir en la visibilidad, el reconocimiento y la trayectoria profesional de creadoras y creadores en la industria cultural.

El bloque muestra que los sesgos de género afectan tanto a la adopción de consejos como a las evaluaciones, incluso en decisiones aparentemente neutrales. Además, evidencia que la arquitectura de la información y de las escalas de valoración puede amplificar o reducir estos sesgos, con consecuencias relevantes para la toma de decisiones y el reconocimiento profesional.

Desde una perspectiva metodológica, este número de Papeles de Economía, dedicado a “La huella del género: empleo, familia y decisiones (diferentes caminos y mismas barreras)” integra diversas aproximaciones, tales como análisis descriptivos, evaluaciones de impacto, modelos econométricos, descomposiciones salariales, distribuciones contrafactuales, estudios de uso del tiempo y análisis de riqueza. Esta diversidad metodológica permite captar la complejidad del fenómeno desde múltiples escalas de observación. La pluralidad metodológica que se evidencia en el análisis constituye una de las fortalezas del volumen, al ofrecer evidencias complementarias sobre una misma realidad: la persistencia de brechas de género que adoptan formas cambiantes según el contexto institucional, sectorial, familiar o cultural.



COLABORACIONES I

**MERCADO LABORAL, EMPLEO
Y POLÍTICAS PÚBLICAS**

POLÍTICAS ACTIVAS DE EMPLEO PARA PARADOS DE LARGA DURACIÓN: DIFERENCIAS DE GÉNERO (*)

Maite Blázquez

Ainhoa Herrarte

Universidad Autónoma de Madrid

Resumen

Las políticas activas de empleo constituyen un elemento fundamental en la lucha contra el desempleo, especialmente entre los colectivos más vulnerables como los parados de larga duración. Incorporar la dimensión de género a la evaluación del impacto de estas políticas es imprescindible para identificar brechas de género en el mercado laboral e incorporar mejoras en su diseño para garantizar su equidad y eficiencia económica. Nuestros resultados, centrados en la evaluación de cuatro programas mixtos de empleo y formación desarrollados en la Comunidad de Madrid, proporcionan evidencia de ciertas diferencias de género: con carácter general, los hombres tienden a beneficiarse en mayor medida de estos programas, especialmente en el acceso a empleos de mejor calidad y con trayectorias profesionales más estables.

Palabras clave: políticas activas de empleo, evaluación de políticas, parados de larga duración, brecha de género, empleo subvencionado.

Abstract

Active labour market policies constitute a key element in the fight against unemployment, especially among the most vulnerable groups, such as the long-term unemployed. Incorporating the gender dimension into the impact evaluation of these policies is essential to identify gender gaps in the labour market and incorporate improvements in their design to ensure their equity and economic efficiency. Our results, which focus on the evaluation of four mixed employment and training programmes developed in the Community of Madrid, provide evidence of certain gender differences: in general, men tend to benefit more from these programmes, especially in terms of access to better-quality jobs and more stable career paths.

Keywords: active labour market policy, programme evaluation, long-term unemployment, gender gap, subsidized jobs.

JEL classification: J16, J64, J68.

I. INTRODUCCIÓN

Las políticas activas de empleo (PAE) tienen como objetivo promover el empleo y abordar los desequilibrios del mercado laboral, tratando de mejorar las oportunidades laborales de las personas desempleadas mediante formación, intermediación, orientación y apoyo a la búsqueda de empleo e incentivos a la contratación.

Durante la Gran Recesión de 2008-2013 o la reciente crisis provocada por el COVID-19, las PAE se convirtieron en un eje central de las políticas

gubernamentales para hacer frente a una amplia gama de problemas del mercado laboral, como el desempleo juvenil o el desempleo de larga duración (Martín, 2015; OCDE, 2021; Blázquez y Pérez del Prado, 2022), desempeñando un papel clave en la recuperación económica. Si bien el objetivo general de estas políticas es aumentar la probabilidad de inserción y la sostenibilidad del empleo, sus efectos no son homogéneos. La evidencia empírica ha puesto de manifiesto que impactos heterogéneos por género pueden emerger por vías estructurales (segmentación del mercado laboral, desigualdades en las responsabilidades

de cuidados de hijos y mayores, diferencias en la duración y tipo de contrato, etc.) o por el diseño de las propias medidas (tipo de programa, intensidad, duración). Evidencia para el caso de España de la existencia de esta brecha de género queda recogida en el informe “Evaluación ex post PAPE 2022: Evaluación por dimensiones del Plan Anual de Política de Empleo 2022” (SEPE, 2024). Como se pone de manifiesto en dicho informe, aunque las PAE han servido para facilitar la inserción laboral pos-Covid, especialmente en colectivos vulnerables, la tasa de inserción laboral por parte de las mujeres fue menor que la de los hombres, pese a que su participación fue mayor.

Por tanto, un análisis centrado en las diferencias de género en la probabilidad de empleo tras la participación en PAE es esencial para evaluar la eficacia y la equidad de dichas políticas y para orientar su diseño en contextos con fuertes asimetrías de género, como es el caso del mercado laboral español. En este artículo, nos centramos en analizar dichas diferencias de género para un conjunto de programas mixtos de empleo y formación dirigidos a parados de larga duración llevados a cabo en 2018 por el Servicio Público de Empleo (SPE) de la Comunidad de Madrid. En concreto, analizaremos la eficacia de cuatro programas —dos programas de cualificación profesional y dos programas de activación/reactivación profesional— en términos de mejora de la empleabilidad de los participantes, atendiendo a la calidad de los empleos alcanzados.

Incorporar esta dimensión de género en el estudio de evaluación de impacto de las PAE es especialmente relevante en mercados laborales como el español, caracterizado por significativas brechas de género en diferentes aspectos tales como tasas de participación y de empleo, desempleo, salarios, calidad del empleo y oportunidades de promoción profesional, entre otros. Como refleja el informe del “Mercado de Trabajo Estatal 2025”, elaborado por el Servicio Público de Empleo Estatal (SEPE), a finales de 2024 se observa una significativa brecha de género en las tasas de empleo —más de 10 p. p.—, con una cifra del 57,60 por 100 para los hombres frente al 47,24 por 100 para las mujeres. Otro indicador en el que persisten unas diferencias de género significativas se refiere a la incidencia del paro de

larga duración. En concreto, el informe muestra que el colectivo femenino representaba a finales de 2024 el 64,32 por 100 del total de parados de larga duración (1) —parados inscritos como demandantes de empleo más de doce meses— frente al 35,68 por 100 del colectivo masculino. Al igual que en el conjunto de España, datos recientes para la Comunidad de Madrid (2) ponen de manifiesto que, a pesar de la reducción de la brecha de género en los últimos años, la tasa de actividad y de empleo de los hombres sigue siendo notablemente superior a la de las mujeres. Asimismo, estas siguen teniendo un mayor peso en el paro de larga duración (64,9 por 100 de mujeres frente a 35,1 por 100 de hombres que llevan más de un año inscritos como demandantes de empleo).

En este contexto de partida, es necesario examinar si las PAE reproducen o corrigen estas desigualdades, evaluando si generan impactos diferenciados según el género, al objeto de poder garantizar que dichas políticas no perpetúen las desigualdades existentes. Los resultados del presente trabajo confirman, en línea con otros trabajos tanto a nivel de la Unión Europea (UE) y a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) (European Training Foundation, 2024; OCDE, 2021) como del mercado laboral español (Conde-Ruiz y Marra de Artiñano, 2016), la importancia de incorporar la dimensión de género en el diseño, seguimiento y evaluación de las PAE, adaptándolas a las necesidades específicas del colectivo femenino.

El artículo se estructura como sigue. La sección segunda describe las PAE, proporcionando evidencia empírica sobre el impacto de estas con especial atención a las diferencias de género. La tercera sección proporciona un análisis de las políticas objeto de evaluación en este trabajo (Programas Mixtos de Empleo y Formación). En la sección cuarta se describe la metodología, mientras que la sección quinta recoge los resultados más relevantes. Finalmente, la sexta sección concluye.

II. PAE Y DESIGUALDADES DE GÉNERO: EVIDENCIA EMPÍRICA

En términos generales, las PAE abarcan medidas orientadas a la activación temprana de las personas

que han perdido su trabajo y pueden clasificarse en cinco grandes categorías: orientación laboral personalizada, mejora de la intermediación entre empresas y trabajadores, formación ocupacional, incentivos a la contratación de colectivos con dificultades de inserción y creación temporal de empleo público mediante subvenciones.

Los programas analizados en este artículo podrían clasificarse dentro de esta última categoría, pero difieren de los programas tradicionales de empleo público subvencionado al combinarse con un acompañamiento en materia de formación y orientación. Si bien los programas de creación directa de empleo público han demostrado ser, en general, poco eficaces (Card *et al.*, 2010, 2018; Kluve, 2010; Escudero, 2018), otros trabajos como Kluve *et al.*, (2019) y Malo (2018) muestran evidencia de que los programas que integran múltiples intervenciones, combinando medidas de empleo público subvencionado con formación y orientación, presentan mayores probabilidades de éxito, mejorando el acceso al empleo, promoviendo la estabilidad laboral y reduciendo la temporalidad para los grupos vulnerables.

En cuanto a los efectos heterogéneos por género, por un lado, encontramos evidencia a nivel europeo y para el caso concreto de España, de que las mujeres suelen presentar trayectorias laborales distintas tras la participación en PAE: menor probabilidad de empleo a tiempo completo, mayor probabilidad de empleo temporal y salarios más bajos que los hombres que participan en los mismos programas. Pero, por otro lado, algunos otros estudios no sugieren evidencias robustas de tales diferencias de género.

A nivel internacional, el informe de la European Training Foundation (2024), *Gender dimension of labour market transitions*, centrado en los llamados países socios de la Fundación Europea de Formación, concluye que, si bien las mujeres suelen participar más que los hombres en políticas activas de empleo, dicha participación no se traduce necesariamente en una mejora proporcional de la inserción laboral ni de la calidad del empleo alcanzado. De hecho, muchas mujeres acaban en trabajos temporales, a tiempo parcial o de baja

remuneración, siendo los programas de incentivos al empleo y formación los que parecen tener un impacto más favorable para el colectivo femenino. El informe apunta a la necesidad de diseñar las PAE con perspectiva de género, incluyendo paquetes integrales (por ejemplo, formación, prácticas laborales y medidas de apoyo al emprendimiento), junto con medidas que permitan la conciliación laboral y familiar (horarios flexibles, formación online, opciones de jornada parcial con progresión, etc.) y medidas de apoyo al cuidado (servicios de guardería subvencionados o ayudas directas para cuidado infantil/dependientes).

Para el caso español, varios trabajos analizan las diferencias de género en la evaluación de distintas PAE, encontrando resultados diversos. El trabajo de De la Rica y Gorjón (2022) evalúa el impacto de los incentivos a la contratación de jóvenes mediante el contrato en prácticas en el mercado laboral español para el período 2009-2018, encontrando una menor probabilidad de pasar a un empleo indefinido, menor estabilidad en el empleo y un peor impacto salarial entre el colectivo femenino. Sin embargo, trabajos más recientes como el de González *et al.* (2025), que se centran en el mismo tipo de contrato formativo, pero para el período 2015-2021, muestran eficacia limitada de este tipo de contratos para todos los participantes, sin evidencia clara de una brecha de género.

El trabajo de Alegre *et al.* (2015), centrado en el caso de Cataluña para el período 2009-2013, evaluó los programas de cualificación profesional Inicial (PQPIs), dirigidos a jóvenes que ni estudian ni trabajan, con evidencia no muy clara de efectos diferenciados de la participación según género. En general, los programas ofrecieron una salida laboral más inmediata, pero caracterizada mayoritariamente por empleos más precarios. Las mujeres, aunque tardaban más en insertarse, lograban en algunos casos empleos algo más estables si continuaban estudiando.

Para el caso de la Comunidad Valenciana y para el período de recuperación económica tras la gran recesión, el trabajo de Guijarro (2018) concluye que, en términos generales, las PAE aumentan la probabilidad de salir del desempleo tanto para

hombres como para mujeres, pero la ganancia media es menor para las mujeres. Solo en el caso de las mujeres con alto nivel educativo se observa una mayor efectividad en las probabilidades de empleo.

Por último, cabe mencionar el estudio de Arranz y García-Serrano (2024), que, al igual que nuestro estudio, se centra en el mercado laboral de la Comunidad de Madrid y usa datos administrativos del SPE de Madrid. Estos autores analizan el impacto de la participación en programas de orientación, búsqueda de empleo e intermediación, así como programas de formación, sobre la probabilidad de encontrar empleo y la calidad de este para el período 2018-2019. Sus resultados apuntan a la existencia de efectos positivos de ambos programas para hombres y para mujeres, pero la magnitud del impacto es menor entre el colectivo femenino para la probabilidad de empleo de calidad alta.

III. PROGRAMAS MIXTOS DE EMPLEO Y FORMACIÓN

En esta sección hacemos una descripción de los cuatro programas mixtos de empleo y formación dirigidos a parados de larga duración (PLD) objeto de evaluación. Se trata de programas que combinan actividad laboral remunerada, formación y orientación para la búsqueda de empleo –dos programas de cualificación profesional y dos programas de activación/reactivación profesional– llevados a cabo en 2018 por el SPE de la Comunidad de Madrid. Para ambos bloques de medidas, se incluye un programa dirigido a jóvenes y otro a mayores de 30 años. En el caso de los programas dirigidos a mayores de 30 años, tienen prioridad los PLD que no perciban prestaciones ni subsidios por desempleo u otras rentas por desempleo.

Todos ellos son subvenciones dirigidas a entidades locales de la Comunidad de Madrid, sus organismos autónomos y entidades dependientes o asimiladas con competencias en materia de promoción de empleo, para financiar los costes salariales y de cotización de la Seguridad Social de los desempleados contratados, así como los costes de la impartición de la formación.

Se dirigen a la contratación de PLD, definidos como aquellos demandantes de empleo que, duran-

te un período de 540 días anteriores a la fecha de su incorporación al programa, hayan permanecido inscritos en las oficinas de empleo más de 180 días en el caso de los jóvenes o 360 días en el caso de los mayores de 30 años. Se exige que los jóvenes estén inscritos en el Sistema Nacional de Garantía Juvenil. En todos los programas se estipula que al menos la mitad de los participantes sean mujeres (3).

Bloque I: Programas de cualificación profesional

Se incluyen en este bloque dos programas: “Programa de cualificación profesional para jóvenes desempleados de larga duración” (PCP-Jóvenes) y “Programa de cualificación profesional para desempleados de larga duración mayores de 30 años” (PCP-Mayores) (4). Su objetivo es la cualificación profesional de los participantes con el objeto de proporcionarles un certificado de profesionalidad relacionado con la ocupación y activarlos para la posterior búsqueda de empleo.

Son medidas dirigidas a PLD que carezcan de una cualificación profesional reconocida por el sistema de formación profesional para el empleo o del sistema educativo, requerida para el desempeño de la ocupación. En ambos casos, se trata de contratos subvencionados –mediante un contrato de formación y aprendizaje a jornada completa y con una duración mínima de nueve meses– para la realización de actividades de interés público o social en entidades locales en régimen de alternancia de actividad laboral retribuida y formación directamente relacionada con la ocupación para la obtención de un certificado de profesionalidad (preferentemente de nivel 1). En ambos programas, los participantes reciben, adicionalmente, medidas de tutorización específica y orientación profesional. La subvención va destinada a sufragar los costes salariales y de cotización a la Seguridad Social –800 euros al mes por participante– y los costes de impartición de la formación, con un máximo de 8 euros por hora y participante.

Bloque II: Programas de activación/reactivación profesional

Se incluyen en este bloque dos programas: “Programa de activación profesional para jóvenes

desempleados de larga duración” (PARP-Jóvenes) y “Programa reactivación profesional para desempleados de larga duración para mayores de 30 años” (PARP-Mayores) (5). El objetivo es fomentar la contratación de PLD cualificados en una ocupación directamente relacionada con su titulación (en el caso de los jóvenes) o con su cualificación profesional (en el caso de los mayores de 30 años). Incluyen práctica profesional remunerada durante seis meses y entre 90 y 120 horas de formación en competencias transversales con fuerte incidencia en el empleo (tecnologías de la información y las comunicaciones, idiomas, trabajo en equipo, etc.). Van dirigidos a PLD que cuenten con un título universitario o de formación profesional (grado medio o superior, o títulos reconocidos como equivalentes) o bien de un certificado de profesionalidad que habilite para el ejercicio profesional de la ocupación. En el PARP-Mayores se considera también cualificados a quienes acrediten experiencia previa en la ocupación. En ambos casos, los participantes reciben una experiencia profesional en la obra o servicio, mediante un contrato a jornada completa (contrato de prácticas en el caso de los jóvenes), con una duración mínima de seis meses. La subvención por participante se establece entre 2,5 y 2 veces el salario mínimo interprofesional para las ocupaciones de los Grupos de Cotización a la Seguridad Social 1 a 2 y 3 a 9, respectivamente.

IV. DATOS Y METODOLOGÍA

1. Datos: registros administrativos

Para evaluar el impacto de la participación en los cuatro programas descritos, utilizamos registros administrativos del SPE de la Comunidad de Madrid. Mediante un identificador anonimizado se combina la información de los registros de demandas, contratos y servicios de empleo recibidos.

El registro de demandantes de empleo incluye a todas las personas inscritas en las oficinas de empleo. Dado que los cuatro programas están dirigidos a PLD, se ha seleccionado para el análisis una submuestra de demandantes de empleo PLD que cumplieran los criterios de elegibilidad establecidos en las bases reguladoras de los programas. El registro de demandantes contiene información

personal (sexo, edad, nivel educativo, nacionalidad, competencias lingüísticas, experiencia laboral en la ocupación demandada, prestación por desempleo, tiempo de inscripción en los SPE, entre otros), así como datos adicionales relacionados con la búsqueda de empleo (ámbito de búsqueda, jornada laboral solicitada, ocupación demandada, etc.).

El registro de contratos comprende todos los contratos de trabajo registrados en la Comunidad de Madrid. Dado que es obligatorio para los empleadores registrar los contratos de trabajo, el registro contiene todos los contratos que un individuo haya podido tener, así como información sobre las características de este (tipo de contrato, duración, jornada laboral, ocupación, actividad económica, etc.). Finalmente, el registro de servicios comprende todos los servicios de empleo recibidos por los demandantes, categorizados según un amplio conjunto de medidas. El período de análisis abarca desde el mes anterior al inicio de los contratos subvencionados hasta febrero de 2020.

2. Características de los participantes

El Anexo recoge las características de los participantes en los cuatro programas, tanto en la muestra global como para hombres y mujeres por separado. En todos los programas, más del 70 por 100 de los participantes eran no perceptores de prestación por desempleo.

En el cuadro n.º A1 se muestran los principales descriptivos para los programas de cualificación profesional, con un total de 461 participantes analizados (42 por 100 de mujeres) en el PCP-Jóvenes y 1.447 en el PCP-Mayores (56,1 por 100 mujeres). También, en ambos programas, predominan los contratos subvencionados en “Ocupaciones elementales” (superior al 70 por 100), especialmente en el PCP-Mayores (por encima del 80 por 100).

En el caso del PCP-Jóvenes, no se alcanza la cuota mínima de mujeres (42 por 100) y, dada la juventud de los participantes, la proporción de desempleados de muy larga duración (PMLD) es muy reducida (6 por 100) (6), aunque con cierta mayor incidencia entre las mujeres. Predominan los participantes con secundaria de 1.ª etapa (60 por 100)

y una experiencia laboral muy limitada (61 por 100 sin experiencia previa en la ocupación demandada), sin apreciarse diferencias de género relevantes; sin embargo, las mujeres presentan mayor dominio de idiomas que los hombres. Respecto a la ocupación demandada, las mujeres demandan mayoritariamente ocupaciones de “Dependientes y trabajadores del sector servicios” (casi un 49 por 100), mientras que los hombres se orientan hacia “Ocupaciones elementales” (aproximadamente 40 por 100).

En el programa dirigido a mayores de 30 años (PCP-Mayores), las mujeres superan la cuota mínima (56,1 por 100) y la mayoría de los participantes son mayores de 45 años, con la mitad de ellos considerados PMLD. Predomina la secundaria de 1.ª etapa, aunque las mujeres muestran un nivel educativo medio superior al de los hombres, pero en este caso con menor nivel de idiomas que ellos. Aunque la mayoría son españoles, entre los hombres destaca una mayor proporción de nacionalidad extranjera. Los participantes en este programa demandan mayoritariamente “Ocupaciones elementales”, tanto mujeres (42,5 por 100) como hombres (34,6 por 100); sin embargo, la segunda ocupación más demandada corresponde a “Dependientes y trabajadores sector servicios” (25 por 100) para mujeres y “Artesanos y trabajadores de la industria” (31,3 por 100) para hombres. La mayoría tiene experiencia previa en la ocupación demandada, pero mayor entre los hombres (7,8 años frente a 6,5 años en las mujeres) y la proporción de participantes sin ninguna experiencia es mayor entre las mujeres.

En el cuadro n.º A2 se muestran los principales descriptivos para los programas de activación/reactivación profesional, con un total de 345 participantes analizados en el PARP-Jóvenes (58,6 por 100 mujeres) y 1.653 en el PARP-Mayores (57,5 por 100 mujeres). Ambos programas muestran perfiles de participantes distintos, aunque con algunos elementos comunes. En ambos casos, las mujeres superan ampliamente la cuota mínima de participación exigida (en torno al 58 por 100).

En el PARP-Jóvenes, el grupo mayoritario corresponde a personas de entre 25 y 29 años, con un porcentaje muy pequeño de PMLD. Por las pro-

pias características de elegibilidad del programa, destaca su elevado nivel educativo, ya que más de la mitad posee estudios universitarios y casi un tercio FP superior. No obstante, existen diferencias de género: las mujeres se concentran más en el colectivo universitario y los hombres en el colectivo con FP superior. Además, los hombres destacan en conocimiento de idiomas, mientras que entre las mujeres es algo más frecuente la nacionalidad extranjera. Predominan entre las ocupaciones demandadas las de mayor cualificación, “Profesionales científicos”, tanto para mujeres (45 por 100) como para hombres (34,3 por 100). Sin embargo, para las mujeres, la segunda ocupación más demandada corresponde a “Administrativos y contables” (19,3 por 100), mientras que para los hombres corresponde a “Técnicos de apoyo” (30,8 por 100). La experiencia laboral de los participantes es reducida, pues casi la mitad acumula menos de un año en la ocupación demandada y alrededor de un 30 por 100 carece de experiencia previa, especialmente entre los hombres. Atendiendo a la ocupación del contrato subvencionado, predominan las ocupaciones cualificadas como “Profesionales científicos” en el caso de las mujeres (51,8 por 100) y como “Técnicos de apoyo” en el caso de los hombres (46,5 por 100).

Por su parte, en el PARP-Mayores, destacan los participantes con más de 45 años, superando el 60 por 100. El peso de PMLD es destacado (alrededor del 40 por 100), con mayor incidencia entre las mujeres. En términos de nivel educativo, el contraste de género es muy significativo: los hombres se concentran en niveles bajos (primaria y secundaria) y las mujeres cuentan mayoritariamente con FP medio/superior y estudios universitarios. Las mujeres presentan además un nivel de idiomas superior al de los hombres, mientras que estos presentan mayor proporción de nacionalidad extranjera. En cuanto a las ocupaciones demandadas, también se observa una marcada diferenciación: las mujeres demandan mayoritariamente ocupaciones de “Administrativos y contables” (36,7 por 100) y “Profesionales científicos” (31,4 por 100), mientras que los hombres lo hacen en ocupaciones menos cualificadas, como “Trabajadores cualificados en industria y construcción” (47,6 por 100) y “Ocupaciones elementales” (14,7 por 100). Cuentan con una

experiencia laboral media de nueve años en la ocupación demandada y el peso de participantes sin experiencia es inferior al 10 por 100. Aquí también se observan diferencias de género: el porcentaje de hombres sin experiencia es inferior al de las mujeres y el número medio de años de experiencia es superior (10,8 años frente a 8,3 en las mujeres). Respecto a la ocupación del contrato subvencionado, predominan los contratos en ocupaciones de “Administrativos y contables” (37,3 por 100) y “Profesionales científicos” (35,8 por 100) para las mujeres, y como “Trabajadores cualificados en industria y construcción” (58,3 por 100) para los hombres. Por último, aunque la mayoría de los participantes no recibía prestación por desempleo, en este programa los hombres destacan por una mayor cobertura de desempleo.

3. Selección del grupo de control

Entre las diversas metodologías existentes para la evaluación del impacto de la participación en una política cuando el tipo de datos disponibles son observacionales, se ha optado por la selección de un grupo de control mediante un procedimiento de emparejamiento. El análisis consiste en la comparación de diferentes indicadores de empleo para dos grupos de individuos: Grupo de tratamiento (T), formado por los demandantes de empleo destinatarios de los contratos subvencionados; y Grupo de control (C) integrado por no participantes con características similares a las del grupo de tratamiento. Se ha exigido que los integrantes del grupo de control no hayan participado ni en los programas analizados ni en otras PAE durante los seis meses anteriores al inicio del programa ni los seis meses posteriores a la finalización de los contratos.

El objetivo de la evaluación consiste en comparar la probabilidad de empleo de los participantes en el programa (y_i^1), con la probabilidad de empleo de esos mismos individuos en el caso de que no hubieran participado en la política (y_i^0). El efecto de la participación vendría dado por $\Delta_i = y_i^1 - y_i^0$. Dado que no es posible observar y_i^0 , esta última probabilidad puede estimarse a partir de la probabilidad de empleo de un grupo de control que comparte características observables similares a las de los participantes.

Para la selección del grupo de control se ha utilizado el algoritmo de emparejamiento exacto de estratos (*coarsened exact matching, CEM*) desarrollado por Iacus et al. (2009). Este algoritmo, a diferencia de otros métodos de emparejamiento, permite obtener estimaciones del efecto causal de la participación en una política más eficientes, menos sesgadas y con menor dependencia asociada a la elección del modelo empírico (King y Nielsen, 2019).

De manera resumida, el procedimiento consiste en clasificar a los individuos en estratos según un conjunto de variables pretratamiento observables y realizar emparejamientos exactos de participantes con no participantes dentro de cada estrato (7). La selección del grupo de control se realiza únicamente en aquellos estratos donde al menos exista un individuo participante, descartándose aquellos estratos en los que no haya participantes. De manera similar, la muestra de participantes finalmente analizados se restringe a los estratos donde al menos exista un individuo no participante, descartándose del análisis a los participantes para quienes no haya sido posible encontrar un contrafactual. Los métodos de emparejamiento pretenden reducir el desequilibrio existente entre el grupo de tratamiento y el de control en relación con las variables pretratamiento. Así, la calidad de la selección del grupo de control depende de seleccionar suficientes variables para definir bien los estratos y garantizar un emparejamiento exacto para eliminar el desequilibrio en características específicas. El inconveniente asociado a los métodos de emparejamiento exacto, y por tanto también al *CEM*, es la pérdida de datos que se produce cuando, debido a la definición de un número muy elevado de estratos, no es posible encontrar contrafactuales exactos para algunos de los participantes, resultando en su exclusión del análisis. Para evitar que la pérdida de datos pueda sesgar los resultados de la evaluación, la selección de las variables se ha realizado atendiendo a las características más relevantes para el objeto de la política, garantizando minimizar la pérdida de datos a un máximo del 6 por 100 (8). En una segunda fase, se estiman modelos probabilísticos que incluyen como explicativas variables de pretratamiento adicionales para eliminar potenciales

desequilibrios en otras variables no consideradas en la definición de los estratos.

Las variables en base a las cuales se realiza el emparejamiento exacto son género, edad, nivel formativo, nacionalidad (español o extranjero), tiempo ininterrumpido inscrito como demandante, experiencia en la ocupación demandada, tipo de jornada demandada y recibir o no prestación por desempleo. Dado que las variables anteriores se miden mensualmente en el registro de demandas y de ellas la más relevante para el análisis es el tiempo en desempleo, en la definición de los estratos se incluye, además, el mes de la demanda con el fin de garantizar que el emparejamiento se produce en el mismo mes en el que se miden las variables. Dicho mes se corresponde con el mes anterior al del inicio del contrato subvencionado.

4. Enfoque econométrico

La evaluación de los programas se centra en estimar la probabilidad de encontrar un empleo en el mercado ordinario al finalizar el contrato subvencionado. Para ello, estimamos un modelo logit según la ecuación [1]. Consideramos dos horizontes temporales distintos: de 1 a 6 meses y de 1 a 8/12 meses después de la finalización del contrato subvencionado (9).

$$Pr(y_{it}=1|P_i, X_i) = F(\beta_0 + \beta_1 P_i + \beta_2' X_i + \varepsilon_i) \quad [1]$$

donde, la variable de interés, P_i , toma el valor 1 si el individuo ha participado en el programa (T) y 0 en caso contrario (C). Un coeficiente positivo y significativo de esta variable indicará que la participación en el programa aumenta la probabilidad de empleo. Para eliminar el potencial desequilibrio en otras variables no consideradas en la definición de los estratos, se incluyen, entre las explicativas, factores adicionales. Así, el vector de explicativas X_i incluye tanto características personales (sexo, edad, nacionalidad, nivel educativo y dominio de idiomas) como atributos relacionados con el trabajo (experiencia previa en la ocupación demandada, tiempo ininterrumpido registrado como demandante, ocupación demandada, ámbito de búsqueda de empleo, jornada laboral demandada), así como una variable ficticia que indica si el individuo recibe

prestación por desempleo. ε_i es el término de error con media cero y varianza constante.

En un segundo paso, se considera la calidad del contrato, distinguiendo entre calidad alta, media y baja. En línea con Blázquez *et al.* (2019), la clasificación de la calidad del empleo se basa en tres características: tipo de contrato (indefinido o temporal), duración (en el caso de los contratos temporales) y horas semanales de trabajo. Definimos como empleo de alta calidad aquel con contrato indefinido y una jornada laboral de al menos 15 horas semanales. Los empleos de calidad media se definen como contratos indefinidos con una jornada semanal de menos de 15 horas, contratos temporales de duración indeterminada (interinos, contratos de obra y servicios, etc.) o de una duración mínima de seis meses y una jornada laboral mínima de 15 horas semanales en ambos casos. Los contratos restantes se clasifican como empleos de baja calidad (contratos temporales de menos de 15 horas semanales de trabajo o de menos de seis meses de duración). En este caso, y_{it} toma cuatro valores alternativos (0, 1, 2, 3) y se estima un modelo logit multinomial, siendo cero la categoría de referencia (ningún contrato).

V. RESULTADOS

1. Probabilidades de empleo estimadas

El cuadro n.º 1 muestra, para los cuatro programas analizados, las probabilidades de empleo medias estimadas para toda la muestra y para hombres y mujeres por separado, distinguiendo entre participantes (T) y no participantes (C).

Para los programas decualificación profesional (bloque I), la probabilidad media de encontrar empleo en el período de uno a seis meses después de finalizar el contrato subvencionado es claramente superior para los participantes (52,7 por 100 frente al 35,7 por 100 del grupo de control para el PCP-Jóvenes; y 26,9 por 100 frente al 15 por 100 para el PCP-Mayores). Este resultado viene mayoritariamente ligado a empleos de calidad media y baja. Para los empleos de calidad alta, no hay diferencias entre el grupo de tratamiento y el grupo de control para el programa dirigido a mayores de

CUADRO N.º 1

PROBABILIDADES MEDIAS DE EMPLEO ESTIMADAS

En porcentaje

	TOTAL		CALIDAD ALTA		CALIDAD MEDIA		CALIDAD BAJA	
	T	C	T	C	T	C	T	C
BLOQUE I (PROGRAMAS DE CUALIFICACIÓN PROFESIONAL)								
PCP (Jóvenes)								
1-6 MESES								
Total	52,7	35,7	2,7	5,6	28,4	13,4	21,6	16,7
Hombres	56,1	39,0	2,8	6,2	32,3	15,7	21,3	17,1
Mujeres	48,0	31,2	2,5	4,7	22,9	10,2	22,0	16,2
Probabilidad relativa H/M	1,17	1,25	1,12	1,32	1,41	1,54	0,97	1,06
1-8 MESES								
Total	55,0	41,0	4,3	7,2	29,3	15,1	21,4	18,8
Hombres	58,1	44,3	4,3	7,6	32,1	16,8	21,9	19,9
Mujeres	50,6	36,4	4,3	6,6	25,3	12,6	20,7	17,3
Probabilidad relativa H/M	1,15	1,22	1,00	1,15	1,27	1,33	1,06	1,15
PCP (Mayores de 30 años)								
1-6 MESES								
Total	26,9	15,0	2,7	2,5	12,4	7,1	11,7	5,4
Hombres	29,5	16,6	3,2	2,9	15,9	9,1	10,1	4,7
Mujeres	25,0	13,7	2,4	2,2	9,8	5,5	13,1	6,0
Probabilidad relativa H/M	1,18	1,21	1,33	1,32	1,62	1,65	0,77	0,78
1-8 MESES								
Total	29,5	17,6	2,8	3,1	14,4	8,5	12,3	5,9
Hombres	31,9	19,3	3,2	3,4	18,4	11,0	10,0	4,9
Mujeres	27,6	16,3	2,6	2,9	11,3	6,6	14,1	6,8
Probabilidad relativa H/M	1,16	1,18	1,23	1,17	1,63	1,67	0,71	0,72
BLOQUE II (PROGRAMAS DE ACTIVACIÓN/REACTIVACIÓN PROFESIONAL)								
PARP (Jóvenes)								
1-6 MESES								
Total	52,2	44,7	7,0	7,3	31,3	19,8	13,9	17,6
Hombres	47,1	39,2	6,7	7,1	28,8	17,5	11,8	14,6
Mujeres	55,8	48,5	7,2	7,4	33,1	21,4	15,4	19,7
Probabilidad relativa H/M	0,84	0,81	0,93	0,96	0,87	0,82	0,77	0,74
1-12 MESES								
Total	67,0	62,8	10,1	11,5	42,3	27,7	14,5	23,6
Hombres	64,4	59,5	10,2	12,1	44,1	28,8	10,9	18,4
Mujeres	68,8	65,2	10,1	11,1	41,0	27,0	17,1	27,2
Probabilidad relativa H/M	0,94	0,91	1,01	1,09	1,08	1,07	0,64	0,68
PARP (Mayores de 30 años)								
1-6 MESES								
Total	26,9	17,1	2,1	3,2	14,2	8,3	10,6	5,6
Hombres	29,0	18,5	2,5	3,9	15,9	9,2	10,4	5,5
Mujeres	25,4	16,0	1,8	2,6	13,0	7,7	10,7	5,7
Probabilidad relativa H/M	1,14	1,16	1,39	1,5	1,22	1,19	0,97	0,96
1-12 MESES								
Total	36,5	25,4	3,7	5,0	21,7	11,5	11,1	8,9
Hombres	39,0	27,3	3,9	5,7	24,5	12,8	10,9	8,8
Mujeres	34,7	23,9	3,5	4,5	19,7	10,5	11,3	8,9
Probabilidad relativa H/M	1,12	1,14	1,11	1,27	1,24	1,22	0,96	0,99

30 años. Sin embargo, para el programa dirigido a jóvenes, los no participantes muestran probabilidades medias de empleo de calidad alta superiores a los participantes en dicho programa (5,6 por 100 para los primeros y 2,7 por 100 para los segundos). Para el horizonte temporal de uno a ocho meses, los resultados cambian solo en magnitud, reduciéndose ligeramente las diferencias entre tratamiento y control.

En ambos programas se observa un claro patrón diferenciado por género. Con carácter general, las mujeres presentan menores probabilidades medias de empleo en los dos horizontes temporales, tanto para el grupo de tratamiento como para el de control. No obstante, en el grupo de tratamiento esta brecha de género, medida a partir de la probabilidad de empleo relativa entre hombres y mujeres, es menor, lo que pone de manifiesto el efecto positivo de los programas a la hora de mitigar la situación de inicial desventaja de las mujeres. En términos de calidad del empleo, los resultados apuntan también a la existencia de una brecha de género, pues las diferencias en la probabilidad de empleo se reducen en empleos de calidad baja en los que, en algunos casos, las mujeres presentan unas mayores probabilidades de empleo que los hombres.

Para los programas de activación/reactivación profesional (programas), cabe destacar que es en el PARP-Jóvenes donde se presenta una situación más favorable entre el colectivo femenino, con probabilidades de empleo superiores a las del colectivo masculino en la mayoría de los casos, lo que puede explicarse por el diferente perfil educativo de los participantes, con mayor presencia de estudios universitarios entre las mujeres y de formación profesional entre los hombres. Al igual que en los programas del bloque I, las probabilidades de empleo aumentan en todos los casos con la participación en ambos programas. Al igual que en los programas de cualificación profesional, los resultados apuntan a una brecha de género en términos de calidad de empleo, siendo las mujeres las que muestran un mayor acceso a empleos de calidad baja, lo que pone de manifiesto una segmentación laboral que limita las oportunidades de progresión profesional en este colectivo.

2. Impacto de la participación en los programas

En el cuadro n.º 2 se recoge el efecto de la participación en el programa sobre la probabilidad de conseguir un empleo, derivado de la estimación de los modelos logit y multinomiales para los dos horizontes temporales. Para facilitar la interpretación de resultados, se presentan los efectos marginales correspondientes a la variable P_i de participación de la ecuación [1]. Para cada programa se reportan además los *p-values* asociados a los test que contrastan si el impacto de la política difiere entre hombres y mujeres.

Los resultados revelan, con carácter general, impactos positivos de todos los programas analizados en la probabilidad global de empleo de los participantes, tanto para los programas de jóvenes como para los programas dirigidos a mayores de 30 años, aunque con diferencias en magnitud, sostenibilidad y calidad de los empleos alcanzados, así como con evidencia de efectos heterogéneos por género.

Comenzando con los programas de cualificación profesional (bloque I), la participación en este tipo de medidas dirigidas a los jóvenes (PCP-Jóvenes) genera un impacto positivo en términos de probabilidad de empleo, pero que se reduce con el tiempo (aumentos de 18,24 puntos porcentuales y 15,12 p. p. en las probabilidades de empleo a los seis y ocho meses, respectivamente). Los beneficios se concentran en empleos de calidad media, mientras que los de calidad baja muestran un impacto transitorio (solo a los seis meses) y los de calidad alta incluso registran un efecto negativo (-2,6 p. p.). Por su parte, las medidas dirigidas a mayores de 30 años (PCP-Mayores) generan un incremento sostenido en la probabilidad de empleo de menor magnitud (aproximadamente 12 p. p. tanto a los seis como a los ocho meses), con un patrón diferente en términos de calidad: los mayores efectos se observan en empleos de baja calidad (aproximadamente 6,3 p. p.), seguidos de los de calidad media (aproximadamente 5,5 p. p.), sin impacto en empleos de alta calidad.

La incorporación de la perspectiva de género revela diferencias relevantes entre ambos

CUADRO N.º 2

EFECTO DE LA PARTICIPACIÓN (EFECTOS MARGINALES)

En puntos porcentuales

		MOD. LOGIT	MOD. MULTINOMIAL (CALIDAD DE EMPLEO)		
		TOTAL	ALTA	MEDIA	BAJA
BLOQUE I (PROGRAMAS DE CUALIFICACIÓN PROFESIONAL)					
PCP (Jóvenes)					
Total	6 meses	18,24 ***	-2,61***	14,46***	6,23***
	8 meses	15,12 ***	-2,57**	14,08***	3,48 **
Hombres	6 meses	18,28 ***	-2,97 **	13,26***	6,23***
	8 meses	17,57 ***	-3,18 **	14,67***	3,93***
Mujeres	6 meses	15,53 ***	-3,13 **	10,60***	7,32***
	8 meses	11,31 ***	-1,69 **	7,63**	5,33 **
	<i>p-value H≠M (6 meses)</i>	(0,855)	(0,927)	(0,350)	(0,849)
	<i>p-value H≠M (8 meses)</i>	(0,296)	(0,904)	(0,139)	(0,917)
PCP (Mayores 30 años)					
Total	6 meses	12,17 ***	0,41	5,38***	6,35***
	8 meses	11,87 ***	-0,02	5,55***	6,29***
Hombres	6 meses	9,89 ***	0,58	5,47***	3,82***
	8 meses	9,63 ***	0,02	5,55***	4,03***
Mujeres	6 meses	13,94 ***	0,25	5,26***	8,37***
	8 meses	13,58 ***	-0,11	5,48***	8,14***
	<i>p-value H≠M (6 meses)</i>	(0,050)	(0,948)	(0,200)	(0,113)
	<i>p-value H≠M (8 meses)</i>	(0,078)	(0,971)	(0,186)	(0,243)
BLOQUE II (PROGRAMAS DE ACTIVACIÓN/REACTIVACIÓN PROFESIONAL)					
PARP (Jóvenes)					
Total	6 meses	7,19 **	-0,20 **	10,68***	-3,38
	12 meses	5,01	-0,82 **	13,58***	-7,97
Hombres	6 meses	10,39 **	-2,03 **	12,55***	-1,41
	12 meses	10,14 *	0,66 **	15,86***	-8,21
Mujeres	6 meses	5,54	0,96 **	8,19**	-4,22
	12 meses	2,14	-0,08 **	10,32*	-8,92
	<i>p-value H≠M (6 meses)</i>	(0,462)	(0,500)	(0,262)	(0,665)
	<i>p-value H≠M (8 meses)</i>	(0,255)	(0,643)	(0,311)	(0,987)
PARP (Mayores 30 años)					
Total	6 meses	9,03 ***	-1,06	5,50***	4,60***
	12 meses	10,00 ***	-1,27	9,59***	1,69***
Hombres	6 meses	10,26 ***	-0,91	6,51***	3,82***
	12 meses	11,80 ***	-1,05	9,25***	2,50***
Mujeres	6 meses	6,04 ***	-1,11	2,71***	3,86***
	12 meses	7,07 ***	-1,10	5,90***	1,71**
	<i>p-value H≠M (6 meses)</i>	(0,046)	(0,469)	(0,011)	(0,508)
	<i>p-value H≠M (8 meses)</i>	(0,030)	(0,529)	(0,059)	(0,254)

Notas: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10.

Referencia: Ningún contrato. Explicativas: género, edad, nivel formativo, nacionalidad, conocimiento de idiomas, tiempo inscrito como demandante, experiencia en la ocupación demandada, ocupación demandada, ámbito de búsqueda, prestación desempleo (sl/no).

Efectos marginales calculados como media de los efectos marginales individuales (puntos porcentuales).

programas. En el PCP-Jóvenes, los hombres son quienes más se benefician, con incrementos más altos y persistentes en la probabilidad de empleo total (aumento 18,28 p. p. para ellos frente a 15,53 p. p. para ellas a los seis meses de finalizar el contrato subvencionado; 17,5 p. p. frente a 11,21 p. p., respectivamente, en el horizonte temporal de ocho meses). Este mayor impacto de la participación entre los hombres se da especialmente en empleos de calidad media, con aumentos en la probabilidad de empleo de 13,26 p. p. y 14,67 p. p. a los seis y ocho meses tras la finalización del contrato subvencionado. Para las mujeres, en cambio, el impacto es más reducido y decreciente en el tiempo (aumentos de 10,60 p. p. y 7,63 p. p., respectivamente). No obstante, tal como reflejan los *p-values* recogidos en el cuadro n.º 2, estas diferencias de género no resultan estadísticamente significativas. En el programa PCP-Mayores, las mujeres registran un mayor incremento global en la probabilidad de empleo (14 p. p. frente a 9,8 p. p. de los hombres). Pero esta ventaja se da principalmente en empleos de menor calidad (aproximadamente 8 p. p.). A diferencia del programa anterior, en este caso, las diferencias de género sí son estadísticamente significativas.

La participación en programas de activación/reactivación profesional (bloque II) presenta resultados positivos para los participantes, aunque con algunas diferencias remarcables entre ambos programas. En el PARP-Jóvenes, el impacto global es más reducido y transitorio: la probabilidad de empleo de los participantes aumenta en 7,19 p. p. a los seis meses, pero el efecto desaparece a los doce meses. Los beneficios se concentran exclusivamente en empleos de calidad media, donde el impacto es positivo y creciente en el tiempo (10,68 p. p. a los seis meses y 13,58 p. p. a los doce meses), sin efectos en empleos de calidad alta ni baja. En el PARP-Mayores el impacto es ligeramente superior y se mantiene en el tiempo, con aumentos de 9 p. p. y 10 p. p., respectivamente, en los seis y doce meses posteriores a la finalización del contrato subvencionado. Estos efectos se concentran tanto en empleos de calidad media como en empleos de calidad baja, si bien en este último caso el efecto se reduce considerablemente con el tiempo.

En ambos programas, los hombres son quienes más se benefician, tanto en la probabilidad global de empleo como en empleos de calidad media. En el caso del PARP-Jóvenes, los participantes del colectivo masculino ven incrementadas sus probabilidades de empleo globales en 10,39 p. p. y 10,14 p. p. a los seis y doce meses, mientras que no hay evidencias de efectos positivos globales de la participación entre el colectivo femenino. Asimismo, el impacto de la participación es más intenso y persistente entre los hombres en los empleos de calidad media (12,55 p. p. y 15,86 p. p. a los seis y doce meses para los hombres frente a 8,19 p. p. y 10,32 p. p. para las mujeres, que además muestran niveles de significatividad decrecientes, lo que sugiere una menor estabilidad del efecto en el tiempo). No obstante, los *p-values* recogidos en el cuadro n.º 2 reflejan que estas diferencias de género no son estadísticamente significativas. Para el PARP-Mayores, es de nuevo el colectivo masculino el que resulta más favorecido con la participación, tanto en términos globales, con aumentos de 10,26 p. p. y 11,80 p. p. a los seis y doce meses, frente a 6,04 p. p. y 7,07 p. p., respectivamente, para el colectivo femenino, como en empleos de calidad media (aumentos de 6,51 p. p. y 9,25 p. p. para los hombres frente a 2,71 p. p. y 5,90 p. p. para las mujeres). Sin embargo, a diferencia del programa anterior, esta brecha de género sí resulta estadísticamente significativa.

En síntesis, haciendo un análisis comparado del impacto global de los programas de cualificación profesional (bloque I) frente a los programas de activación/reactivación profesional (bloque II), los resultados apuntan a dos conclusiones importantes. En primer lugar, y en relación con los jóvenes, mientras que los programas de cualificación resultan más efectivos en aumentar la empleabilidad general de los jóvenes en el corto plazo, los programas de activación parecen favorecer de manera más consistente la inserción en empleos de calidad media, aunque sin un impacto sostenido en la probabilidad de empleo global. En segundo lugar, los dos programas dirigidos a mayores de 30 años resultan efectivos para favorecer su empleabilidad, aunque lo hacen con patrones distintos: los de cualificación profesional muestran una mayor intensidad inicial en empleos de baja calidad, mientras que los de reactivación profesional tienden a generar un efecto

más equilibrado y persistente entre empleos de calidad media y baja.

Por otro lado, la evaluación de los cuatro programas confirma la existencia “parcial” de una brecha de género en los impactos de la participación. En los programas dirigidos a jóvenes, si bien se evidencian ciertas diferencias de género, estas no resultan estadísticamente significativas. Sin embargo, en los dos programas dirigidos a mayores de 30 años, las diferencias de género son estadísticamente significativas, pero con un patrón diferenciado. Por un lado, las medidas de cualificación profesional (PCP-Mayores) tienden a favorecer al colectivo femenino en cuanto a las probabilidades de acceso al empleo en el mercado ordinario. No obstante, este impacto positivo de la participación solo se observa en empleos de calidad baja. Sin embargo, la participación en medidas de reactivación profesional (PARP-Mayores) beneficia claramente al colectivo masculino, que registra los mayores incrementos tanto en la probabilidad de empleo total como en empleos de calidad media, mientras que las mujeres presentan efectos más modestos y menos estables.

En definitiva, los resultados sugieren cierta persistencia de desigualdades en la calidad de las oportunidades laborales generadas por la participación en PAE, especialmente aquellas dirigidas a colectivos de mayor edad, lo que podría acentuar la segregación ocupacional y consolidar trayectorias profesionales más precarias entre el colectivo femenino.

VI. CONCLUSIONES

El presente trabajo se centra en una evaluación de impacto de un conjunto de PAE dirigidas a PLD —Programas Mixtos de Empleo y Formación— llevados a cabo en 2018 por el SPE de la Comunidad de Madrid. En línea con otros trabajos similares para el mercado laboral español (Arranz y García-Serrano, 2024; De la Rica y Gorjón, 2022; Guijarro, 2018), encontramos cierta evidencia de la existencia de una brecha de género en la efectividad de la participación en PAE. Si bien, los programas dirigidos a jóvenes, tanto los de cualificación

como los de activación profesional, no muestran diferencias de género significativas, estas sí parecen más evidentes en los programas dirigidos a mayores de 30 años, pero con patrones diferenciados. Los hombres tienden a beneficiarse en mayor medida de los programas de reactivación profesional, especialmente en términos de acceso a empleos de mejor calidad y con trayectorias profesionales más estables. En contraste, la participación en programas de cualificación profesional parece favorecer más al colectivo femenino, si bien este impacto positivo se centra en empleos más precarios.

Varios factores podrían estar detrás de estas diferencias de género. Por un lado, la acusada segregación ocupacional que caracteriza al mercado laboral español, con las mujeres concentrándose mayoritariamente en sectores y ocupaciones más precarios, peor remunerados y con menores perspectivas de promoción profesional. Otro factor que podría estar detrás de estos resultados podría ser un inadecuado diseño de las políticas activas, más alineadas a perfiles masculinos por el tipo de ocupación subvencionada y con mayor demanda por parte de ellos, generando un sesgo indirecto que favorece a los hombres. Y, por último, la persistencia de una distribución desigual de las responsabilidades familiares que limitaría la capacidad de las mujeres para aprovechar plenamente ciertas medidas que puedan ser intensivas en tiempo o geográficamente menos flexibles.

Ante esta evidencia y, al objeto de evitar seguir perpetuando sesgos de género en el desarrollo de las carreras profesionales, es necesario incorporar de manera sistemática la perspectiva de género en el diseño de las PAE —especialmente cuando van dirigidas a colectivos especialmente vulnerables como los parados de larga duración— garantizando que se tengan en cuenta las diversas necesidades y experiencias laborales de hombres y mujeres, y fomentando la inserción de estas en sectores/ocupaciones de mayor productividad y con mejores perspectivas laborales. Para ello es necesario adoptar un enfoque holístico en el que los responsables políticos pueden diseñar e implementar intervenciones prioritarias que se refuercen mutuamente, asegurando que los avances en un área

puedan impulsar el progreso en otras. Entre tales intervenciones cabe destacar, por un lado, aquellas dirigidas a reducir la segregación de género tanto en los estudios como en el empleo y en la adquisición y mejora de nuevas competencias demandadas por el mercado laboral: campañas de sensibilización, ajustes en los recursos educativos, acuerdos con asociaciones empresariales, programas de protección social, itinerarios formativos más flexibles, entre otros. Por último, es importante que el diseño de las diferentes políticas vaya acompañado de un buen diseño de las medidas de supervisión y evaluación interna, adaptadas a los objetivos específicos de los diferentes programas, así como estableciendo indicadores desagregados por género que permitan detectar sesgos y así poder ajustar y mejorar el diseño de nuevas políticas.

En suma, si bien nuestros resultados apuntan al potencial de los Programas Mixtos de Empleo y Formación para mejorar la empleabilidad de parados de larga duración, también ponen de manifiesto la existencia de una brecha de género en la efectividad de estos, especialmente entre los participantes de mayor edad. Abordar estas diferencias de género no es solo una cuestión de equidad, evitando perpetuar las desigualdades ya existentes, sino también de eficiencia económica.

NOTAS

(*) Financiación: Contrato de Investigación “Evaluación del impacto individual de políticas activas gestionadas por el Servicio Público de Empleo de la Comunidad de Madrid. Evaluación del impacto de incentivos al empleo y programas mixtos de empleo y formación gestionadas por la DGSPE”, cofinanciado por el Fondo Social Europeo, Programa Operativo 2014-2020, Comunidad de Madrid.

(1) Según dicho informe, a finales de 2024 el número de personas paradas de larga duración se situó en España en 1.186.603.

(2) Ver Informe Anual del Mercado de Trabajo de las Mujeres en la Comunidad de Madrid (2024).

(3) Tras la concesión de la subvención, la entidad beneficiaria presentará la oferta de empleo ajustada a los criterios establecidos en las bases reguladoras del programa en la oficina de empleo (OE) correspondiente al código postal del centro de trabajo donde los contratados prestarán sus servicios. Para cumplir el 50 por 100 de las mujeres participantes, el ámbito geográfico del sondeo de candidatos se extiende al municipio o municipios del ámbito territorial de actuación de la OE que gestione la oferta o, en su defecto, el de la totalidad de la CM. La entidad beneficiaria seleccionará los desempleados a contratar entre los candidatos remitidos por la OE, sin que puedan prevalecer causas de discriminación no fundamentadas legalmente.

(4) Ambos programas contaban con un presupuesto, para 2018, de 9.000.000 y 23.400.000 de euros respectivamente.

(5) Ambos programas contaban con un presupuesto, para 2018, de 5.800.000 y 19.150.000 de euros respectivamente.

(6) Las bases reguladoras de los programas establecen la definición de PLD, como se ha indicado anteriormente. A efectos del análisis llevado a cabo en este artículo, se ha definido adicionalmente como PMLD a aquellos demandantes de empleo que han estado inscritos durante más de dos años de forma ininterrumpida.

(7) Los tamaños muestrales dentro de cada estrato se ajustan mediante pesos de ponderación. El método también permite realizar emparejamientos uno a uno. En este artículo se ha optado por la opción más estándar utilizando pesos de ponderación.

(8) Tras el procedimiento de emparejamiento, la medida de distancia multivariante L1 propuesta por Lacus *et al.* (2011) alcanza el valor cero en todos los programas, indicando un balance global perfecto. La pérdida de datos debida al requisito de emparejamiento exacto es del 4, 5 por 100 y 2,9 por 100 en los PCF-Jóvenes y PCF-Mayores respectivamente, y del 5,5 por 100 en los dos PARR.

(9) Con independencia de la fecha de inicio del contrato subvencionado, el análisis se realiza hasta febrero de 2020 para evitar que los efectos de la pandemia del COVID-19 puedan sesgar los resultados. En los programas del bloque I, al ser contratos subvencionados de nueve meses, el máximo período analizable es de ocho meses tras la finalización del contrato, mientras que para el bloque II el horizonte máximo es de doce meses.

BIBLIOGRAFÍA

- Alegre, M. À., Casado, D., Sanz, J., y Todeschini, F. A. (2015).** Impact of training-intensive active labour market policies on NEETs: The case of Catalonia. *Journal for Labour Market Research*, 48(4), 325–341. <https://doi.org/10.1007/s12651-015-0186-3>
- Arranz, J. M., y García-Serrano, C. (2024).** You'll never seek alone: The impact of active labour market policies on finding a job. *Journal for Labour Market Research*, 58(20). <https://doi.org/10.1186/s12651-024-00378-7>
- Blázquez, M., Herrarte, A., y Sáez, F. (2019).** Training and job search assistance programmes: The case of long-term unemployed in Spain. *Journal of Policy Modeling*, 41(2), 316–335. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2019.03.004>
- Blázquez Agudo, E. M., y Pérez del Prado, D. (2022).** Políticas activas de empleo desde la perspectiva de género: Una mirada particular a los efectos de la Covid-19. *FEMERIS: Revista Multidisciplinar de Estudios de Género*, 7(1), 4–6. <https://doi.org/10.20318/femeris.2022.6618>
- Card, D., Kluge, J., y Weber, A. (2010).** Active labour market policy evaluations: A meta-analysis. *The Economic Journal*, 120(548), F452–F477. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2010.02387.x>
- Card, D., Kluge, J., y Weber, A. (2018).** What works? A meta-analysis of recent active labor market program evaluations. *Journal of the European Economic Association*, 16(3), 894–931. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvx028>
- Cebrián, I., Cueto, B. y Mato, J. (2021).** La evaluación de impacto de las políticas activas de empleo en España: el deseo y la realidad. *Cuadernos Económicos del ICE 102* (II), 133–155. <https://doi.org/10.32796/cice.2021.102.7314>
- Conde-Ruiz, J. I., y Marra de Artiñano, I. (2016).** *Gender gaps in the Spanish labor market* (Estudios sobre la Economía Española, n.º 2016–32). Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA). <https://econpapers.repec.org/paper/fdafdaeee/eee2016-32.htm>
- De la Rica, S., y Gorjón, L. (2022).** Internship contracts in Spain: A stepping stone or a hurdle towards job stability? *SERIEs: Journal of the Spanish Economic Association*, 13(1), 51–100. <https://doi.org/10.1007/s13209-022-00261-z>
- Escudero, V. (2018).** Are active labour market policies effective in activating and integrating low-skilled individuals? An international comparison. *IZA Journal of Labor Policy*, 7(4). <https://doi.org/10.1186/s40173-018-0097-5>
- European Training Foundation. (2024).** *Gender dimension of labour market transitions: Implications for activation and skills development policies of the EU neighbouring countries*. European Training Foundation. <https://www.etf.europa.eu/en/publications-and-resources/publications/gender-dimension-labour-market-transitions>
- González, C. A., Cueto, B., y Mato Díaz, F. J. (2025).** Robust evidence on the impact of active labour market policies for young people: The case of internship contracts. *Labour Economics Working Paper LEWP*, 0006. Asociación Española de Economía del Trabajo.
- Guijarro, F. (2018).** Economic recovery and effectiveness of active labour market initiatives for the unemployed in Spain: A gender perspective of the Valencian Region. *Sustainability*, 10(10), 3623. <https://doi.org/10.3390/su10103623>
- iacus, S., King, G., y Porro, G. (2009).** cem: Software for Coarsened Exact Matching. *Journal of Statistical Software*, 30(9), 1–27. <https://doi.org/10.18637/jss.v030.i09>
- iacus, S. M., King, G., y Porro, G. (2011).** Causal inference without balance checking: coarsened exact matching. *Political Analysis*, 20(1), 1–24. <https://doi.org/10.1093/pan/mpr013>
- King, G., y Nielsen, R. (2019).** Why propensity scores should not be used for matching. *Political Analysis*, 27(4), 435–454. <https://doi.org/10.1017/pan.2019.11>
- Kluge, J. (2010).** The effectiveness of European active labor market programs. *Labour Economics*, 17(6), 904–918. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2010.02.004>
- Kluge, J., Puerto, S., Robalino, D., Romero, J. M., Rother, F., Stöterau, J., Weidenkaff, F., y Witte, M. (2019).** Do youth employment programs improve labor market outcomes? A quantitative review. *World Development*, 114, 237–253. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.10.004>
- Malo, M. Á. (2018).** Finding proactive features in labour market policies: A reflection based on the evidence. *Future of Work Research Paper*, n.º. 8. International Labour Organization.
- Martin, J. P. (2015).** Activation and active labour market policies in OECD countries: Stylised facts and evidence on their effectiveness. *IZA Journal of Labor Policy*, 4, Article 4. <https://doi.org/10.1186/s40173-015-0001-1>

- doi.org/10.1186/s40173-015-0032-y OCDE. (2025). Gender equality in a changing world. https://www.oecd.org/en/publications/gender-equality-in-a-changing-world_e808086f-en.html
- OCDE. (2021).** *Designing active labour market policies for the recovery.* OECD Policy Responses to Coronavirus (COVID-19). OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/79c833cf-en>
- OCDE. (2025).** *Gender equality in a changing world.* https://www.oecd.org/en/publications/gender-equality-in-a-changing-world_e808086f-en.html
- OCDE y European Commission. (2025).** *Counterfactual impact evaluations of active labour market policies.* OECD Publishing. https://www.oecd.org/en/publications/counterfactual-impact-evaluations-of-active-labour-market-policies_bea7860e-en.html
- Servicio Público de Empleo Estatal. (2024, 24 de junio).** *Evaluación ex post PAPE 2022: Evaluación por dimensiones del Plan Anual de Política de Empleo 2022 (12 meses).* SEPE. https://sepe.es/SiteSepe/contenidos/personas/encontrar_empleo/normativa/pdf/24062024_Resumen_Ejecutivo_Evaluacion_PAPE22_12m.pdf

ANEXO

CUADRO N.º A1
PARTICIPANTES PROGRAMAS DE CUALIFICACIÓN PROFESIONAL

En porcentaje

	PCP (JÓVENES)			PCP (MAYORES 30 AÑOS)		
	TOTAL	HOMBRES	MUJERES	TOTAL	HOMBRES	MUJERES
Total	345	143	202	1,653	702	951
	100	41,4	58,6	100,0	42,5	57,5
Colectivos específicos						
Muy larga duración (> 2 años)	6,3	5,4	7,5	50,03	49,45	50,49
Larga duración (<2 años)	93,7	94,6	92,5	49,97	50,55	49,51
Edad						
20-24 años	54,7	59,3	48,4	—	—	—
25-29 años	45,3	40,7	51,6	—	—	—
Mayores 45 años	—	—	—	71,18	76,06	67,36
Menores 45 años	—	—	—	28,82	23,94	32,64
Nacionalidad						
Español	91,9	92,6	90,9	87,84	82,05	92,36
Nivel de estudios						
Sin estudios	5,0	5,8	3,8	10,16	13,86	7,27
Primaria	25,7	25,6	25,8	25,85	28,82	23,52
Secundaria 1.ª	59,2	57,0	62,4	51,35	48,35	53,69
Bachillerato	6,3	7,0	5,4	8,02	5,98	9,61
FP medio	3,8	4,7	2,7	4,63	2,99	5,91
Conocimiento de idiomas						
Nivel bajo	87,6	89,1	85,5	90,60	88,50	92,24
Nivel medio/alto	12,4	10,9	14,5	9,40	11,50	7,76
Tiempo ininterrumpido como demandante						
< de 3 meses	34,2	34,5	33,8	9,05	9,13	9,00
3-6 meses	17,3	19,0	15,1	4,70	4,41	4,93
6-12 meses	24,3	22,9	26,3	10,71	11,65	9,98
1-2 años	17,8	18,2	17,2	25,57	24,25	26,60
2 años o más	6,3	5,4	7,5	—	—	—
2-4 años	—	—	—	22,32	22,52	22,17
4 años o más	—	—	—	27,64	28,03	27,34
Ocupación demandada						
Directores/gerentes	0,00	0,00	0,00	0,28	0,47	0,12
Profesionales científicos	0,7	1,16	0,00	1,04	0,94	1,11
Técnicos de apoyo	3,2	3,49	2,69	4,28	5,83	3,08
Administrativos y contables	7,4	4,65	10,75	13,34	3,62	20,94
Dependientes y trabajadores sector servicios	32,5	20,93	48,92	18,24	9,61	25,00
Trabajo cualificado (agropecuarios)	7,6	12,02	3,23	3,66	5,67	2,09
Artesanos y trabajadores industria	10,6	16,28	2,15	15,41	31,34	2,96
Operadores y montadores	0,9	1,55	0,00	4,70	7,87	2,22
Ocupaciones elementales	37,1	39,92	32,26	39,05	34,65	42,49

CUADRO N.º A1 (continuación)

PARTICIPANTES PROGRAMAS DE CUALIFICACIÓN PROFESIONAL

En porcentaje

	PCP (JÓVENES)			PCP (MAYORES 30 AÑOS)		
	TOTAL	HOMBRES	MUJERES	TOTAL	HOMBRES	MUJERES
Ocupación contrato subvencionado						
Directores/gerentes	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Profesionales científicos	0,00	0,00	0,00	0,76	0,94	0,62
Técnicos de apoyo	3,00	2,80	3,30	0,62	0,16	0,99
Administrativos y contables	7,80	4,80	12,00	4,84	1,10	7,76
Dependientes y trabajadores sector servicios	4,40	5,20	3,30	3,18	1,26	4,68
Trabajo cualificado (agropecuarios)	0,00	0,00	0,00	1,38	0,63	1,97
Artesanos y trabajadores industria	11,10	10,80	11,50	5,32	6,93	4,06
Operadores y montadores	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Ocupaciones elementales	73,70	76,50	70,00	83,90	88,98	79,93
Experiencia en la ocupación demandada						
Sin experiencia	60,8	61,2	60,2	16,38	13,07	18,97
Años de experiencia media (si tiene)	1,3	1,1	1,5	7,1	7,8	6,5
Ámbito de búsqueda de empleo						
Municipio	9,2	7,0	12,4	4,50	4,60	4,40
Provincia/CC. AA.	82,7	84,1	80,6	85,80	85,00	86,30
España/Europa	1,4	1,9	0,5	5,60	6,70	4,80
Restringido	6,8	7,0	6,5	4,10	3,70	4,40
No perceptores de prestación por desempleo						
	90,1	93,0	86,0	81,00	79,21	82,39

CUADRO N.º A2
PARTICIPANTES PROGRAMA ACTIVACIÓN/REACTIVACIÓN PROFESIONAL

En porcentaje

	PARP (JÓVENES)			PARP (MAYORES 30 AÑOS)		
	TOTAL	HOMBRES	MUJERES	TOTAL	HOMBRES	MUJERES
Total	345	143	202	1,653	702	951
	100	41,4	58,6	100,0	42,5	57,5
Colectivos específicos						
Muy larga duración (> 2 años)	4,9	4,9	5,0	39,9	37,5	41,6
Larga duración (<2 años)	95,1	95,1	95,0	60,1	62,5	58,4
Edad						
20-24 años	23,5	27,3	20,8	—	—	—
25-29 años	76,5	72,7	79,2	—	—	—
Mayores 45 años	—	—	—	30,7	20,9	37,9
Menores 45 años	—	—	—	41,1	39,7	42,2
55 y más	—	—	—	28,2	39,3	20,0
Nacionalidad						
Español	96,8	97,9	96,0	92,7	86,0	97,7
Nivel de estudios						
Primaria o menos	—	—	—	18,8	38,0	4,6
Secundaria 1.ª ciclo	—	—	—	20,6	35,5	9,6
Bachillerato	1,2	1,4	1,0	5,4	4,5	6,0
FP medio/superior	47,0	58,1	39,1	23,0	8,7	33,5
Universitarios	51,9	40,6	59,9	32,2	13,2	46,3
Conocimiento de idiomas						
Nivel bajo	46,1	34,3	54,5	71,2	83,5	62,1
Nivel medio/alto	53,9	65,7	45,5	28,8	16,5	37,9
Tiempo ininterrumpido como demandante						
< de 3 meses	29,6	28,0	30,7	9,4	11,9	7,4
3-6 meses	20,3	23,1	18,3	7,8	7,4	8,1
6-12 meses	32,2	32,9	31,7	12,5	15,0	10,6
1-2 años	13,0	11,2	14,4	30,5	28,2	32,2
2 años o más	4,9	4,9	5,0	—	—	—
2-4 años	—	—	—	20,3	18,8	21,5
4 años o más	—	—	—	19,5	18,7	20,2
Ocupación demandada						
Directores/gerentes	0,0	0,0	0,0	0,8	0,7	0,8
Profesionales científicos	40,6	34,3	45,0	22,8	11,1	31,4
Técnicos de apoyo	22,0	30,8	15,8	9,6	6,0	12,2
Administrativos y contables	16,5	12,6	19,3	22,7	3,7	36,7
Dependientes y trabajadores sector servicios	13,6	9,1	16,8	7,3	5,3	8,8
Trabajo cualificado (agropecuarios)	0,9	2,1	0,0	3,1	4,4	2,2
Artesanos y trabajadores industria	1,7	2,8	1,0	20,6	47,6	0,6
Operadores y montadores	1,2	1,4	1,0	3,2	6,6	0,7
Ocupaciones elementales	3,5	7,0	1,0	9,9	14,7	6,4

CUADRO N.º A2 (continuación)

PARTICIPANTES PROGRAMA ACTIVACIÓN/REACTIVACIÓN PROFESIONAL

En porcentaje

	PARP (JÓVENES)			PARP (MAYORES 30 AÑOS)		
	TOTAL	HOMBRES	MUJERES	TOTAL	HOMBRES	MUJERES
Ocupación contrato subvencionado						
Directores/gerentes	46,61	39,44	51,78	25,4	11,1	35,8
Profesionales científicos	30,09	46,48	18,27	7,8	3,7	10,8
Técnicos de apoyo	18,29	10,56	23,86	23,3	4,3	37,3
Administrativos y contables	2,95	0,70	4,57	3,3	1,9	4,4
Dependientes y trabajadores sector servicios	1,77	2,11	1,52	10,6	15,8	6,9
Trabajo cualificado (agropecuarios)	0,29	0,70	0	25,2	58,3	1,0
Artesanos y trabajadores industria	0	0	0	0,7	1,4	0,1
Operadores y montadores	0	0	0	3,7	3,5	3,8
Ocupaciones elementales	73,70	76,50	70,00	83,90	88,98	79,93
Experiencia en la ocupación demandada						
Sin experiencia	30,4	36,4	26,2	8,8	6,6	10,4
Años de experiencia media (si tiene)	1,2	0,9	1,5	9,4	10,8	8,3
Ámbito de búsqueda de empleo						
Municipio	1,7	1,4	2,0	4,5	4,6	4,4
Provincia/CC. AA.	83,2	85,3	81,7	85,8	85,0	86,3
España/Europa	11,3	11,9	10,9	5,6	6,7	4,8
Restringido	3,8	1,4	5,4	4,1	3,7	4,4
No perceptores de prestación por desempleo	83,5	90,2	78,7	74,4	67,0	79,9

IMPACTO DE LAS POLÍTICAS DE IGUALDAD DE GÉNERO EN EL MERCADO LABORAL EUROPEO

Estrella Gómez-Herrera

Marc Riera Pons

Universidad de las Islas Baleares

Resumen

Este trabajo analiza el impacto de las políticas de igualdad de género en la reducción de la brecha salarial en Europa (2013-2024), mediante la comparación de Suecia, España y Grecia, seleccionados por su nivel inicial en el índice de igualdad de género (GEI). Se estudian marcos normativos y la evolución de indicadores como el GEI y la tasa de empleo por sexo. Los resultados destacan la efectividad de medidas sobre representación femenina, conciliación e igualdad retributiva, aunque persisten desigualdades en tiempo y recursos económicos. Se concluye que, pese a los avances, aún existen retos que requieren políticas integrales y adaptadas.

Palabras clave: igualdad de género, brecha salarial, políticas públicas, mercado laboral europeo.

Abstract

This study analyzes the impact of gender equality policies on reducing the wage gap in Europe (2013-2024) by comparing Sweden, Spain, and Greece, selected for their initial levels in the Gender Equality Index (GEI). It examines regulatory frameworks and the evolution of indicators such as the GEI and employment rates by sex. The results highlight the effectiveness of measures on female representation, work-life balance, and pay equality, although inequalities in time use and access to economic resources persist. The study concludes that, despite progress, challenges remain that require comprehensive, context-specific policies to further advance labor market equity.

Keywords: gender equality, wage gap, public policy, European labor market.

JEL classification: J16, J21, J31.

I. INTRODUCCIÓN

Pese a los avances alcanzados en materia de igualdad de género, las diferencias salariales entre hombres y mujeres continúan presentes en Europa. Durante las últimas décadas, el empleo femenino ha mostrado una tendencia creciente; sin embargo, todavía existe una importante brecha salarial (Scheele, 2024). Se entiende por discriminación laboral la situación en la que dos personas con un nivel de productividad similar reciben un trato desigual debido a características personales como el género (Anghel *et al.*, 2018). Según los datos más recientes de Eurostat,

las mujeres en la Unión Europea (UE) obtienen un salario un 12,7 por 100 menor por hora trabajada en relación con el de los hombres (Eurostat, 2025).

Esta desigualdad salarial no solo refleja diferencias en la remuneración directa, sino también en factores estructurales, como la segregación ocupacional, la distribución desigual de responsabilidades familiares y las dificultades para acceder a puestos de liderazgo (Scheele, 2024). Las políticas orientadas a la igualdad de género han desempeñado un papel fundamental para disminuir estas desigualdades. No obstante, la implementación y efectividad de dichas medidas varía significati-

vamente entre los países europeos, lo que genera importantes diferencias en la evolución de la brecha salarial (Vacas-Soriano *et al.*, 2021). Mientras algunos países han logrado avances considerables mediante estrategias como la transparencia salarial y los permisos parentales equitativos, otros siguen presentando altos índices de desigualdad (Foro Económico Mundial, 2023).

A partir de este contexto, nos planteamos la siguiente cuestión: ¿qué impacto han tenido las políticas de igualdad de género en la reducción de la brecha salarial en distintos países europeos? Para responder a esta pregunta, utilizaremos el período comprendido entre 2013 y 2024, que permite analizar la reciente evolución de la desigualdad salarial y la implementación de políticas en este período.

El resto del artículo se organiza como sigue. En la segunda sección se expone un marco teórico centrado en la desigualdad de género y la brecha salarial, así como los principales indicadores utilizados. En la sección tercera, se presenta el contexto europeo y se efectúa un análisis comparativo de tres países europeos, donde se analiza tanto el marco general de las políticas implementadas por la Unión Europea como las medidas específicas adoptadas en cada país. La cuarta sección está dedicada a la evaluación de los resultados obtenidos para cada país y la comparativa entre ellos; finalmente, la última sección incluye las conclusiones y recomendaciones derivadas del estudio.

II. MARCO TEÓRICO

Para comprender mejor los desafíos asociados a la desigualdad de género en el ámbito laboral, es fundamental analizar dos conceptos clave: la desigualdad de género y la brecha salarial. La desigualdad de género se define como las diferencias existentes entre hombres y mujeres que, al no tratarse de grupos completamente equiparables, presentan una complejidad añadida en su análisis. Por este motivo, su interpretación debe realizarse teniendo en cuenta factores específicos que se han considerado para su medición (Anghel *et al.*, 2018). Este concepto implica que no se puede anali-

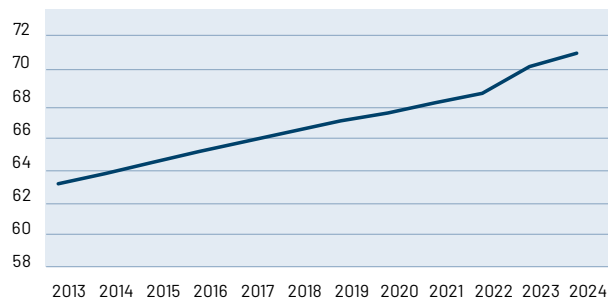
zar sin considerar factores como el nivel educativo, la segregación ocupacional, la experiencia laboral y las responsabilidades familiares que afectan de forma diferente a mujeres y hombres.

Uno de los principales fenómenos dentro de la desigualdad de género es la segregación ocupacional, que hace referencia a la tendencia de los trabajadores a concentrarse en sectores económicos o tipos de ocupaciones distintos, en función de su sexo. Esta segregación puede ser horizontal (cuando mujeres y hombres trabajan en sectores económicos diferentes) o vertical (cuando los hombres ocupan con mayor frecuencia puestos de mayor jerarquía y mejor remunerados) (Ibáñez *et al.*, 2022). Dicha segregación tiene un impacto directo en la brecha salarial de género, ya que influye en la distribución de hombres y mujeres en el mercado laboral, condicionando sus oportunidades de acceso a mejores salarios.

Otro concepto clave dentro del estudio de la desigualdad de género es la brecha salarial de género, que se refiere a la diferencia promedio en las retribuciones entre hombres y mujeres por hora trabajada, sin ajustar por variables como la formación, la experiencia laboral o el tipo de ocupación (Ibáñez *et al.*, 2022). Para evaluar la desigualdad de género en el entorno laboral, es necesario utilizar indicadores específicos que permitan cuantificar y comparar las diferencias entre hombres y mujeres. Uno de los principales indicadores a nivel europeo, y que vamos a utilizar para desarrollar nuestro estudio, es el índice de igualdad de género (*Gender Equality Index, GEI*), desarrollado por el Instituto Europeo de Igualdad de Género (EIGE).

El *GEI* proporciona una medida global de la desigualdad entre hombres y mujeres en distintos ámbitos de la sociedad. Facilitando comparaciones entre países. Se construye a partir de indicadores compuestos, que permiten evaluar el grado de equidad en seis ámbitos determinados: trabajo, dinero, conocimiento, tiempo, poder y salud. Cada uno de estos ámbitos se divide en un total de 31 indicadores específicos, permitiendo así un análisis detallado de la desigualdad de género en distintos contextos socioeconómicos (EIGE, 2024).

GRÁFICO 1
ÍNDICE DE IGUALDAD DE GÉNERO EN LA UE (2013-2024)



Nota: Para los años sin datos oficiales (2014, 2016, 2018), se ha utilizado el valor del año anterior con fines de representación gráfica.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del EIGE.

III. POLÍTICAS DE IGUALDAD DE GÉNERO EN EUROPA

1. Mercado laboral europeo y su evolución

El mercado laboral europeo ha atravesado cambios significativos en las últimas décadas. Sin embargo, la presencia femenina en el mercado laboral sigue siendo menor que la masculina en todos los países de la Unión Europea (Comisión Europea, 2017). En 2023, el porcentaje de empleo femenino en la Unión Europea se situó en un 68 por 100, mientras que el masculino alcanzó el 78 por 100, lo que refleja una brecha de género en el empleo de 10 puntos porcentuales (p. p) (Sánchez Hidalgo, 2025).

Esta diferencia en la participación laboral se debe, en parte, a la persistencia de roles de género tradicionales y a las barreras económicas que limitan la incorporación total de las mujeres al mercado laboral. La Comisión Europea señala que las mujeres ocupan empleos con jornadas más reducidas, en sectores menos remunerados y con menores cargos de responsabilidad que los hombres. Además, la carga de las responsabilidades familiares recae de forma desproporcional sobre las mujeres, lo que influye en su menor participación laboral (Comisión Europea, 2017).

La tasa de empleo a tiempo parcial es significativamente mayor entre las mujeres. En 2016, el 31,4 por 100 de las mujeres empleadas en la UE trabajaban a tiempo parcial, en contraste con el 8,2 por 100 de los hombres. Esta diferencia muestra los obstáculos que encuentran las mujeres para conciliar su vida laboral con sus responsabilidades familiares, así como la falta de permisos parentales equitativos (Comisión Europea, 2017).

Si analizamos la evolución de la desigualdad de género, según el EIGE, el *GEI* de 2024 para la UE es de 71 puntos sobre 100, lo que representa un aumento de 7,9 puntos más que en 2013. Tal como se puede ver en el gráfico 1, el progreso es claramente positivo; no obstante, persisten desafíos significativos.

2. Consecuencias de las desigualdades de género y la brecha salarial

Las desigualdades de género y la brecha salarial existente en Europa acaban teniendo repercusiones significativas tanto a nivel individual como socioeconómico. La brecha salarial de género se traduce en menores ingresos a lo largo de la vida laboral, lo que afecta directamente a la capacidad de ahorro y consumo. Según el EIGE, las mujeres perciben aproximadamente un 17 por 100 menos de salario mensual en comparación con los hombres (EIGE, 2017).

Esta diferencia salarial influye en otros factores como las pensiones o prestaciones sociales. Al tener salarios más bajos, las contribuciones que las mujeres generan para los sistemas públicos de seguridad social son menores, lo que provoca que las mujeres tengan pensiones inferiores a las de los hombres y, por tanto, mayores vulnerabilidades económicas en la vejez (EIGE, 2017).

Las desigualdades de género en el ámbito laboral no solo afectan a las mujeres individualmente, sino que también tienen implicaciones sociales más amplias como la feminización de la pobreza. Esta situación provoca dinámicas de pobreza intergeneracional que reducen las oportunidades de desarrollo económico y social (EIGE, 2017).

Además, la no utilización del talento femenino en el mercado laboral supone una pérdida considerable para la economía en su conjunto. La tasa de empleo en la UE podría incrementarse notablemente si se garantizara una mayor igualdad de acceso para las mujeres a la formación y al mercado laboral (EIGE, 2017).

3. Marco general. Políticas aplicadas por la Unión Europea

En los últimos años, la Unión Europea ha adoptado diversas estrategias para abordar la brecha salarial de género desde distintos enfoques. Para ello ha puesto en marcha múltiples medidas y planes para avanzar en la igualdad de género en todos sus Estados miembros. A continuación, destacamos las principales iniciativas y legislación establecidas a nivel comunitario (Comisión Europea, 2024).

El principio de igualdad entre hombres y mujeres se recoge en el artículo 23 de la Carta de los Derechos Fundamentales de la Unión Europea, que garantiza su aplicación en todos los ámbitos, incluyendo el empleo, las condiciones laborales y la remuneración (Parlamento Europeo, 2024). Para cumplir este principio se han aplicado diversas directivas, entre las que destacan las siguientes:

- *Directiva 2006/54/CE*: establece el principio de igualdad de oportunidades en el ámbito laboral, regulando el acceso al empleo, la formación profesional y las condiciones laborales. Garantiza que no haya discriminación basada en el sexo e incluye medidas para asegurar que los Estados miembros implementen sanciones efectivas en casos de incumplimiento (Parlamento Europeo y Consejo de la Unión Europea, 2006).
- *Directiva 2023/970*: busca garantizar una aplicación más efectiva del principio de igualdad salarial y para eso introduce medidas como la transparencia en las condiciones salariales previas al empleo, el derecho de los trabajadores a conocer los criterios de remuneración, informes detallados sobre diferencias salariales y la obligación de aplicar criterios salariales objetivos y neutros. Además, determina que las organizaciones

con más de 100 empleados estarán obligadas a informar periódicamente sobre sus brechas salariales, y si estas superan el 5 por 100 sin justificación objetiva, se requerirán medidas correctivas. El plazo para los Estados miembros de la UE para adaptar sus legislaciones a esta nueva directiva es hasta junio de 2026 (Parlamento Europeo y Consejo de la Unión Europea, 2023).

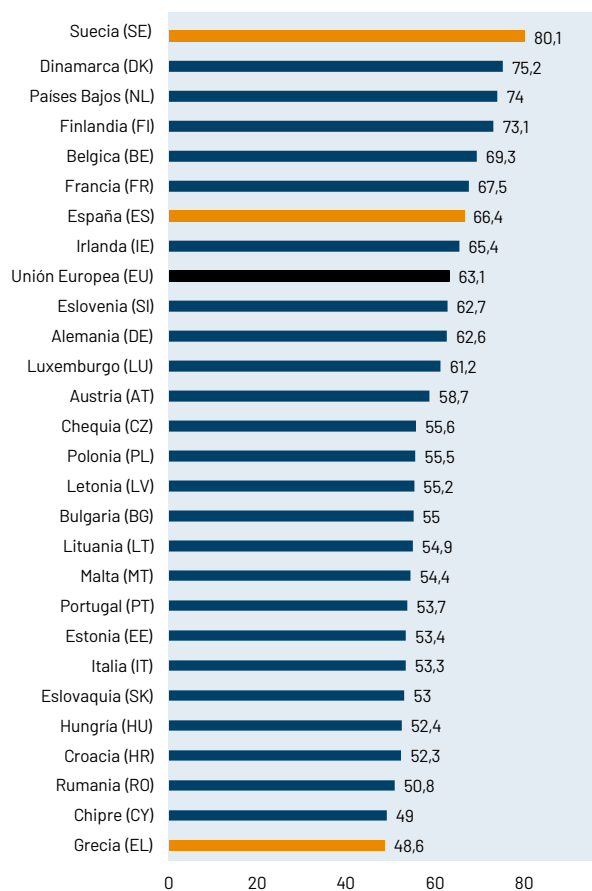
Además de estas directivas, la Comisión Europea adoptó la “Estrategia para la Igualdad de Género 2020-2025” con la misión de conseguir una Europa más equitativa en términos de género (Comisión Europea, 2020). Esta estrategia se centra en combatir la violencia y los estereotipos de género a partir de campañas de comunicación, fomentar una economía basada en la igualdad y asegurar la participación equitativa en los órganos de decisión (Comisión Europea, 2022). Su objetivo es construir una Europa en la que todas las personas, independientemente de su género, puedan desarrollarse en igualdad de oportunidades y participar en la vida social de forma igualitaria (Comisión Europea, 2020).

Finalmente, podemos destacar el Plan de Acción de la UE 2017-2019 para abordar la brecha salarial de género, que fue impulsado por la Comisión Europea con ocho áreas clave para reducir la desigualdad salarial entre hombres y mujeres. Se centró en mejorar la aplicación del principio de igualdad de remuneración, combatir la segregación laboral, promover el liderazgo femenino, valorar las competencias de las mujeres y fomentar la transparencia salarial. El Comité Económico y Social Europeo (CESE) respaldó el plan, subrayando la importancia de adoptar medidas más específicas y destacando el rol fundamental de los interlocutores sociales para su correcta aplicación (Comité Económico y Social Europeo, 2018).

4. Selección de los países para el análisis comparativo

Para evaluar el impacto de las políticas de igualdad de género en la brecha salarial en distintos países europeos, hemos seleccionado una muestra de tres países utilizando como criterio el *GEI* desarrollado por el EIGE. Este índice proporciona una medida detallada de la igualdad de género en

GRÁFICO 2
ÍNDICE DE IGUALDAD DE GÉNERO EN LOS PAÍSES DE LA UE EN 2013



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del EIGE, 2013.

diversos ámbitos y permite comparar la evolución de los países a lo largo del tiempo (EIGE, 2013).

En el gráfico 2 se muestra la clasificación de los países europeos en 2013 según el *GEI*, donde se puede ver que el país con la mayor puntuación fue Suecia (80,1 puntos), mientras que Grecia tuvo la puntuación más baja (48,6 puntos) (EIGE, 2013).

El análisis incluye tres países con trayectorias contrastantes en materia de igualdad de género: Suecia, que en 2013 obtuvo la puntuación más alta del *GEI* y se consolidó como el país con

mayor igualdad de la Unión Europea, lo que permitirá identificar las políticas que han sostenido o reforzado su liderazgo; Grecia, que en ese mismo año registró la puntuación más baja, constituyendo un caso clave para evaluar la efectividad de las medidas aplicadas y su evolución frente a otros Estados; y España, con un nivel medio-alto (66,4 puntos en 2013, similar a la media de la UE de 63,1 puntos), que servirá como referencia para analizar los progresos recientes en el contexto europeo y valorar la eficacia de las políticas de igualdad implementadas. La selección de estos tres países nos permitirá observar cómo distintos enfoques políticos han influido en la evolución de la brecha salarial de género. Mientras Suecia representa un modelo consolidado de igualdad, Grecia ilustra los desafíos estructurales que pueden dificultar el progreso en esta materia. España, por su parte, se encuentra en una posición intermedia que nos permitirá evaluar si sus políticas han sido efectivas para lograr acercarse a los países con mayor igualdad. Esta comparación ayudará a identificar factores claves que pueden favorecer la disminución de la brecha salarial en diferentes contextos europeos.

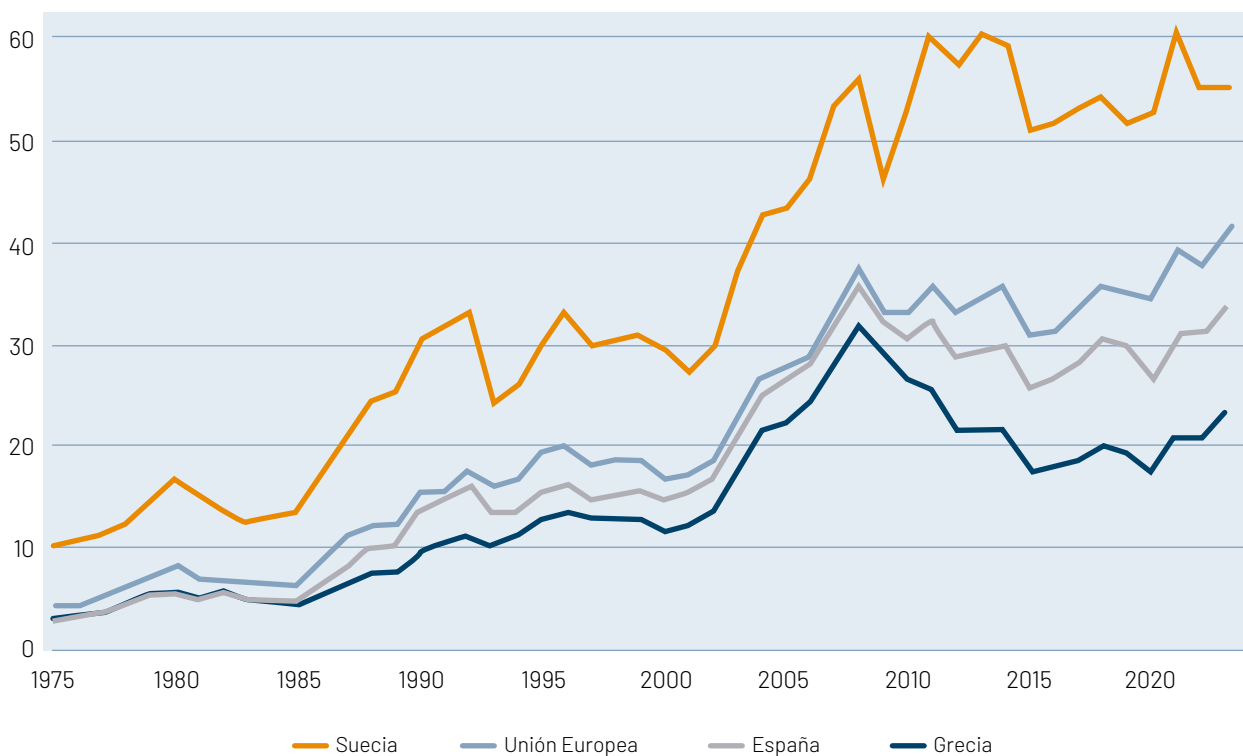
5. Contexto socioeconómico de los países seleccionados

A continuación, presentamos un análisis del contexto socioeconómico y de igualdad de género de Suecia, Grecia y España en 2013, con el objetivo de comprender la base inicial del estudio y el entorno en el que se implementaron las políticas de igualdad salarial en cada país.

Suecia se definía en 2013 como una economía avanzada, con un sólido Estado de bienestar y una economía de mercado orientada a la exportación (Fondo Monetario Internacional, 2013). El producto interior bruto (PIB) per cápita de Suecia este año fue de aproximadamente 60.844,3 dólares internacionales, ubicándose entre los más altos de la UE (Banco Mundial, 2013). En términos de igualdad de género, Suecia destaca por ser uno de los países con mejores índices en términos de igualdad gracias a las numerosas políticas aplicadas.

Grecia presenta una economía mixta que combina sectores industriales y de servicios, siendo el

GRÁFICO 3
PIB PER CÁPITA DE 1975 A 2023
 En dólares a precios actuales



Fuente: Grupo Banco Mundial.

turismo una fuente significativa de ingresos (Fondo Monetario Internacional, 2013). En 2013, el PIB per cápita de Grecia fue de 21.573,3 dólares internacionales, mostrando una recuperación económica tras la crisis financiera de la década anterior (gráfico 3) (Banco Mundial, 2013). En cuanto a igualdad de género, Grecia se ha enfrentado a desafíos considerables, situándose en las posiciones más bajas en comparación con otros países.

España posee una economía diversificada con sectores fuertes de servicios, industria y agricultura. En 2013, el PIB per cápita fue de 29.218,9 dólares internacionales, mostrando una tendencia de crecimiento sostenido, como se muestra en el gráfico 3 (Banco Mundial, 2013). En materia de igualdad de género, España ha logrado avances

notables gracias a políticas públicas enfocadas a promover la igualdad.

6. Políticas de igualdad de género en Suecia

Suecia es uno de los países europeos más avanzados en materia de igualdad de género. Su Constitución establece en su artículo 2 la prohibición de la discriminación por razón de género y desde 1997 cuenta con una legislación específica en el ámbito laboral. En 2008, esta normativa fue reemplazada por la Ley de Discriminación, cuyo objetivo es eliminar cualquier forma de discriminación y garantizar el acceso equitativo a derechos y oportunidades sin distinción de sexo, etnia, religión, discapacidad, orientación sexual o edad (EIGE, 2022a).

Instituciones y supervisión gubernamental en igualdad de género

El organismo gubernamental encargado del desarrollo y supervisión de las políticas de igualdad en Suecia es el Ministerio de Igualdad de Género y Trabajo. En 2018, se creó la Agencia de Igualdad de Género, con el objetivo de coordinar e implementar las estrategias gubernamentales en materia de igualdad y garantizar su impacto en la sociedad.

Además, Suecia cuenta con una sólida estructura de supervisión parlamentaria. La Agencia de Igualdad de Género y la División para la Igualdad de Género presentan informes periódicos al Parlamento sueco, donde se evalúan los avances y se establecen nuevas metas.

Por otro lado, el Defensor del Pueblo para la Igualdad (OD) es un organismo independiente, cuya función es supervisar y garantizar el cumplimiento de la legislación sin depender directamente del Gobierno (EIGE, 2022a).

Integración de la perspectiva de género en la estructura pública

Desde 2013, Suecia ha fortalecido un enfoque basado en la integración de la perspectiva de género (Gender Mainstreaming), cuyo objetivo es incorporar la igualdad de género en todas las políticas gubernamentales.

Una de las principales iniciativas en este marco ha sido el Programa de Integración de la Perspectiva de Género en los Organismos Gubernamentales (GMGA), implementado en 2013 para ayudar a las instituciones públicas a aplicar medidas de equidad de género. Para 2019, este programa había logrado cambios en los métodos de trabajo de los organismos públicos y obtuvo avances significativos en equidad.

Actualmente, esta estrategia sigue vigente bajo el Plan Estratégico de Integración de la Perspectiva de Género (2022-2025), que involucra a 54 agencias gubernamentales y 33 instituciones de educación superior, cada una con su propio plan de acción para promover la igualdad de género (EIGE, 2022a).

Participación de la sociedad civil en la igualdad de género

Suecia fomenta la implicación directa de la ciudadanía en la aplicación y evaluación de las políticas de igualdad de género. En 2018, se creó el Organismo Nacional para el Diálogo y la Consulta (NOD), una plataforma destinada a facilitar la cooperación entre las instituciones públicas y la sociedad civil en la elaboración y supervisión de políticas de igualdad (EIGE, 2022a).

Permiso parental

Suecia ha sido pionera en la puesta en marcha de medidas para la conciliación laboral y familiar. En 1973, el país implementó un permiso parental equitativo, que permite que ambos progenitores compartan las responsabilidades de cuidado infantil. Esta política está protegida por ley y garantiza a los padres el derecho a reincorporarse a su mismo puesto de trabajo tras el periodo de licencia (1).

Por tanto, Suecia ha desarrollado un marco institucional sólido y políticas de igualdad altamente efectivas. Su enfoque en la integración de la perspectiva de género en la Administración pública, junto con una supervisión parlamentaria sólida y la promoción de la conciliación laboral y familiar, han permitido avances significativos en igualdad de género.

7. Políticas de igualdad de género en España

España ha consolidado su apuesta por la igualdad entre mujeres y hombres, convirtiéndose en un referente en la implementación de políticas destinadas a eliminar la discriminación por razón de género. La Constitución española, en su artículo 1.1, establece la igualdad como valor fundamental, y en su artículo 14, prohíbe la discriminación por razón de nacimiento, raza, sexo, religión, opinión o condición social.

Desde la entrada en vigor de la Ley Orgánica 3/2007 para la Igualdad Efectiva entre Mujeres y Hombres, el país ha desarrollado un marco legislativo amplio, complementado con la creación de instituciones claves y estrategias dirigidas a mejorar la equidad de género en diversos ámbitos (EIGE, 2022b).

Ministerio de Igualdad y organismos de supervisión

La entidad responsable de supervisar las políticas de igualdad en España es el Ministerio de Igualdad, cuya función principal es promover y asegurar la igualdad de oportunidades entre mujeres y hombres en todos los ámbitos.

Dentro de su estructura se encuentran dos organismos clave:

- Comisión Interministerial para la Igualdad entre Mujeres y Hombres, creada por la Ley Orgánica 3/2007, cuya función es supervisar la aplicación de políticas de igualdad en la Administración General del Estado y promueve la participación femenina en puestos de liderazgo.
- Instituto de las Mujeres, un organismo independiente creado en 1983 y reforzado en 2014 con la Ley 15/2014, que asesora legalmente a víctimas de discriminación, hace investigaciones sobre igualdad de género y colabora con empresas para fomentar la equidad laboral (EIGE, 2022b).

Supervisión parlamentaria y participación ciudadana

En el ámbito legislativo, tanto el Congreso de los Diputados como el Senado cuentan con una Comisión de Igualdad, encargada de supervisar la acción del Gobierno en materia de igualdad de género. Inicialmente, estas comisiones funcionaban como un solo organismo desde 1988, pero en 2008 se separaron para aumentar su impacto.

Asimismo, el Estado fomenta la participación de la sociedad civil en el desarrollo de políticas de igualdad a través del Consejo de Participación de las Mujeres, un órgano consultivo que facilita la intervención de asociaciones para el diseño de políticas y en la implementación de medidas equidad de género (EIGE, 2022b).

Principales estrategias y políticas de igualdad de género (2013-2024)

a) Planes estratégicos de igualdad

En 2022, el Consejo de Ministros aprobó el III Plan Estratégico para la Igualdad Efectiva entre

Mujeres y Hombres (2022–2025), que sustituyó el anterior Plan Estratégico para la Igualdad de Oportunidades (2014–2016). Sus objetivos principales son promover una participación equilibrada en los espacios de decisión, garantizar una distribución justa de la riqueza entre hombres y mujeres, erradicar la violencia de género y asegurar la igualdad de derechos y oportunidades en todos los sectores sociales (EIGE, 2022b).

b) Reforma de la Ley de Igualdad

Desde su aprobación en 2007, la Ley Orgánica 3/2007 de Igualdad ha sido objeto de modificaciones que han fortalecido su aplicación. Algunas de las reformas más relevantes han sido:

- Real Decreto-Ley 6/2019 (2). Redujo el umbral obligatorio para que las empresas elaboren planes de igualdad, pasando de 250 a 50 empleados.
- Real Decreto 901/2020 (3). Estableció la obligatoriedad de diagnosticar la situación de igualdad de cada empresa y definir medidas concretas para corregir desigualdades.
- Real Decreto 902/2020 (4). Introdujo la igualdad retributiva, obligando a las empresas a llevar un registro salarial por sexo y justificar diferencias salariales superiores al 25 por 100.

c) Ley 15/2022 de Igualdad de Trato y no Discriminación (5)

En 2022, se aprobó la Ley 15/2022, cuyo objetivo es asegurar el respeto al principio de igualdad y la prohibición de toda forma de discriminación en diversos ámbitos, incluyendo el laboral. Esta normativa prohíbe la discriminación en todas sus formas, ya sea directa o indirecta, e impone medidas para prevenir y corregir desigualdades en empresas y administraciones públicas.

d) Ley Orgánica 2/2024: Representación Equilibrada de Género (6)

La más reciente legislación en materia de igualdad es la Ley Orgánica 2/2024, orientada a promover una presencia igualitaria de ambos géneros en órga-

nos de decisión de empresas y entidades públicas. Esta norma incluye disposiciones concretas dirigidas a garantizar la igualdad de oportunidades en puestos directivos y consejos de administración.

8. Políticas de igualdad de género en Grecia

Grecia ha avanzado progresivamente en materia de igualdad de género, aunque su desarrollo en este ámbito ha sido más tardío respecto al resto de Estados miembros de la Unión Europea. La Constitución griega, en su artículo 4, establece el principio de igualdad de género, garantizando los mismos derechos y obligaciones para hombres y mujeres. Además, impone al Estado la responsabilidad de corregir las desigualdades existentes, especialmente aquellas que perjudican a las mujeres.

Sin embargo, no fue hasta la década de los 2000 cuando Grecia comenzó a aplicar políticas de igualdad de género de manera estructurada, en gran parte gracias al impulso de la Secretaría General para la Igualdad de Género (SGGE) y al apoyo de los Fondos Estructurales Europeos (FSE) (EIGE, 2022c).

Marco institucional y organismo de supervisión en igualdad de género

El principal organismo gubernamental en materia de igualdad de género es la Secretaría General de Política Demográfica, Familiar e Igualdad de Género (GSDFPGE). Su misión principal es combatir la discriminación de género e integrar la perspectiva de género en todas las políticas públicas.

Otro organismo clave es el Centro de Investigación para la Igualdad de Género (KETHI), cuya labor se centra en la erradicación de la discriminación y desigualdad de género a través de estudios, asesoramiento y formación en políticas de igualdad.

El Parlamento griego cuenta con la Comisión Permanente Especial sobre Igualdad, Juventud y Derechos Humanos, una entidad independiente encargada de supervisar periódicamente el trabajo de la GSDFPGE y el KETHI.

Además, Grecia cuenta con un organismo independiente de igualdad, conocido como el Defensor

del Pueblo griego, cuya labor se enfoca en supervisar la implementación del principio de la igualdad de género en el acceso al trabajo, las condiciones laborales y la prestación de servicios públicos (EIGE, 2022c).

Principales estrategias y políticas de igualdad de género (2013-2024)

Grecia ha adoptado diversas estrategias nacionales enfocadas en la igualdad de género, destacando los siguientes planos de acción (EIGE, 2022c):

- Programa Nacional para la Igualdad Sustantiva de Género (2010-2013). Primera estrategia nacional para abordar desigualdades de género.
- Plan de Acción Nacional sobre la Igualdad de Género (2016-2020). Implementado en respuesta a recomendaciones internacionales, con un enfoque en la eliminación de la discriminación de género.
- Plan de Acción Nacional para la Igualdad de Género (PANG) (2021-2025). En vigor, centrado en la participación igualitaria de las mujeres en el mercado laboral, el acceso a roles de liderazgo y la transversalización de la perspectiva de género en políticas sectoriales.

Uno de los avances legislativos más importantes ha sido la Ley 4604/2019, que establece la obligatoriedad de aplicar la perspectiva de género en todas las políticas públicas. Además, refuerza el Mecanismo Nacional de Igualdad de Género, obligando a cada ministerio a desarrollar indicadores de género, efectuar evaluaciones de impacto de género en políticas públicas, y publicar informes sobre avances en igualdad. A pesar de su importancia, esta ley no contempla sanciones por incumplimiento, lo que dificulta su implementación (OIT, 2021).

Además de la Ley 4604/2019, se han aprobado normativas complementarias para fomentar la equidad de género en el ámbito laboral (EIGE, 2022c):

- Ley 4837/2024 (artículo 47). Introduce un “sello de diversidad”, que premia a las empresas que promuevan la igualdad de trato y combatan la discriminación en el empleo.

—Ley 4808/2021. Ratifica el Convenio 190 de la Organización Internacional del Trabajo (OIT) (2019) sobre acoso y violencia en el trabajo, fortaleciendo la protección de mujeres en el ámbito laboral.

IV. IMPACTO DE LAS POLÍTICAS DE IGUALDAD DE GÉNERO EN EL MERCADO LABORAL

Los países europeos han aplicado diversas políticas para reducir la desigualdad de género en el mercado laboral. Sin embargo, los resultados han sido heterogéneos, dependiendo del contexto socioeconómico, la aplicación efectiva de las normativas y el compromiso institucional de cada país. En este apartado, se analizará el impacto de las políticas de igualdad de género en Suecia, España y Grecia desde 2013 hasta 2024, examinando como han evolucionado indicadores clave como la brecha salarial y la tasa de empleo femenino.

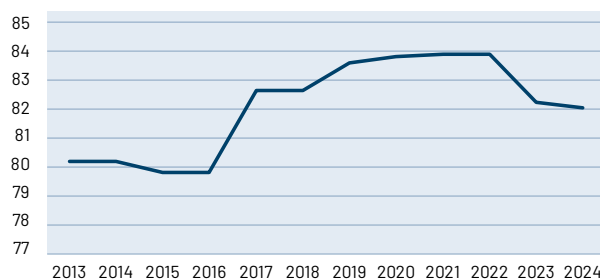
Para evaluar esta evolución, se utilizarán datos del *GEI*, que proporciona una medición de la igualdad en distintos ámbitos como el trabajo, dinero, conocimiento, tiempo, poder y salud. Este índice permite comparar el progreso de cada país en materia de equidad de género y analiza la efectividad de las políticas implementadas. Además, se recurrirá a las estadísticas de Eurostat, que ofrece información detallada sobre la tasa de empleo por género, un indicador fundamental para medir la integración de las mujeres en el mercado laboral y su evolución en la última década.

El objetivo de este análisis es identificar qué políticas han tenido un mayor impacto en la disminución de las desigualdades de género en el empleo, qué desafíos persisten y qué diferencias existen entre los países seleccionados. Para ello, se compararán las tendencias en Suecia, España y Grecia, examinando los elementos que han impulsado o frenado el impacto de las políticas de igualdad en cada contexto.

1. Resultado del análisis de Suecia

El gráfico 4 muestra la evolución del índice de igualdad de género (*GEI*) en Suecia durante la última década, reflejando tanto avances significativos como desafíos persistentes. Entre 2013 y 2016, Sue-

GRÁFICO 4
ÍNDICE DE IGUALDAD DE GÉNERO EN SUECIA (2013-2024)



Nota: Para los años sin datos oficiales (2014, 2016, 2018), se ha utilizado el valor del año anterior con fines de representación gráfica. Datos detallados en Anexo 1.

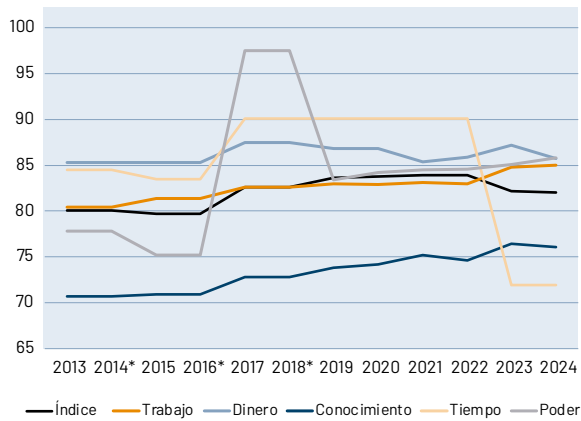
Fuente: Elaboración propia a partir de datos del EIGE.

cia mantuvo una posición de liderazgo en igualdad de género en la UE, aunque con una ligera disminución en su puntuación, pasando de 80,1 puntos en 2013 a 79,7 puntos en 2015, debido principalmente a retrocesos en los ámbitos de dinero y tiempo. A partir de 2017, el país inició una fase de crecimiento sostenido, alcanzando 83,6 puntos en 2020 y su máximo histórico de 83,9 puntos en 2021. Este avance se explicó sobre todo por el aumento en la representación femenina en política y liderazgo empresarial, así como por mejoras en conocimiento y trabajo, reflejo de políticas de igualdad efectivas.

Sin embargo, entre 2021 y 2024 se produjo un estancamiento acompañado de una leve caída, situando a Suecia en 82 puntos en 2024. La reducción estuvo vinculada nuevamente a los indicadores de dinero y tiempo, que ponen de manifiesto la persistencia de brechas salariales y la desigual distribución de las tareas domésticas y de cuidado, retos que siguen limitando el avance hacia una igualdad plena a pesar de los logros estructurales alcanzados.

El índice de igualdad de género se compone de diferentes ámbitos que nos permiten analizar con mayor profundidad los factores que han influido en su evolución. En el gráfico 5, se observa cómo han evolucionado estos ámbitos en comparación con el índice general (ver Anexo 1 para los datos completos). El índice de igualdad de género en Suecia muestra avances importantes en algunos ámbitos,

GRÁFICO 5
EVOLUCIÓN DEL GEI DESGLOSADO POR ÁREAS, SUECIA (2013-2024)



Nota: Para los años sin datos oficiales (2014, 2016, 2018), se ha utilizado el valor del año anterior con fines de representación gráfica. Datos detallados en Anexo 1.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del EIGE.

pero también retrocesos significativos en otros. En el área de poder, el país alcanzó 85,8 puntos en 2024, con un aumento notable respecto a 2013 gracias a la mayor representación femenina en la política y en puestos de liderazgo empresarial. También se registraron mejoras en trabajo, con un incremento de 4,6 puntos desde 2013 debido a políticas que redujeron la segregación ocupacional y promovieron condiciones laborales más equitativas. En conocimiento, Suecia alcanzó 76,1 puntos en 2024, impulsado por la creciente participación femenina en educación terciaria y formación continua, aunque persisten desigualdades en ciertas áreas de educación superior.

En contraste, los ámbitos de dinero y tiempo presentan retrocesos preocupantes. El indicador de dinero cayó 1,1 puntos entre 2021 y 2024, reflejando la persistencia de la brecha salarial y el impacto desproporcionado de la crisis pospandemia sobre las mujeres, con una fuerte caída en el acceso a recursos financieros. El ámbito de tiempo sufrió el mayor deterioro, con una caída acumulada de 12,6 puntos desde 2013, debido principalmente a la desigual distribución de las tareas domésticas

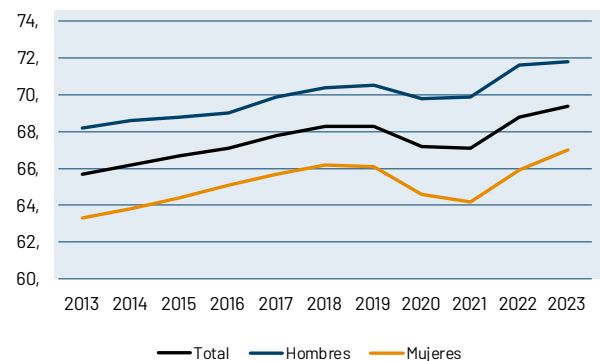
y de cuidado, así como a una marcada reducción en la equidad en el ocio y las actividades sociales. Esto muestra que, a pesar de los avances institucionales, las cargas del cuidado siguen recayendo en gran medida sobre las mujeres.

Para complementar el análisis del *GEI* en Suecia, es importante examinar la evolución de la tasa de empleo por sexo, ya que la participación laboral femenina es un factor clave en la reducción de desigualdades de género. En el gráfico 6, se presenta la tasa de empleo total y desglosada por género en Suecia entre 2013 y 2023, utilizando datos de Eurostat.

A lo largo del período analizado, Suecia ha mantenido una tasa de empleo elevada en comparación con otros países europeos. Sin embargo, el análisis desglosado por género permite identificar diferencias claves en la evolución del empleo entre hombres y mujeres.

Podemos identificar tres fases en la tasa de empleo en Suecia, que coinciden con la evolución del *GEI* y el impacto de las políticas de igualdad laboral: entre 2013 y 2019, la tasa de empleo en general creció de forma sostenida, destacando el aumento de 2,9 p. p en la tasa femenina. Este avance estuvo asociado a políticas de igualdad

GRÁFICO 6
TASA DE EMPLEO POR SEXO EN SUECIA (2013-2023)



Nota: Ver Anexo 4 para datos completos.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Eurostat.

laboral y conciliación, además de coincidir con el incremento del *GEI*, lo que refleja una relación estrecha entre la mejora en el mercado laboral y el progreso en igualdad de género. No obstante, entre 2019 y 2021, la crisis sanitaria del COVID-19 impactó negativamente, provocando una caída más pronunciada en la tasa de empleo femenina que en la masculina, lo que agravó las desigualdades de género y se reflejó en la disminución del *GEI*. A partir de 2022 se observó una recuperación, con un repunte de 2,8 puntos en la participación laboral femenina; sin embargo, la brecha de empleo entre hombres y mujeres apenas se redujo, evidenciando la persistencia de barreras estructurales en el acceso equitativo al mercado laboral.

En conclusión, si bien Suecia sigue siendo un referente en igualdad de género en la UE, el análisis evidencia que la implementación de políticas ha sido efectiva en algunos ámbitos, pero insuficiente en otros. Los avances en liderazgo femenino y acceso al empleo han sido claves en la mejora del *GEI*, pero la equidad en la distribución del tiempo y el acceso a recursos económicos siguen siendo retos importantes. Para mantener su liderazgo y garantizar un progreso sostenido, Suecia deberá reforzar medidas que aseguren una igualdad efectiva en todos los ámbitos.

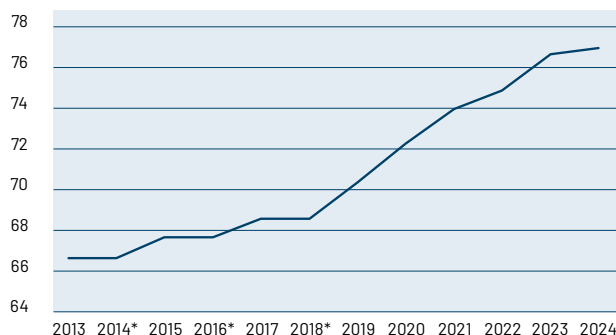
2. Resultado del análisis de España

El gráfico 7 muestra la evolución del *GEI* en España entre 2013 y 2024, reflejando una tendencia positiva y sostenida a lo largo del periodo. En 2013, España registró un índice de 66,4 puntos, situándose ligeramente por encima de la media europea. En 2024, el índice ha alcanzado los 76,7 puntos, lo que representa un incremento de 10,3 puntos en la última década. Este crecimiento ha sido continuo, sin caídas destacadas, lo que sugiere una implementación progresiva y eficaz de políticas públicas orientadas a la igualdad de género. A diferencia de Suecia, que ha experimentado retrocesos en algunos años, España ha mantenido una evolución constante, consolidando avances en distintos ámbitos de análisis.

Se identifican tres fases claves en la evolución del índice de igualdad de género en España. Entre 2013 y 2018, España experimentó un crecimiento

GRÁFICO 7

ÍNDICE DE IGUALDAD DE GÉNERO EN ESPAÑA (2013-2024)



Nota: Para los años sin datos oficiales (2014, 2016, 2018), se ha utilizado el valor del año anterior con fines de representación gráfica. Ver Anexo 2 para datos completos.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del EIGE.

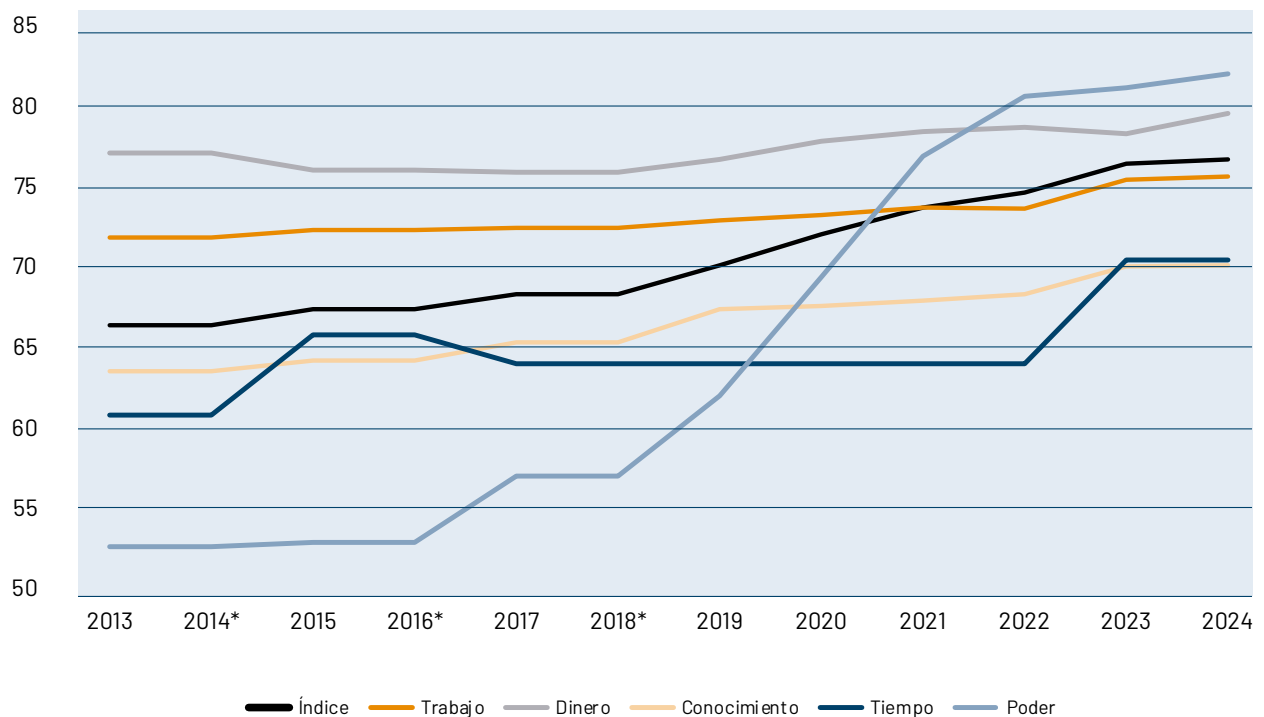
moderado en el índice de igualdad de género, pasando de 66,4 a 68,3 puntos. Aunque el avance fue limitado, en este período se consolidaron las bases normativas de la igualdad, con la aplicación de la Ley de Igualdad de 2007 y el desarrollo del Plan Estratégico para la Igualdad de Oportunidades 2014-2016, que sentaron el marco para posteriores progresos.

A partir de 2019, el crecimiento se aceleró notablemente: el índice aumentó 4,5 puntos en cuatro años, alcanzando 74,6 puntos en 2022, impulsado por nuevas normativas como el Real Decreto 6/2019 y mejoras en los ámbitos de poder, conocimiento y tiempo. En el bienio 2023-2024, España alcanzó su máximo histórico con 76,7 puntos, estabilizando los avances, aunque aún persisten retos en igualdad salarial y en el acceso de las mujeres a puestos de liderazgo.

El gráfico 8 muestra la evolución de los distintos ámbitos que componen el *GEI* (ver Anexo 2 para los datos completos). Este desglose permite identificar los factores que más han contribuido al aumento del índice en España, así como los que han limitado su progreso.

El análisis por cada uno de estos ámbitos muestra avances destacados en la última década, especialmente en el ámbito de poder, que ha sido

GRÁFICO 8
EVOLUCIÓN DEL GEI DESGLOSADO POR ÁREAS ESPAÑA (2013-2024)



Nota: Para los años sin datos oficiales (2014, 2016, 2018), se ha utilizado el valor del año anterior con fines de representación gráfica. Ver Anexo 2 para datos completos.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del EIGE.

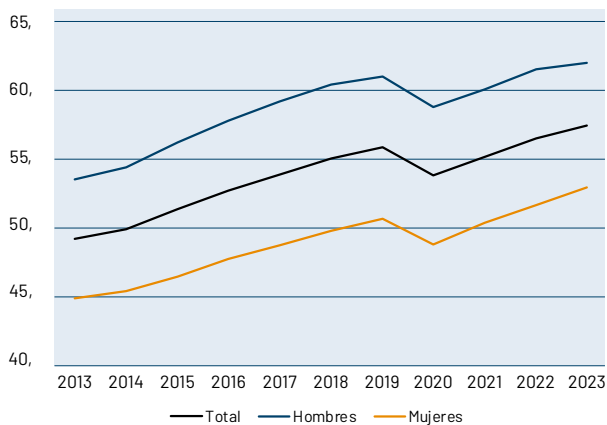
el principal motor de crecimiento con una mejora de casi 30 puntos, hasta alcanzar los 82 puntos en 2024, gracias al aumento de la representación política femenina y a la aplicación de leyes clave en materia de igualdad. También en trabajo se observan progresos moderados, alcanzando 75,6 puntos, con mejoras en participación y calidad del empleo, aunque persisten la segregación ocupacional y brechas en condiciones laborales. En dinero, el progreso ha sido más limitado (de 77,1 a 79,5 puntos), reflejando la permanencia de desigualdades salariales y la escasa presencia de mujeres en sectores mejor remunerados, a pesar de las medidas recientes para fomentar la igualdad retributiva.

En otros ámbitos, España también ha registrado avances importantes. En conocimiento, el indicador

ha subido 6,6 puntos hasta llegar a 70,1 puntos en 2024, impulsado por la mayor presencia femenina en la educación superior, aunque persiste la segregación por áreas de estudio, especialmente en disciplinas de ciencia, tecnología, ingeniería y matemáticas (STEM, por sus siglas en inglés). En cuanto a tiempo, aunque sigue siendo el ámbito con menor puntuación, ha mejorado en 9,6 puntos, gracias al incremento en la corresponsabilidad de los cuidados (impulsada por permisos de paternidad iguales); si bien se observa un retroceso en las actividades sociales, lo que muestra que las desigualdades en el uso del tiempo libre aún no se han superado.

El gráfico 9 muestra que, a lo largo del período 2013-2023, España ha experimentado una mejora progresiva en la tasa de empleo tanto de hombres como

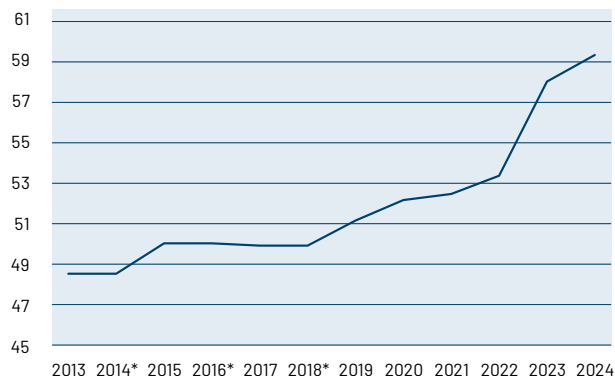
GRÁFICO 9
TASA DE EMPLEO POR SEXO EN ESPAÑA (2013-2023)



Nota: Ver datos completos en Anexo 4.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Eurostat.

GRÁFICO 10
ÍNDICE DE IGUALDAD DE GÉNERO EN GRECIA (2013-2024)



Nota: Para los años sin datos oficiales (2014, 2016, 2018), se ha utilizado el valor del año anterior con fines de representación gráfica. Ver Anexo 3 para datos completos.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de EIGE.

de mujeres. Sin embargo, se mantiene una brecha estructural de género, aunque ligeramente reducida.

Se pueden identificar tres fases en la tasa de empleo en España. Entre 2013 y 2018, España experimentó un crecimiento moderado en el *GEI*, pasando de 66,4 a 68,3 puntos. Aunque el avance fue limitado, en este período se consolidaron las bases normativas de la igualdad, con la aplicación de la Ley de Igualdad de 2007 y el desarrollo del Plan Estratégico para la Igualdad de Oportunidades 2014-2016, que sentaron el marco para posteriores progresos. A partir de 2019, el crecimiento se aceleró notablemente: el índice aumentó 4,5 puntos en cuatro años, alcanzando 74,6 puntos en 2022, impulsado por nuevas normativas como el Real Decreto 6/2019 y mejoras en los ámbitos de poder, conocimiento y tiempo. En el bienio 2023-2024, España alcanzó su máximo histórico con 76,7 puntos, estabilizando los avances, aunque aún persisten retos en igualdad salarial y en el acceso de las mujeres a puestos de liderazgo.

En conclusión, el análisis de la evolución del *GEI* y la tasa de empleo por sexo en España entre 2013 y 2024 revela un avance sostenido en materia de igualdad, con una mejora de más de 10 puntos en el *GEI*. Este crecimiento ha estado impulsado

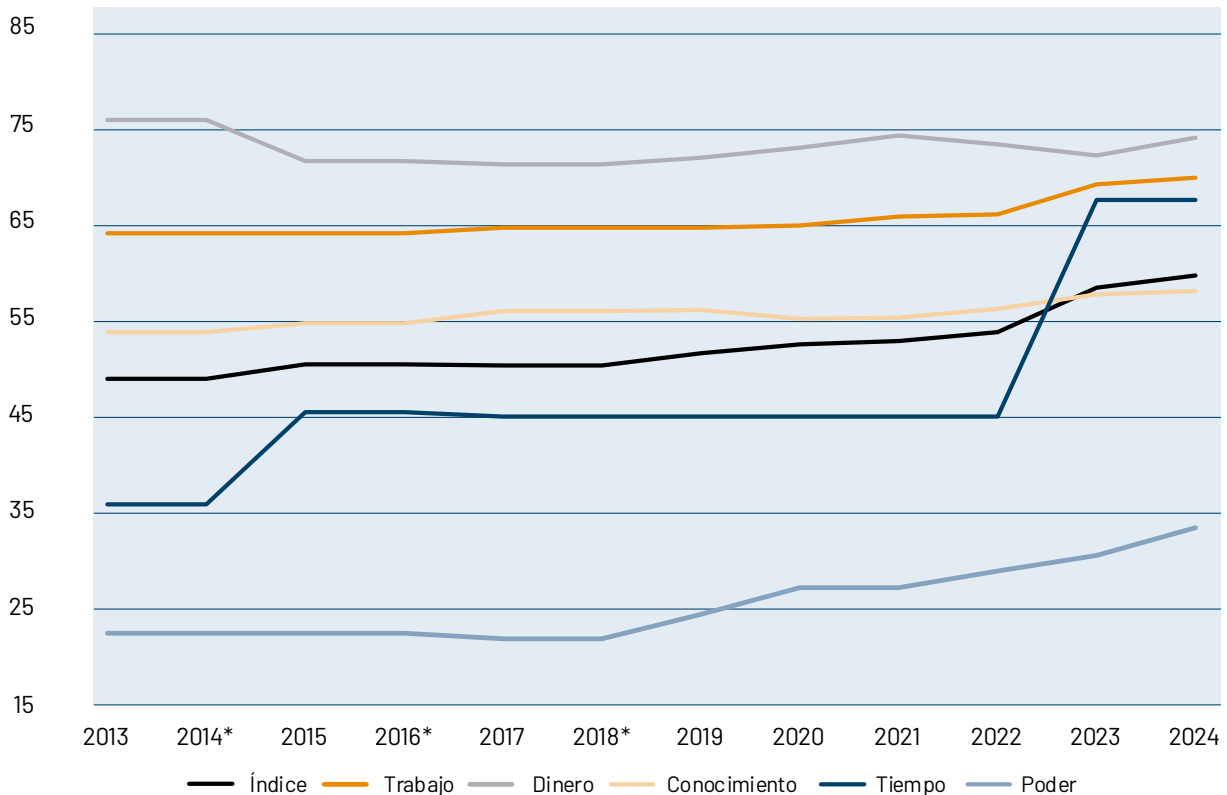
principalmente por los avances en los ámbitos de poder, trabajo y conocimiento, donde las políticas públicas han tenido un impacto directo y positivo. Especialmente destacable ha sido el incremento en el ámbito del poder, que refleja una mayor participación de las mujeres en los espacios de decisión política, económica y social. No obstante, persisten los retos importantes como la brecha en la tasa de empleo entre hombres y mujeres. Además, ámbitos como el tiempo y el dinero siguen mostrando desigualdades estructurales, especialmente en la distribución del trabajo doméstico y en el acceso a recursos económicos. En conjunto, España ha logrado avances relevantes, pero para consolidar este progreso será necesario reforzar las políticas de conciliación, combatir la segregación ocupacional y reducir las brechas que aún persisten.

3. Resultado del análisis de Grecia

El gráfico 10 muestra la evolución del *GEI* en Grecia entre 2013 y 2024. En este período, Grecia ha experimentado una mejora notable en términos de igualdad, pasando de 48,6 puntos en 2013 a 59,3 puntos en 2024, lo que supone una mejora significativa de 10,7 puntos. Aunque Grecia partía como el país con peor puntuación en igualdad de género de

GRÁFICO 11

EVOLUCIÓN GEI DESGLOSADO POR ÁREAS GRECIA (2013-2024)



Nota: Para los años sin datos oficiales (2014, 2016, 2018), se ha utilizado el valor del año anterior con fines de representación gráfica. Ver Anexo 3 para datos completos.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de EIGE.

la UE en 2013, su evolución ha sido positiva, especialmente en los últimos años.

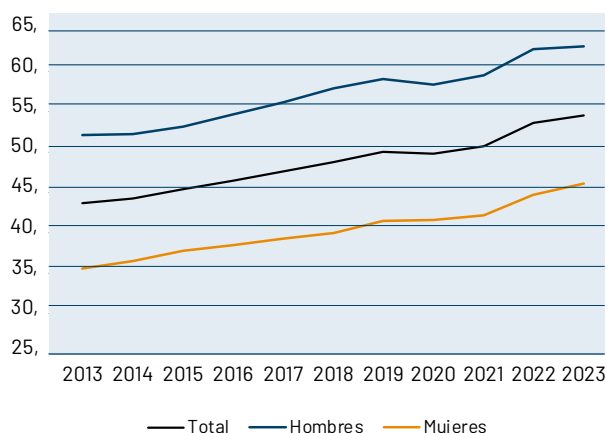
Este avance no ha sido lineal, sino que puede dividirse en tres períodos que reflejan diferentes etapas en la evolución de las políticas de igualdad y su impacto. Entre 2013 y 2018, Grecia mostró un estancamiento en materia de igualdad de género, con un índice que apenas varió entre 48,6 y 50 puntos. Esta etapa estuvo marcada por la crisis económica y la parálisis institucional, lo que limitó la implementación de políticas públicas efectivas. Como resultado, los indicadores clave de poder, tiempo y conocimiento se mantuvieron en niveles bajos, frenando cualquier avance significativo en equidad de género. A partir de 2019 se inició un pe-

riodo de crecimiento progresivo, que se intensificó a partir de 2022. El índice pasó de 51,2 en 2019 a 53,4 puntos en 2022, gracias al Plan Nacional para la Igualdad de Género 2021-2025 y a la mejora del contexto económico. Entre 2022 y 2024 se produjo el mayor avance de la serie histórica, con un salto de 5,9 puntos hasta alcanzar 59,3 puntos, impulsado por reformas legislativas y mejoras en los ámbitos de tiempo, trabajo y poder. Aunque persisten desafíos estructurales, esta evolución refleja un cambio de tendencia positivo y esperanzador para Grecia.

En el gráfico 11, se observa la evolución entre 2013 y 2024 de varios ámbitos clave que componen el GEI (ver Anexo 3 para los datos completos). En Grecia, el ámbito de Trabajo ha mejorado de forma

GRÁFICO 12

TASA DE EMPLEO POR SEXO EN GRECIA (2013-2023)



Nota: Ver Anexo 4 para datos completos.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Eurostat.

constante, con un aumento de 5,8 puntos en la última década, impulsado por políticas de fomento de la participación femenina y reducción de la segregación laboral, alcanzando en 2024 una tasa de empleo femenino del 74,9 por 100. En Dinero, aunque el indicador global se mantiene estable (75,3 en 2013 frente a 73,5 puntos en 2024), destaca el notable avance en la situación económica de las mujeres, que contrasta con la persistente debilidad en el acceso a recursos financieros. En el ámbito de Conocimiento, se ha registrado un progreso moderado (+4,3 puntos), favorecido por la mayor presencia de mujeres en la educación superior y la formación continua, aunque la segregación de género en los estudios continúa limitando la igualdad futura en el mercado laboral.

Los mayores avances se observan en Tiempo, que ha crecido 31,5 puntos, pasando de 35,6 en 2013 a 67,1 puntos en 2024, con un fuerte impulso tras la implementación de nuevas políticas de conciliación, aunque persisten desigualdades en las actividades sociales. En Poder, pese a partir de niveles muy bajos (22,3 puntos en 2013), Grecia ha alcanzado los 33,2 puntos en 2024, mostrando una mejora de casi 11 puntos gracias a medidas para aumentar la representación femenina en la política

y la economía. Sin embargo, los resultados siguen situándose muy por debajo de la media europea, lo que refleja que este ámbito continúa siendo el principal desafío para la igualdad de género en el país.

En el gráfico 12 se muestra la evolución de la tasa de empleo total, masculina y femenina en Grecia entre 2013 y 2023, con datos procedentes de Eurostat. Durante este período, Grecia ha registrado una mejora generalizada en la tasa de empleo, aunque continúa situándose por debajo de los medios europeos. Esta evolución positiva refleja, en parte, los efectos de las políticas orientadas a reducir la brecha de género en el ámbito laboral.

Se pueden distinguir tres fases principales en la evolución de la tasa de empleo en Grecia. Entre 2013 y 2019, la tasa de empleo en Grecia creció de manera progresiva tanto para hombres como para mujeres, destacando el aumento femenino del 34,7 por 100 al 40,6 por 100. Este avance estuvo asociado a los primeros planes de acción en materia de igualdad de género y a las estrategias nacionales financiadas en el marco de la Unión Europea, que favorecieron una mayor incorporación de las mujeres al mercado laboral.

En el período 2020-2021 se produjo un estancamiento ligado a la crisis del COVID-19, cuando la tasa femenina apenas avanzó, reflejando el mayor peso asumido por las mujeres en las tareas de cuidado y trabajo doméstico. No obstante, a partir de 2021 se retomó la senda de crecimiento, con un aumento cercano a 4 puntos en la participación laboral femenina en solo dos años, impulsado por la puesta en marcha del Plan de Acción Nacional para la Igualdad de Género 2021-2025.

En conclusión, a pesar de partir de una situación de notable desventaja en 2013, Grecia ha logrado avances significativos en igualdad de género durante la última década. El incremento de casi 11 puntos en el *GEI* refleja el impacto positivo de las políticas públicas implementadas, especialmente a partir de 2020. El mayor progreso se ha producido en los ámbitos de poder y tiempo, áreas tradicionalmente rezagadas, lo que indica un cambio estructural relevante en la participación

femenina en espacios de decisión y en los trabajos de cuidado.

No obstante, la brecha de género sigue siendo profunda, especialmente en los ámbitos de trabajo y dinero, donde persisten importantes desigualdades en el acceso al empleo y a los recursos económicos. La tasa de empleo femenino, aunque en crecimiento, continúa muy por debajo de la masculina, lo que pone de manifiesto la necesidad de reforzar las políticas activas de empleo y conciliación.

4. Comparación de los resultados: Suecia, España y Grecia (2013-2024)

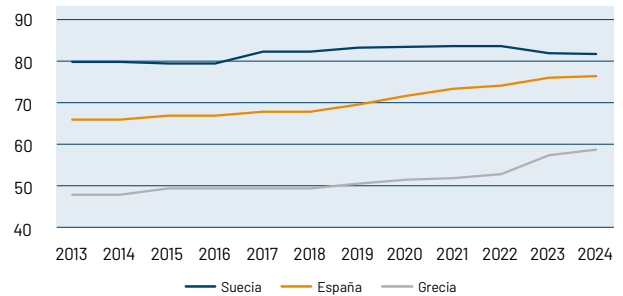
Una forma de contextualizar el progreso de los países en igualdad de género es analizar su posición relativa en el *GEI* dentro del conjunto de los Estados miembros de la Unión Europea. Para ello, vamos a analizar los gráficos 13 y 14, donde se muestra el *ranking* general publicado por el EIGE en 2024 y la evolución de Suecia, España y Grecia entre 2013 y 2024.

En 2013, Suecia ocupó el primer lugar del *ranking* europeo, con un *GEI* de 80,1 puntos, consolidándose como el país más avanzado en igualdad de género. España, por su parte, se encontraba en la posición 8, con 66,4 puntos, ligeramente por encima de la media de la UE (que era de 63,1 puntos). Por el contrario, Grecia presentaba la puntuación más baja del conjunto de países analizados, con 48,6 puntos, situándose en el último puesto del *ranking*.

Diez años después, en 2024, los tres países han mejorado su puntuación, aunque a ritmos distintos. Suecia ha alcanzado 82 puntos, manteniéndose como líder europeo, aunque con una tendencia ligeramente descendente desde 2021. España ha experimentado un crecimiento continuo, situándose en la cuarta posición con 76,7 puntos, muy por encima de la media actual (71 puntos) y consolidándose como uno de los países más avanzados en materia de igualdad. Finalmente, Grecia ha logrado un importante avance, alcanzando 59,3 puntos en 2024, lo que le ha permitido abandonar el último lugar y superar a países como Rumanía y Hungría, aunque continúa entre los países con menor puntuación.

GRÁFICO 13

GEI/SUECIA, ESPAÑA Y GRECIA (2013-2024)



Nota: Para los años sin datos oficiales (2014, 2016, 2018), se ha utilizado el valor del año anterior con fines de representación gráfica.

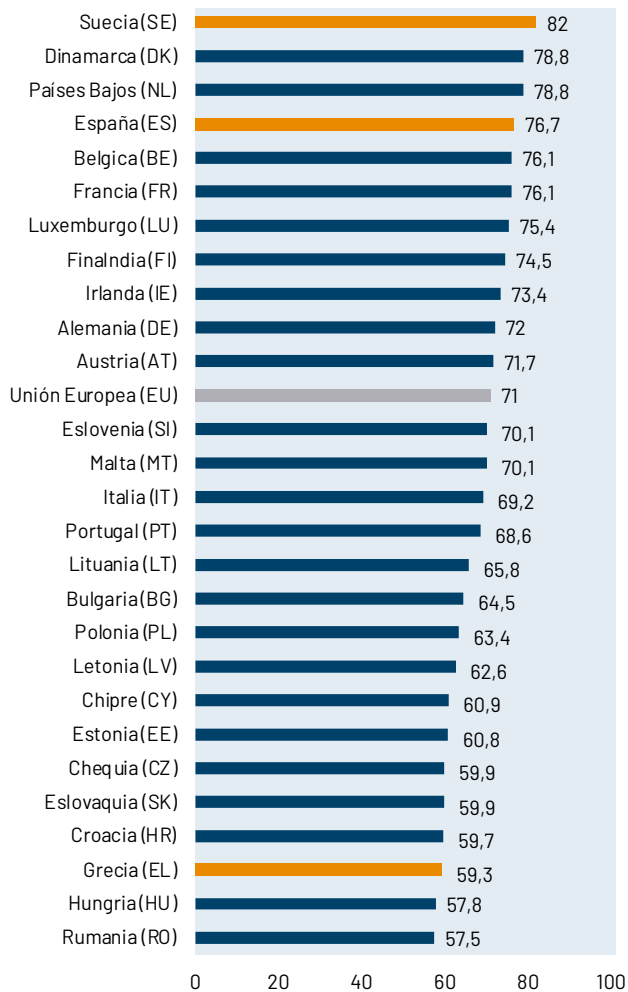
Fuente: Elaboración propia a partir de datos del EIGE.

El gráfico 13 permite visualizar claramente estas trayectorias de los países. Suecia ha mantenido una posición estable, con niveles consistentemente altos de igualdad de género. En contraste, España ha seguido una trayectoria ascendente, especialmente marcada a partir de 2018, acercándose al grupo de países líderes. Grecia, aunque partía de una posición rezagada, ha mostrado desde 2019 una aceleración significativa en su progreso, especialmente visible entre 2022 y 2024.

Estas diferencias reflejan no solo las distintas situaciones iniciales de los países, sino también la intensidad y efectividad de las políticas implementadas en cada uno de ellos durante la última década.

La evolución del *GEI* en Suecia, España y Grecia revela que, a pesar de sus diferencias estructurales, existen ciertos ámbitos que han sido motores comunes del progreso, como el trabajo, el poder y el conocimiento. Estos han impulsado avances significativos gracias a políticas de igualdad laboral, mayor presencia femenina en espacios de decisión y mejoras educativas. Sin embargo, el reparto del tiempo continúa siendo un reto, especialmente en países como Suecia y España, donde persisten desigualdades en las responsabilidades de cuidado. Grecia, aunque parte de niveles más bajos, ha logrado avances destacables en estos ámbitos, lo que muestra un proceso de convergencia progresiva con el resto de países europeos.

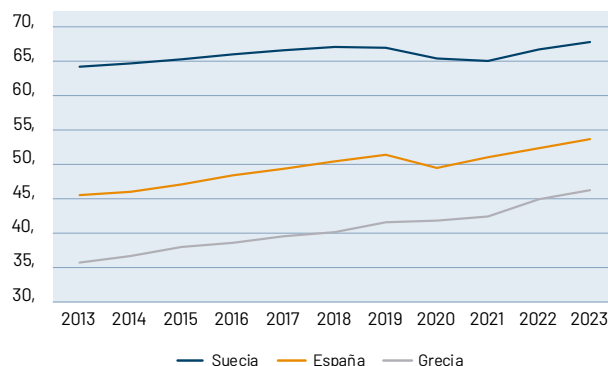
GRÁFICO 14
ÍNDICE DE IGUALDAD DE GÉNERO EN LOS PAÍSES DE LA UE EN 2024



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del EIGE, 2024.

Finalmente, el gráfico 15 muestra la evolución de la tasa de empleo femenino en Suecia, España y Grecia durante el período 2013–2023. En el conjunto del período analizado, Suecia mantiene los niveles más altos de empleo femenino, con tasas superiores al 63 por 100 en todos los años y creciendo 3,7 p. p. España ha registrado un crecimiento más gradual, consiguiendo una mejora de 8,2 p. p. A pesar del retroceso sufrido en 2020 debido a la crisis sanitaria, la recuperación posterior ha sido sólida, aunque persisten diferencias respecto a Suecia. Este progreso refleja el efecto positivo de las políticas de igualdad

GRÁFICO 15
TASA DE EMPLEO FEMENINO EN SUECIA, ESPAÑA Y GRECIA (2013–2023)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Eurostat.

laboral implementadas en los últimos años. Por su parte, Grecia ha logrado una mejora significativa de 10,6 p. p. Aunque la brecha respecto a los otros dos países sigue siendo considerable, el ritmo de crecimiento es constante, especialmente a partir de 2021, lo que sugiere un proceso de convergencia impulsado por una mayor incorporación de mujeres al empleo.

V. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos analizado la evolución de la igualdad de género en Suecia, España y Grecia durante el período 2013–2024, evaluando el impacto de las políticas implementadas sobre la brecha salarial y la situación laboral de las mujeres. Los resultados muestran que, aunque los tres países parten de contextos socioeconómicos y niveles de igualdad muy diferentes, todos han experimentado avances, especialmente en ámbitos como el trabajo, el poder y el conocimiento.

Suecia, que partió con los valores más altos del *GEI* en 2013, ha mantenido su liderazgo europeo, aunque con una evolución más contenida. España ha mostrado una evolución especialmente positiva, destacando por la mejora en el ámbito del poder y un crecimiento sostenido en empleo y educación. Grecia, por su parte, partía de una posición considerablemente más desfavorable, pero ha logrado avan-

ces relevantes, particularmente en los últimos años, en ámbitos como el tiempo y el trabajo. Sin embargo, las diferencias entre países siguen siendo notables, especialmente en la participación femenina en el mercado laboral y el acceso equitativo a recursos económicos.

1. Relación entre políticas aplicadas y desigualdades persistentes

El análisis realizado demuestra que la implementación de políticas públicas ha tenido un impacto directo en la evolución del *GEI* y la tasa de empleo femenino, aunque con diferencias significativas entre países. En términos generales, se observa que las políticas más efectivas han sido aquellas que han abordado de forma estructural la igualdad de género, combinando legislación vinculante, medidas específicas de acción y mecanismos sólidos de seguimiento y evaluación.

En España, el marco normativo ha sido particularmente activo desde 2007, destacando medidas como los planes de igualdad obligatorios en empresas, el registro retributivo por sexo (Real Decreto 902/2020) y el refuerzo de la representación paritaria en órganos de decisión (Ley Orgánica 2/2024). Estas políticas han tenido efectos positivos, sobre todo en los ámbitos del poder y del trabajo, donde han registrado avances. Sin embargo, su impacto ha sido más limitado en la reducción de la brecha salarial y en la distribución equitativa del tiempo, lo que evidencia que aún persisten desigualdades estructurales más difíciles de revertir.

En el caso de Suecia, con una larga tradición en políticas de igualdad, el análisis muestra que los mejores resultados se concentran en los ámbitos de trabajo y poder, gracias a políticas como los permisos parentales equitativos, la integración de la perspectiva de género en la Administración pública y la existencia de órganos independientes de evaluación y control. No obstante, el retroceso en el ámbito del tiempo, especialmente tras la pandemia, sugiere que políticas como los permisos de paternidad, si bien necesarios, no son suficientes si no van acompañadas de una distribución equitativa de las responsabilidades domésticas y de cuidado, así como un cambio cultural.

Grecia, por su parte, refleja cómo el diseño reciente de políticas como el Plan de Acción Nacional para la Igualdad de Género (2021-2025) y la aprobación de leyes como la Ley 4604/2019 han comenzado a tener impacto, especialmente en ámbitos como el trabajo y el tiempo. Sin embargo, la falta de sanciones ante el incumplimiento de estas leyes y la menor implementación de mecanismos de seguimiento limitan su efectividad y explican el retraso en otros ámbitos como el poder o el dinero.

La comparación entre Suecia, Grecia y España muestra que las políticas con mayor impacto han sido las orientadas al acceso al empleo y la promoción profesional de las mujeres, como los planes de igualdad, los incentivos a la contratación y los programas de liderazgo femenino, lo que se refleja en las mejoras sostenidas en el ámbito laboral. En cambio, las políticas de conciliación familiar, como los permisos parentales, han tenido efectos mixtos: son eficaces a corto plazo cuando están bien diseñadas, como en Suecia, pero resultan insuficientes si no se acompañan de medidas que transformen los estereotipos de género en el hogar. Asimismo, los marcos legales sin mecanismos sancionadores claros, como ocurre en Grecia o en algunos aspectos del caso español, tienden a generar efectos más limitados o lentos, evidenciando la necesidad de vincular la normativa con herramientas de control, incentivos y consecuencias reales ante el incumplimiento. Finalmente, la participación de la sociedad civil y de organismos de supervisión independientes, como el Instituto de las Mujeres en España o el Consejo de Participación de las Mujeres en Suecia, ha sido clave para sostener los avances en igualdad y garantizar una mayor transparencia.

En definitiva, el análisis muestra que las políticas de igualdad de género sí han tenido impacto, pero este ha sido desigual y condicionado por su diseño, implementación y el contexto institucional de cada país. Para avanzar hacia una igualdad sustantiva, no basta con legislar: es necesario dotar de recursos, seguimiento y transformación cultural a largo plazo.

2. Recomendaciones para el futuro

Del análisis comparativo se desprenden varias recomendaciones para reforzar la eficacia de las

políticas de igualdad de género en el ámbito laboral, tanto en los países estudiados como en el conjunto de la Unión Europea. En primer lugar, es esencial garantizar la implementación efectiva de la legislación, acompañada de mecanismos de seguimiento, evaluación y sanción, para evitar que las normas queden en papel mojado. Igualmente, se debe impulsar la corresponsabilidad en los cuidados mediante permisos parentales igualitarios y campañas que transformen los roles de género tradicionales. Otro eje central es la reducción estructural de la brecha salarial, reforzando auditorías y sistemas de valoración de puestos de trabajo libres de sesgos.

Además, se recomienda promover una mayor presencia femenina en espacios de liderazgo político y empresarial, continuar invirtiendo en educación inclusiva para combatir la segregación vocacional y fomentar referentes femeninos en sectores masculinizados. También resulta clave fortalecer la participación de la sociedad civil y garantizar la transparencia a través de datos desagregados por sexo. Finalmente, se subraya la necesidad de adoptar un enfoque transversal y sostenido a largo plazo, integrando la perspectiva de género en todas las políticas públicas y asegurando la coherencia de las medidas más allá de coyunturas específicas.

NOTAS

- (1) Información obtenida de Försäkringskassan, la Agencia Sueca del Seguro Social: <https://www.forsakringskassan.se/privatperson/foralder>.
- (2) Información obtenida del *BOE*: <https://www.boe.es/buscar/act.php?id=BOE-A-2019-3244>.
- (3) Información obtenida del *BOE*: <https://www.boe.es/buscar/act.php?id=BOE-A-2020-12215>.
- (4) Información obtenida del *BOE*: <https://www.boe.es/buscar/act.php?id=BOE-A-2020-12215>.
- (5) Información obtenida del *BOE*: <https://www.boe.es/buscar/act.php?id=BOE-A-2022-11589>.
- (6) Información obtenida del *BOE*: <https://www.boe.es/buscar/act.php?id=BOE-A-2024-15936>.

ANEXO A1

Datos empleados para la elaboración de los gráficos 4 y 5

A continuación, se presentan los datos utilizados para construir los gráficos 4 y 5, que muestra la evolución del índice de igualdad de género (GEI), desglosado en las áreas que lo forman.

	2013	2015	2017	2019	2020	2021	2022	2023	2024
Índice	80,1	79,7	82,6	83,6	83,8	83,9	83,9	82,2	82
Trabajo	80,4	81,4	82,6	83	82,9	83,1	83	84,8	85
Participación	91,9	93,8	95,4	95,7	95,8	95,9	95,4	93,3	93,9
Segregación y calidad del trabajo	70,4	70,6	71,5	71,9	71,7	72	72,2	77,1	76,9
Dinero	85,3	85,3	87,5	86,8	86,8	85,4	85,9	87,2	85,7
Recursos financieros	75,9	77,4	82,3	82,1	82	81,9	81,4	82,6	82,1
Situación económica	95,8	93,9	93,1	91,9	91,9	88,9	90,7	92,1	89,4
Conocimiento	70,7	70,9	72,8	73,8	74,2	75,2	74,6	76,4	76,1
Logros y participación	74,4	75,6	78,5	80,2	80,5	82,6	80,5	85,4	85,3
Segregación	67,1	66,6	67,5	67,9	68,4	68,4	69,1	68,4	67,9
Tiempo	84,5	83,5	90,1	90,1	90,1	90,1	90,1	71,9	71,9
Actividades de cuidado	84,6	82,6	90,9	90,9	90,9	90,9	90,9	93,1	93,1
Actividades sociales	84,3	84,3	89,3	89,3	89,3	89,3	89,3	55,6	55,6
Poder	77,8	75,2	97,5	83,4	84,2	84,5	84,6	85,1	85,8
Político	92,1	93	93,9	95,1	94,9	95	95,5	95,9	96,3
Económico	58,7	52,6	60,8	69,4	71,7	70,7	69,4	69,2	68,6
Social	87,1	87,1	87,8	87,9	87,9	89,8	91,4	92,9	95,6

Fuente: Elaboración propia con datos del European Institute for Gender Equality (EIGE, 2024).

ANEXO A2

Datos empleados para la elaboración de los gráficos 7 y 8

A continuación, se presentan los datos utilizados para construir los gráficos 7 y 8, que muestra la evolución del índice de igualdad de género (GEI), desglosado en las áreas que lo forman.

	2013	2015	2017	2019	2020	2021	2022	2023	2024
Índice	66,4	67,4	68,3	70,1	72	73,7	74,6	76,4	76,7
Trabajo	71,8	72,3	72,4	72,9	73,2	73,7	73,6	75,4	75,6
Participación	77	77,5	78	79,1	79,3	80,2	79,4	82,3	83,1
Segregación y calidad del trabajo	66,9	67,4	67,3	67,1	67,5	67,8	68,2	69	68,8
Dinero	77,1	76	75,9	76,7	77,8	78,4	78,7	78,3	79,5
Recursos financieros	70,4	69,6	71	72,2	72,3	73,5	73,5	73,4	74,2
Situación económica	84,4	82,9	81,2	81,4	83,6	83,7	84,3	83,6	85,2
Conocimiento	63,5	64,2	65,3	67,4	67,6	67,9	68,3	70	70,1
Logros y participación	71,8	73	73,3	76	76,6	76,4	77	81,2	81
Segregación	56,2	56,6	58,1	59,7	59,7	60,3	60,6	60,4	60,7
Tiempo	60,8	65,8	64	64	64	64	64	70,4	70,4
Actividades de cuidado	60,9	71,4	74,5	74,5	74,5	74,5	74,5	85,6	85,6
Actividades sociales	60,6	60,6	55	55	55	55	55	57,9	57,9
Poder	52,6	52,9	57	62	69,4	76,9	80,6	81,1	82
Político	73,7	69,7	72,3	76,8	82,5	86,5	57,4	86,6	87,2
Económico	33,3	35,8	43,5	53,4	64,8	70,1	75,7	79,1	80,7
Social	59,4	59,2	58,9	58,1	62,7	75,1	79,1	77,8	78,4

Fuente: Elaboración propia con datos del European Institute for Gender Equality (EIGE, 2024).

ANEXO A3

Datos empleados para la elaboración de los gráficos 10 y 11

A continuación, se presentan los datos utilizados para construir los gráficos 10 y 11, que muestra la evolución del índice de igualdad de género (GEI), desglosado en las áreas que lo forman.

	2013	2015	2017	2019	2020	2021	2022	2023	2024
Índice	48,6	50,1	50	51,2	52,2	52,5	53,4	58	59,3
Trabajo	63,6	63,6	64,2	64,2	64,4	65,3	65,6	68,7	69,4
Participación	71,1	69,4	71	71,4	71,6	72,7	72,8	73	74,9
Segregación y calidad del trabajo	57	58,4	58	57,7	58	58,7	59,1	64,6	64,3
Dinero	75,3	71,1	70,7	71,4	72,5	73,7	72,8	71,7	73,5
Recursos financieros	66,7	62,7	61,4	61,3	61,4	62,2	61,2	60,8	62,1
Situación económica	84,9	80,7	81,4	83,2	85,6	87,3	86,7	84,5	86,9
Conocimiento	53,4	54,3	55,6	55,7	54,8	54,9	55,8	57,3	57,7
Logros y participación	59,8	60,7	63,9	66,3	66,8	67,3	67,1	71,5	71,1
Segregación	47,7	48,5	48,4	46,8	45	44,8	46,4	46	46,7
Tiempo	35,6	45,2	44,7	44,7	44,7	44,7	44,7	67,1	67,1
Actividades de cuidado	34,2	55,1	50,9	50,9	50,9	50,9	50,9	74,8	74,8
Actividades sociales	37,1	37,1	39,3	39,3	39,3	39,3	39,3	60,2	60,2
Poder	22,3	22,3	21,7	24,3	27	27	28,8	30,4	33,2
Político	34,3	30,7	34,7	35,8	36,5	36,1	36,2	36	37,7
Económico	13,6	15,3	12,1	14,9	20,4	21,1	26,4	30,7	37,4
Social	23,8	23,6	24,2	27,0	26,4	25,7	25,0	25,5	26,0

Fuente: Elaboración propia con datos del European Institute for Gender Equality (EIGE, 2024).

ANEXO A4

Datos empleados para la elaboración de los gráficos 6, 9, 12 y 15

A continuación, se presentan los datos utilizados para construir los gráficos 6, 9, 12 y 15, que muestra la evolución de la tasa de empleo en Suecia, España y Grecia entre 2013 y 2023, desglosado por sexos.

	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
Total Suecia	65,7	66,2	66,7	67,1	67,8	68,3	68,3	67,2	67,1	68,8	69,4
Hombres	68,2	68,6	68,8	69	69,9	70,4	70,5	69,8	69,9	71,6	71,8
Mujeres	63,3	63,8	64,4	65,1	65,7	66,2	66,1	64,6	64,2	65,9	67
Total España	48,9	49,6	51,1	52,5	53,7	54,9	55,7	53,6	55	56,4	57,3
Hombres	53,3	54,2	56,1	57,7	59,1	60,4	61	58,7	60	61,5	62
Mujeres	44,5	45	46,1	47,4	48,4	49,5	50,4	48,5	50,1	51,4	52,7
Total Grecia	42,9	43,4	44,6	45,6	46,8	47,9	49,2	49	49,9	52,8	53,7
Hombres	51,3	51,4	52,4	53,9	55,4	57,1	58,2	57,6	58,7	62	62,3
Mujeres	34,7	35,7	37	37,6	38,5	39,1	40,6	40,8	41,4	43,9	45,3

Fuente: Elaboración propia con datos del Eurostat.

CONTRATO FIJO DISCONTINUO: IMPACTO DE LA REFORMA LABORAL POR GÉNERO

Virginia Hernanz (*)

Universidad de Alcalá

Mario Izquierdo (**)

Banco de España

Resumen

La reforma laboral de 2021 impulsó el contrato fijo discontinuo (CFD) para reducir la temporalidad. Este estudio analiza con datos de la *Muestra continua de vidas laborales* (2014-2023) su impacto desde una perspectiva de género. Los resultados muestran una expansión del CFD del 2,3 por 100 al 8,0 por 100 del empleo, reduciendo la sobrerrepresentación femenina al extenderse a sectores masculinizados. Sin embargo, se observa una mayor fragmentación: la duración mediana de los episodios de empleo con un CFD cae de 84 a 8 días. El análisis de regresión revela que la intensidad laboral bajo CFD disminuye un 48 por 100 tras la reforma, con un efecto significativamente más adverso para las mujeres.

Palabras clave: contrato fijo discontinuo, reforma laboral 2021, estabilidad laboral y género.

Abstract

The 2021 labor reform promoted the permanent intermittent to reduce temporary employment. Using data from the *Continuous Sample of Working Lives* (2014-2023), this study analyzes its impact from a gender perspective. Results show CFD expansion from 2.3% to 8.0% of employment, reducing female overrepresentation as it extended to male-dominated sectors. However, increased fragmentation is observed: median duration of employment spells fell from 84 to 8 days. Regression analysis reveals a 48% decrease in employment intensity under CFD after the reform, with a significantly more adverse effect on women.

Keywords: fixed-term contract, 2021 labor reform, job security and gender.

JEL classification: J08, J16, J41, J63.

I. INTRODUCCIÓN

La reforma laboral de 2021 (RDL 32/2021), que comenzó a aplicarse a partir de 2022, supuso un cambio muy sustancial en la regulación del mercado de trabajo español, orientado a reducir la elevada temporalidad y a fomentar la estabilidad en el empleo. Entre sus medidas más relevantes destacan la supresión del contrato de obra y servicio, ampliamente utilizado hasta entonces, la mayor limitación de la duración y el encadenamiento de los contratos temporales y la promoción del contrato fijo discontinuo en contratadas, subcontratadas y empresas de trabajo temporal. Estas modificaciones tienen

implicaciones específicas para las mujeres, cuya sobrerrepresentación en empleos temporales y en sectores estacionales las sitúa en el centro de los problemas asociados a la falta de transición hacia empleos de carácter permanente y estable. Su análisis resulta fundamental para evaluar de qué manera las restricciones a la temporalidad y el impulso de los contratos fijos discontinuos (CFD) pueden afectar la estabilidad laboral femenina y, en un sentido más amplio, contribuir a la reducción de las desigualdades de género en el mercado de trabajo español.

España ha mantenido durante las últimas décadas una de las tasas más altas de empleo tem-

poral en Europa, afectando de manera desproporcionada a las mujeres, especialmente en sectores estacionales y de menor cualificación (Dolado *et al.*, 2002). La literatura reciente ha documentado que esta sobrerrepresentación femenina en la temporalidad tiene implicaciones directas sobre la estabilidad laboral y la trayectoria profesional, lo que ha generado un interés creciente en evaluar la efectividad de las reformas laborales para reducir las desigualdades de género (Cebrián y Moreno, 2015). Estas evidencias subrayan la necesidad de analizar de qué manera las modificaciones regulatorias recientes han modificado la utilización de los contratos fijos discontinuos y cómo se ha visto afectada la segmentación laboral que afecta de forma diferenciada a las mujeres.

En este contexto, la reforma laboral de 2021 potenció el uso del contrato fijo discontinuo como mecanismo para sustituir el encadenamiento de contratos temporales en empleos estacionales o intermitentes, con especial incidencia en sectores como hostelería, educación y cuidados, donde la población femenina está sobrerrepresentada. Como señala Lahera (2024), el diseño de esta figura como elemento central de la reforma se materializa en cuatro modalidades diferenciadas según la naturaleza de la actividad económica, lo que refleja la heterogeneidad de las estructuras productivas españolas, a la vez que plantea desafíos importantes para la medición estadística de su impacto real sobre el funcionamiento del mercado de trabajo. Este contrato permite mantener formalmente activa la relación laboral durante los periodos de inactividad, constituyendo un instrumento para reducir la precariedad histórica asociada al encadenamiento de contratos temporales. Sin embargo, dada su reciente entrada en vigor, los estudios disponibles sobre sus implicaciones son todavía bastante limitados, lo que restringe la evidencia sobre su efectividad para garantizar estabilidad laboral y sobre los impactos diferenciados por género.

En este sentido, la corta duración de muchos CFD podría reducir su efectividad como instrumento para promover una mayor estabilidad laboral. Por ello, aunque esta modalidad pretende formalizar vínculos previamente inestables, resulta necesario analizar en qué medida logra generar una estabilidad efec-

tiva, en especial entre las mujeres. Estudios previos sobre reformas en las modalidades contractuales, como el de Cebrián *et al.* (2011), han analizado el efecto de las reformas laborales orientadas al fomento del empleo estable sobre la duración de los contratos indefinidos. Este estudio examinó el impacto de medidas como las bonificaciones a la Seguridad Social y la reducción de los costes de despido, y mostró que, pese a estas políticas, los contratos indefinidos seguían coexistiendo con altos niveles de rotación y precariedad, sobre todo en los sectores con una mayor presencia femenina.

Más recientemente, Felgueroso (2024), en un análisis de la reforma laboral de 2021, señala que de los 1,42 millones de trabajadores con CFD identificados a finales de 2022, aproximadamente 518.000 se encontraban inactivos, lo que sugiere que persistiría un elevado patrón de precariedad asociada a la nueva modalidad contractual. Asimismo, Conde-Ruiz *et al.* (2025), utilizando datos administrativos con frecuencia diaria de la afiliación a la Seguridad Social, advierten que la alta rotación y la escasa mejora en la duración del empleo muestran que la reforma habría tenido un impacto limitado en la estabilidad laboral efectiva. En particular, los patrones de creación y destrucción de empleo de frecuencia semanal y mensual, los denominados “efectos calendario”, se habrían mantenido prácticamente inalterados, sin que la duración media del empleo haya experimentado mejoras significativas.

Todo ello pone de relieve la necesidad de analizar si el contrato fijo discontinuo puede realmente consolidar trayectorias laborales estables y contribuir a reducir las desigualdades de género en el mercado laboral español. En el presente estudio se analizan las trayectorias laborales de los trabajadores contratados bajo CFD tras la reforma de 2021, con un enfoque centrado en sus implicaciones para la población femenina. Las hipótesis de investigación abordan: i) si la reforma ha transformado el perfil de los CFD, expandiendo su uso hacia nuevos sectores y alterando su composición por género; ii) si esta expansión se ha acompañado de cambios en la estabilidad laboral efectiva, medidos a través de la duración de los episodios de empleo y la intensidad laboral anual, y iii) si, una

vez controladas las características observables de los trabajadores, se detectan diferencias significativas en la intensidad del empleo entre hombres y mujeres tras la reforma. Este enfoque permite evaluar cómo las restricciones a la temporalidad y la promoción de los contratos fijos discontinuos inciden en la consolidación de empleos permanentes y en la reducción de desigualdades estructurales de género en el mercado laboral español.

Para responder a estas hipótesis se emplean microdatos de la *Muestra continua de vidas laborales (MCVL)* para el período 2014–2023 para analizar los cambios en la utilización de los CFD tras la reforma. La *MCVL* permite analizar con solidez metodológicas transiciones laborales de los trabajadores con CFD, con especial atención a la población femenina, evaluando cómo la nueva regulación incide en la consolidación de los nuevos empleos permanentes y en la reducción de desigualdades de género.

El resto del artículo se organiza de la siguiente manera: la sección segunda presenta el marco institucional y los antecedentes; la tercera sección describe los datos y la metodología empleada; la sección cuarta expone los resultados del análisis de transiciones laborales bajo CFD; y en la quinta sección se presentan las principales conclusiones, ofreciendo una evaluación de la efectividad del CFD y sus implicaciones para la estabilidad laboral y la equidad de género.

II. MARCO INSTITUCIONAL Y ANTECEDENTES

La marcada dualidad del mercado de trabajo español ha sido objeto de sucesivas reformas desde finales del siglo XX, que, en conjunto, habrían mostrado una eficacia limitada. La reforma de 1994 (Ley 14/1994) constituyó un primer intento de reducir el uso abusivo de la temporalidad mediante la fijación de una duración máxima a los contratos temporales y una indemnización por fin de contrato de ocho días por año trabajado; sin embargo, su impacto fue moderado y no logró modificar de manera significativa el patrón persistente de contratación, tal como señaló Toharia (2000). Posteriormente, la política laboral evolucionó hacia incentivos destinados a fomentar la conversión de

contratos temporales en indefinidos, reflejados en el Acuerdo Interconfederal de 1997 y la Ley 12/2001, un enfoque que se mantuvo con la Ley 43/2006. En relación con esta serie de reformas, Toharia (2005) concluyó que no habían alterado de forma sustancial la dinámica de la contratación temporal, las pautas de contratación y despido en el mercado laboral y, por tanto, no habrían limitado la elevada segmentación del mercado de trabajo español. La crisis financiera global de 2008–2009 condujo a un cambio de enfoque hacia la flexibilización de los contratos indefinidos, materializado en la reforma de 2010 (RDL 10/2010), que abarató el despido. Este enfoque se vio profundizado en la reforma de 2012 (RDL 3/2012), que introdujo nuevas reducciones en los costes de despido de los contratos indefinidos. No obstante, Bentolila *et al.* (2012) advierten que estas reformas mantuvieron deficiencias que limitaron su capacidad para reducir la segmentación, perpetuando una elevada temporalidad y afectando especialmente a las mujeres, sobrerrepresentadas en las modalidades temporales. En conjunto, la evidencia acumulada tiende a subrayar la insuficiencia del amplio conjunto de reformas aprobado desde los años noventa del siglo pasado para alterar los patrones de contratación y despido, que seguían estando muy mayoritariamente protagonizados por las modalidades temporales de contratación, lo que señalaría la necesidad de un enfoque normativo distinto.

El Real Decreto-Ley 32/2021, de 28 de diciembre, supuso un cambio de gran calado en la regulación del mercado laboral español al limitar de manera más acusada que reformas previas la contratación temporal. Esta limitación se llevó a cabo mediante la prohibición de la modalidad de obra y servicio, que suponía más del 40 por 100 de la temporalidad en los años previos a la reforma. Esta medida se complementó con una mayor limitación de la duración y el encadenamiento de los contratos temporales con el objetivo declarado de reducir la elevada tasa de temporalidad del mercado laboral español. Para intentar preservar la flexibilidad empresarial en actividades estacionales o intermitentes, la reforma intentó potenciar el uso del contrato fijo discontinuo (CFD) por parte de las empresas, extendiéndolo a actividades de contrata, subcontratas y empresas de trabajo

temporal. Como se explica en Lahera (2024), la nueva regulación del CFD se articula en cuatro modalidades que responden a distintas necesidades productivas: el fijo discontinuo estacional para trabajos vinculados a temporadas o campañas; el intermitente para actividades periódicas no estacionales; el de contrata para servicios en el marco de contrata mercantiles o administrativas; y el específico de empresas de trabajo temporal para trabajadores cedidos a diversas empresas usuarias. Esta diversidad de figuras refleja la heterogeneidad de las estructuras productivas españolas y, como advierte el mismo autor, plantea importantes desafíos para la medición estadística, dado que los trabajadores en períodos de inactividad no constan en el paro registrado, pero sí como demandantes de empleo. Aunque de naturaleza indefinida, este contrato está específicamente diseñado para trabajos con períodos alternos de actividad e inactividad, lo que plantea desafíos operativos, especialmente para las pymes en la gestión de los períodos de no actividad. El resultado inmediato fue un trasvase muy significativo de contratos temporales hacia modalidades indefinidas, entre ellas el CFD, especialmente en aquellas ramas de actividad que presentaban una mayor tasa de temporalidad. En conjunto, en Banco de España (2023) se muestra que en torno a un 25 por 100 del descenso de la ratio de temporalidad agregada hasta finales de 2023 se debió al aumento de los CFD. No obstante, cabe preguntarse si este cambio de la tipología contractual se ha traducido en una mayor estabilidad laboral efectiva para los trabajadores.

En este sentido, el estudio de Cebrián *et al.* (2011), que analizaba una reforma previa desde una perspectiva microeconómica, ya aportaba un hallazgo fundamental: el mero incremento en la firma de contratos indefinidos no garantiza por sí solo una reducción de la precariedad laboral. Su análisis microeconómico se centró en la duración de los contratos indefinidos y en el impacto de las políticas de fomento del empleo indefinido, como las bonificaciones a la Seguridad Social y los menores costes de extinción, sobre la estabilidad laboral y la reducción de la temporalidad. Los resultados mostraron que incluso los contratos indefinidos beneficiados por estas políticas coexistían con altos niveles de rotación y precariedad, especial-

mente en sectores con fuerte presencia femenina. En concreto, encontraron que los contratos indefinidos surgidos de la conversión de un temporal tras un período de prueba de unos diez meses eran significativamente más estables que los contratos indefinidos iniciales, especialmente aquellos bonificados y dirigidos a colectivos con alta temporalidad. Esto apuntaba a que las empresas utilizaban las modalidades de contratación indefinida más baratas para cubrir puestos de trabajo intrínsecamente inestables, lo que resultaba en una alta rotación y un bajo impacto en el stock de empleo estable. Esta desconexión entre la forma contractual y la estabilidad real del empleo que ellos identificaron encuentra un eco potente en las evaluaciones más recientes de la reforma de 2021.

Una evidencia comparable se observa en el caso italiano tras la aprobación del Jobs Act (2014-2015), analizada por Boeri y Garibaldi (2019). Esta reforma introdujo el denominado “contrato de protección creciente” (*contratto a tutele crescenti*), una modalidad indefinida que reducía inicialmente la indemnización por despido e incrementaba progresivamente su cuantía con la antigüedad del trabajador. La medida se acompañó de incentivos fiscales temporales para nuevas contrataciones indefinidas y de una simplificación general del marco laboral. Según Boeri y Garibaldi (2019), utilizando microdatos administrativos a nivel de empresa, el Jobs Act generó un notable aumento en las conversiones de contratos temporales a indefinidos y en las nuevas contrataciones, concentrado en el período de vigencia de las bonificaciones. Sin embargo, se observó un incremento en la rotación laboral, medido como la tasa de despidos, especialmente en empresas grandes, debido a la reducción de los costes de despido y la eliminación de la reinstalación obligatoria, que otorgó mayor flexibilidad a las empresas para ajustar su plantilla. Este aumento en la rotación no se tradujo necesariamente en una mejora de la estabilidad ni de la calidad del empleo. En consecuencia, la reforma produjo cambios significativos en la forma contractual y en la dinámica de contratación, pero sus efectos sobre la estabilidad y la duración del empleo fueron limitados y heterogéneos, reflejando un impacto más nominal que estructural sobre la precariedad laboral.

Más recientemente, Felgueroso (2024) se centra en tratar de identificar y superar las limitaciones de las fuentes estadísticas tradicionales para medir adecuadamente el fenómeno de los trabajadores fijos discontinuos. Su análisis revela importantes divergencias entre las tres fuentes principales: la *Encuesta de población activa (EPA)* subestima el número de trabajadores con un CFD tanto en actividad como en inactividad en relación con los estimados por otras fuentes estadísticas; las series de afiliación a la Seguridad Social (TGSS) solo captan los CFD en períodos de actividad y se refieren a emparejamientos o relaciones laborales y no a personas; y, por último, los registros de demandantes de empleo del SEPE (Servicio Público de Empleo Estatal), que solo incluyen a los CFD en inactividad que se registran como demandantes y, en cualquier caso, siguiendo la metodología establecida a mediados de los años ochenta no los contabilizan como parados registrados. Para superar estas limitaciones, el estudio de Felgueroso (2024) analiza los historiales laborales de la *MCVL* de 2022 con el objetivo de realizar una primera cuantificación del universo de trabajadores con un CFD. Sus resultados apuntan a que el *stock* de estos trabajadores creció con mucha intensidad desde algo más de 500.000 personas a mediados de enero de 2022 a 1,42 millones a finales de diciembre del mismo año. Además, se constata un elevado pluriempleo, que alcanza el 27 por 100 del *stock* total en diciembre, y unas altas tasas de rotación y ruptura de los emparejamientos con CFD. En particular, las tasas de baja alcanzan el 22,4 por 100 en 2022, donde predominan los abandonos voluntarios, con un 49,7 por 100, sobre los despidos, que representan un 32,5 por 100, lo que sugeriría una baja calidad percibida del empleo. Finalmente, el colectivo experimentó un intenso rejuvenecimiento: los jóvenes de 16 a 24 años pasaron de representar el 6 por 100 del *stock* en enero al 22 por 100 en diciembre, mostrando las tasas de inactividad y de abandono voluntario más elevadas.

En este mismo sentido, Conde-Ruiz *et al.* (2025) aportan una evaluación inicial de la reforma de 2021 en España basada en el análisis de microdatos administrativos diarios de la Seguridad Social. Su investigación, que explota el universo de registros de afiliación, demuestra que, si bien la reforma logró reducir la “tasa de temporalidad contractual”

a la mitad, no alteró sustancialmente los patrones estacionales de creación y destrucción de empleo, los llamados “efectos calendario”, es decir, variaciones recurrentes y predecibles en la actividad laboral a lo largo del año, ni mejoró de forma significativa la duración media de los empleos. Esto sugiere que la reforma, aunque redujo de forma muy acusada la ratio de temporalidad estaría siendo menos exitosa a la hora de reducir la “temporalidad empírica” o efectiva en la medida en que la inestabilidad laboral real caracterizada por una alta rotación y empleos de corta duración sigue siendo elevada. Estas conclusiones vendrían a confirmar la tesis central de Cebrián *et al.* de que el problema de fondo reside en la naturaleza de los puestos de trabajo y no solo en su forma contractual.

Todo lo anterior pone de relieve la necesidad de evaluar si el contrato fijo discontinuo contribuye realmente a consolidar trayectorias laborales estables y a reducir las brechas de género en el mercado laboral español. Dada la relevancia de la dimensión de género en la experiencia laboral de los CFD, nuestro estudio se centra en analizar los cambios en el uso de esta modalidad contractual tras la reforma de 2021 y si estos se han producido de manera diferenciada por género, tratando de identificar las posibles limitaciones y oportunidades que ofrece el CFD para mejorar la estabilidad laboral femenina tras la reforma de 2021.

III. DATOS Y METODOLOGÍA

En este estudio se emplean microdatos de la *Muestra continua de vidas laborales (MCVL)* referidos al período entre 2014 y 2023 para poder analizar los cambios tras la reforma aprobada a finales de 2021. La *MCVL* es un panel de datos administrativos que sigue la trayectoria laboral de una muestra representativa del 4 por 100 de los afiliados a la Seguridad Social, proporcionando información detallada sobre cada uno de los episodios de empleo, en términos del tipo de contrato, su duración, salario, así como de los episodios de desempleo junto con las características demográficas (sexo, edad, región) y del puesto de trabajo (sector de actividad, tamaño empresarial). Una característica fundamental de la *MCVL* es su naturaleza longitudinal que permite

analizar las transiciones laborales entre situaciones de empleo y desempleo y la duración de estos episodios (Arranz *et al.*, 2013).

El análisis empírico se organiza en dos etapas. En la primera etapa se realiza un análisis descriptivo sobre la evolución temporal de los CFD. En esta fase se calcula la incidencia anual de los CFD sobre el total de relaciones laborales, diferenciada por sexo, y se examina de manera detallada la participación femenina por sector y región. Esto permite identificar cambios en la composición por sexo y la extensión de la modalidad hacia actividades menos feminizadas. Las incidencias de los CFD se complementan con información sobre el número total de días trabajados en el año por trabajadores con un CFD y sobre la duración mediana de los episodios de empleo, separando hombres y mujeres y considerando los períodos prerreforma (2014-2021) y posreforma (2022-2023). Asimismo, se analizan los flujos de altas y bajas de contratos. Esta primera etapa descriptiva proporciona una caracterización temporal de los CFD, permitiendo observar la evolución de su uso, la concentración sectorial y regional, la participación femenina y los cambios en la intensidad del empleo.

La segunda etapa del análisis se centra en un análisis de regresión orientado a evaluar la intensidad anual de empleo de los trabajadores que han tenido un CFD. La variable dependiente principal es el número total de días trabajados en el año, considerando primero únicamente aquellos días trabajados bajo un CFD y, en segundo lugar, los días totales trabajados bajo cualquier tipo de contrato por los trabajadores que en algún momento del año han tenido un CFD. Las regresiones incluyen controles por edad, antigüedad en el mercado laboral, grupo de cotización a la Seguridad Social, nacionalidad, sexo, así como *dummies* de año para capturar los efectos del período posreforma. Se incorporan interacciones entre la *dummy* de género femenino y la *dummy* posreforma para evaluar posibles diferencias en el impacto de la reforma entre hombres y mujeres. Este enfoque permite examinar cómo varían los días trabajados anuales según las características de los trabajadores y cómo la reforma ha influido en la intensidad laboral de distintos colectivos.

En términos de las regresiones estimadas, la especificación utilizada es la siguiente:

$$Y_{it} = \alpha + \beta Dt + \gamma Fi + \delta (Dt \times Fi) + \theta X_{it} + \epsilon_{it}, \quad [1]$$

donde α representa el término constante de la ecuación. El coeficiente β captura el efecto de la variable ficticia posreforma, midiendo cómo cambia la intensidad laboral después de la implementación de la reforma. El coeficiente γ corresponde a la variable ficticia femenina, reflejando las diferencias base en días trabajados entre mujeres y hombres. El coeficiente δ , asociado al término de interacción entre el período posreforma y el género femenino, permite identificar el efecto diferencial de la reforma sobre las mujeres en comparación con los hombres. Finalmente, el vector X_{it} agrupa las variables de control incluidas en el modelo, mientras que θ representa el vector de coeficientes que cuantifican el efecto de cada una de estas variables control sobre la variable dependiente.

IV. RESULTADOS

El objetivo principal de la reforma laboral aprobada a finales de 2021 era eliminar, o reducir de manera significativa, la dualidad contractual entre trabajadores temporales e indefinidos, característica básica de la configuración institucional del mercado de trabajo español desde mediados de los años ochenta. Con este propósito, esta reforma establece el contrato fijo discontinuo como un instrumento dirigido a proporcionar mayor estabilidad a los trabajadores tradicionalmente sujetos a contratos inestables, sin renunciar a la flexibilidad empresarial. Ante esta transformación normativa, el análisis empírico que se detalla a continuación tiene como objetivo evaluar en qué medida esta modificación en la naturaleza contractual se ha traducido efectivamente en un aumento de la estabilidad laboral analizando para ello los cambios observados en los nuevos CFD tras la reforma.

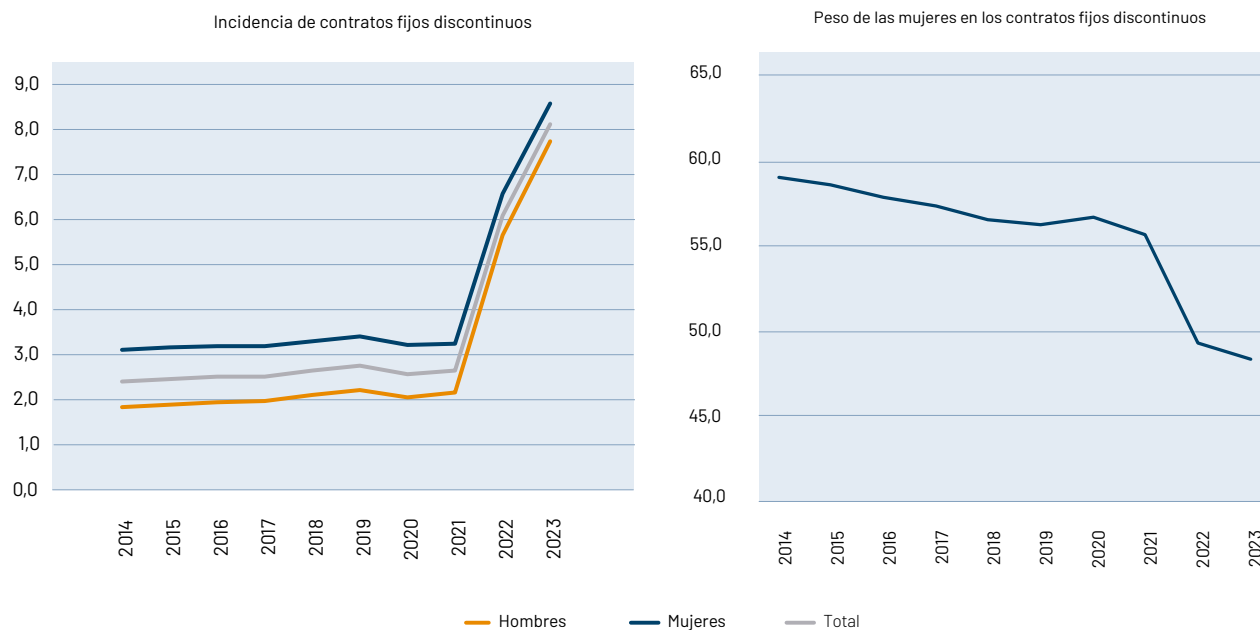
1. Transformación del perfil y composición sectorial del CFD: ¿hacia una reducción de la sobrerrepresentación femenina?

En el período previo a la reforma (2014-2021), la incidencia de los contratos fijos discontinuos se

GRÁFICO 1

LA INCIDENCIA Y EL PESO DE LOS CONTRATOS FIJOS DISCONTINUOS ENTRE LAS MUJERES

En porcentaje



Fuente: MCVL 2014-2023.

mantuvo en niveles relativamente reducidos y estables, situándose en torno al 1,7 por 100 entre los varones y al 3 por 100 entre las mujeres, con una media del 2,3 por 100 del total de las relaciones laborales por año. Como se puede observar en el gráfico 1a., a partir de 2022, se aprecia un incremento sostenido que eleva su proporción al 6 por 100 en 2022 y hasta el 8 por 100 en 2023. Esta tendencia creciente se aprecia de manera paralela para ambos sexos aunque, como muestra el panel gráfico 1b, el peso relativo de las mujeres dentro del conjunto de contratos fijos discontinuos decrece de forma significativa tras la reforma. En particular, durante el período 2014-2021, los CFD estaban claramente concentrados en el colectivo femenino y la participación de las mujeres en el total de estos contratos es estable, próxima al 58 por 100; sin embargo, tras la reforma laboral, se observa una disminución progresiva hasta situarse en el 48,9 por 100 en el período 2022-2023. Este cambio apunta a una modificación en la composición sectorial y ocupacional de la modalidad de contrato fijo discontinuo, que ha dejado

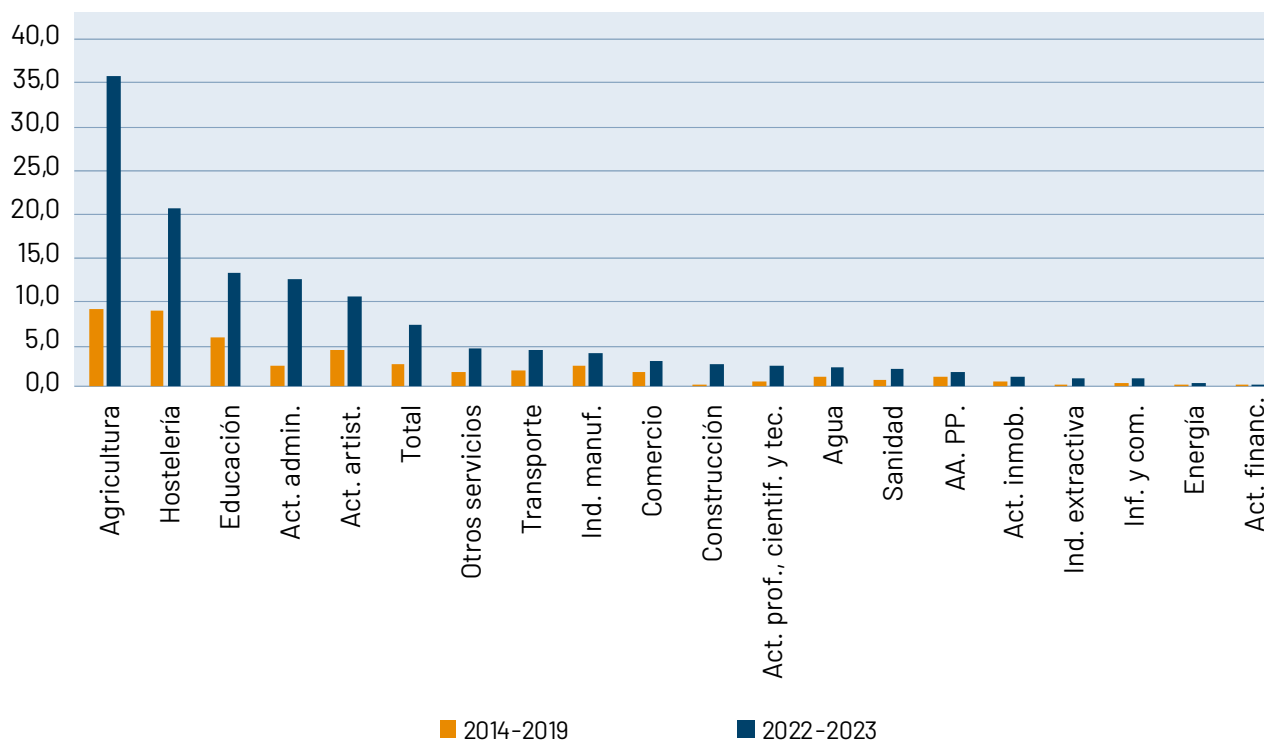
de concentrarse en actividades con alta presencia femenina, para extenderse hacia actividades con mayor participación masculina.

Por edades, en el cuadro n.º A1 del Anexo se observa que, aunque el aumento de la incidencia por grupos de edad es generalizado tras la reforma de 2021, el aumento es aún mucho más acusado entre los más jóvenes. En particular, aunque la incidencia de los CFD ya era algo superior entre los menores de 25 años antes de 2021, se situaba en el 2,3 por 100 frente a valores cercanos al 2 por 100 para el resto de los grupos de edad, a partir de 2022 esta incidencia ha crecido hasta el 17,1 por 100, muy por encima de la registrada en los colectivos de mayor edad. A continuación, se analiza este cambio en la distribución sectorial de los CFD: en el gráfico 2 se muestra la incidencia de los contratos fijos discontinuos por rama de actividad, con detalle a nivel de división de la CNAE-2009 y en el gráfico 3 se presenta el peso de las mujeres en los contratos fijos discontinuos por rama de actividad. Los resultados

GRÁFICO 2

INCIDENCIA DE LOS CFD POR RAMA DE ACTIVIDAD

En porcentaje



Fuente: MCVL, 2014-2023.

obtenidos revelan la concentración de los contratos fijos discontinuos en sectores con marcada estacionalidad: la incidencia en agricultura alcanza el 35,9 por 100 en el periodo 2022-2023, frente al 9 por 100 en 2014-2019, mientras que en hostelería se sitúa en el 20,5 por 100, comparado con el 8,7 por 100 del periodo anterior. Este patrón confirma que la reforma ha tenido su principal desarrollo en actividades caracterizadas por alta rotación laboral, donde el contrato fijo discontinuo parece estar sustituyendo modalidades temporales previamente predominantes.

De hecho, se observa claramente cómo el mayor aumento en el uso de los CFD en ramas se ha producido precisamente en algunas de las ramas en las que la ratio de temporalidad ha caído con más intensidad tras la reforma, como la agricultura, la

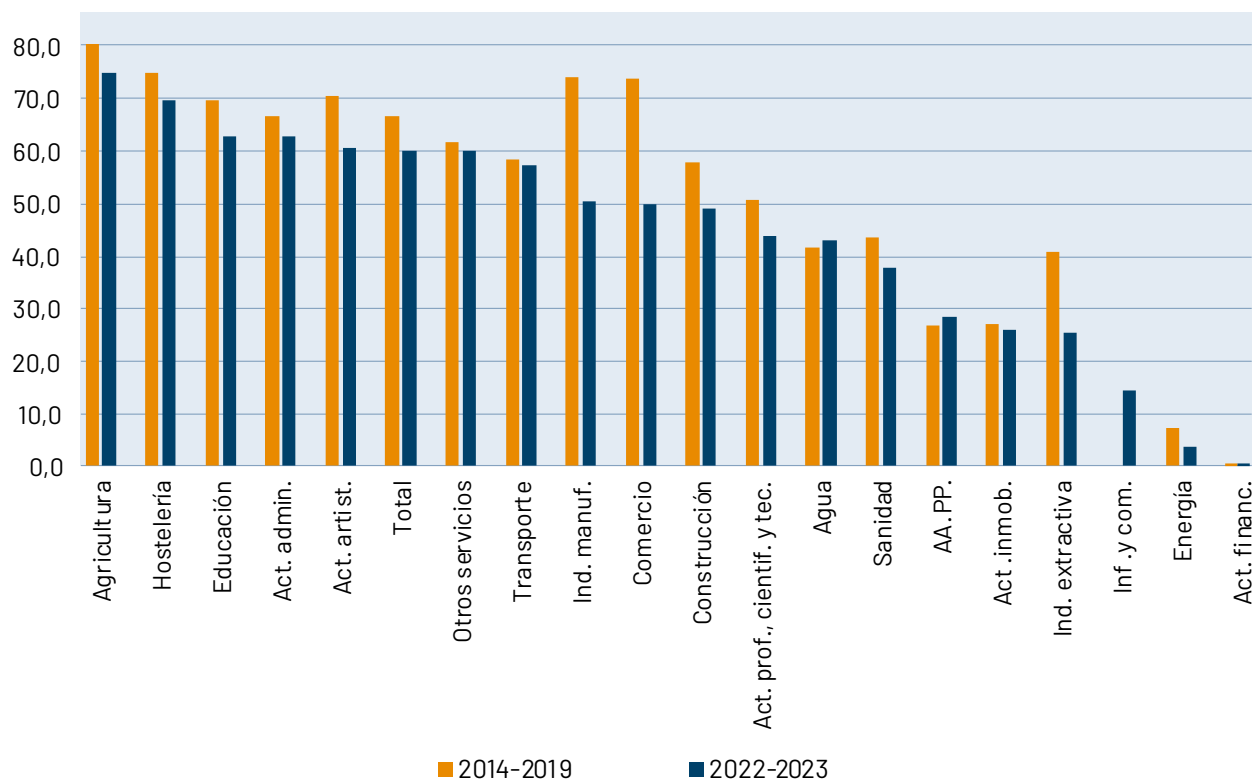
hostelería y la educación. Mencionar aquí el sector de la construcción, donde los CFD han crecido muy poco, lo que refleja que en esta rama el contrato de obra ha sido sustituido por un contrato indefinido de carácter ordinario, pero en el que la finalización de la obra se considera una causa válida para el despido objetivo. De esta forma, al menos parcialmente, la extensión del uso de los CFD ha servido como herramienta sustitutiva a las empresas de los antiguos contratos temporales, como el diseño de la reforma pretendía.

A su vez, los datos que se presentan en el gráfico 3 muestran una disminución global del 57,6 por 100 al 48,9 por 100. Sin embargo, esta variación global oculta realidades sectoriales divergentes. En sectores tradicionalmente feminizados, como sanidad (74,7 por 100) y educación (69,4 por 100),

GRÁFICO 3

PESO DE LAS MUJERES EN LOS CFD POR RAMA DE ACTIVIDAD

En porcentaje



Fuente: MCVL, 2014-2023.

la presencia femenina se mantiene elevada, aunque con ligeros descensos. Por el contrario, en los sectores que experimentaron un mayor crecimiento, como agricultura (28,4 por 100) y hostelería (60 por 100), la representación femenina es significativamente menor que en los sectores feminizados, lo que estaría mostrando la reducción en el porcentaje global y evidencia la expansión del contrato fijo discontinuo hacia actividades con mayor participación masculina.

La concentración del CFD en sectores estacionales como la agricultura y la hostelería, sugiere que, aunque la medida ha tenido cierto éxito en ampliar la formalización de empleos, su impacto sobre la segmentación laboral podría ser limitado. En lugar de favorecer de manera general la transición hacia empleos estables, el CFD podría mantener la

precariedad en algunos sectores y grupos, conservando la división entre trabajadores con empleos estables y aquellos con relaciones laborales intermitentes, ahora bajo un contrato formalmente indefinido, pero con empleo discontinuo.

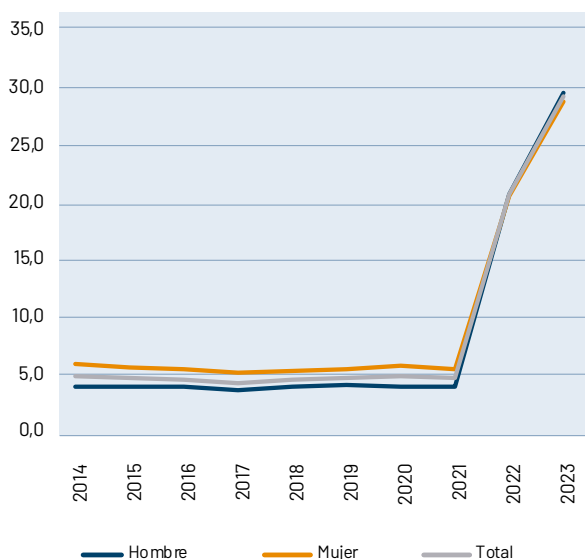
Por comunidades autónomas (véase la tabla A1 del Anexo), el aumento de la utilización de los CFD ha sido también generalizado, aunque cabe destacar el observado en algunas de ellas como Andalucía, Extremadura o Comunidad Valenciana donde la incidencia supera el 6 por 100 tras la reforma para los hombres y se sitúa cerca del 9 por 100 en el caso de las mujeres en estas tres comunidades. Cabe destacar, en todo caso, el caso de las Islas Baleares que ya presentaba la mayor incidencia en el período prerreforma (7,7 por 100 y 9,1 por 100, para hombre y mujeres, respectivamente) y donde después de

GRÁFICOS 4a y 4b

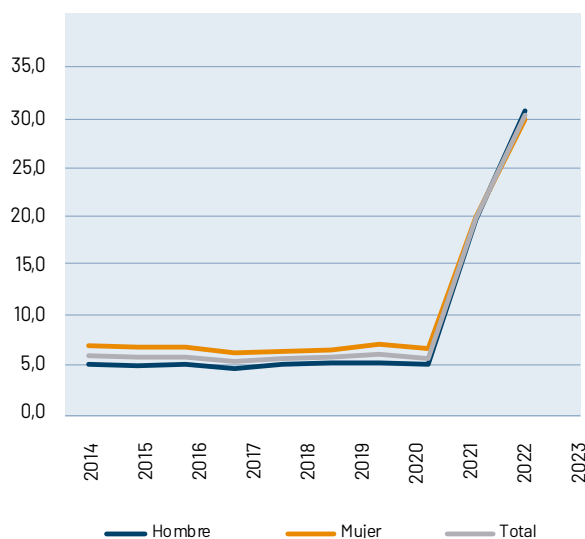
INCIDENCIA DE LAS ALTAS Y BAJAS DE LOS CFD SOBRE EL TOTAL

En porcentaje

Incidencia de las altas de contratos fijos discontinuos sobre el total de altas



Incidencia de las bajas de contratos fijos discontinuos sobre el total de bajas



Fuente: MCVL, 2014-2023.

2022 estas incidencias han aumentado hasta el 14,2 por 100 para los hombres y 15,4 por 100 para las mujeres.

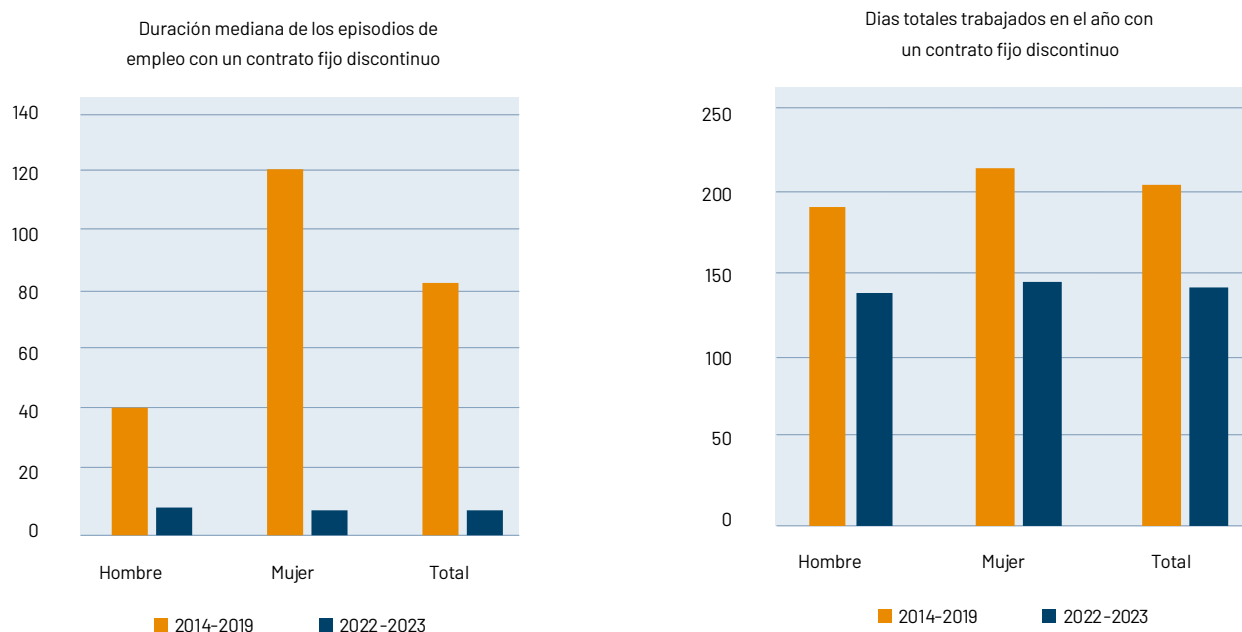
La concentración de los contratos fijos discontinuos en sectores con alta estacionalidad y rotación hace pertinente un análisis detallado de su incidencia sobre los flujos totales de altas y bajas, tal como se recoge en los gráficos 4a y 4b. Antes de la reforma laboral, el peso de esta modalidad de contratación era reducido y estable, con porcentajes que oscilaban en torno al 4 por 100 y 4,6 por 100 tanto en altas como en bajas. Sin embargo, a partir de 2022 se produce un cambio drástico: los fijos discontinuos representaron el 20,4 por 100 de todas las altas y el 18,6 por 100 de las bajas en ese año, alcanzando en 2023 el 29 por 100 y el 29,2 por 100, respectivamente. Este crecimiento paralelo y acelerado en ambos flujos no solo refleja una mayor utilización del contrato, sino también una rotación más intensa, lo que sugiere una trans-

formación significativa en su uso. En Banco de España (2024) se mostraba como la rotación laboral, medida como la ratio de altas y bajas sobre el stock total de ocupados ha crecido entre los CFD hasta prácticamente duplicarse tras la reforma. Este resultado es similar al mostrado en Conde Ruiz *et al.*, donde se encontraba que la estabilidad de los nuevos contratos creados después de la reforma había aumentado levemente como resultado del marcado efecto composición derivado del descenso de la contratación temporal porque, de hecho, la rotación laboral de las diferentes modalidades contractuales, y en especial la de los CFD, había aumentado de forma significativa a partir del año 2022. De hecho, las tasas de baja de los CFD son las más elevadas entre las diferentes modalidades contractuales (Banco de España, 2024) aunque también se han observado leves repuntes en estas tasas entre el resto de las modalidades de contratación indefinida (Banco de España, 2024).

GRÁFICOS 5a y 5b

DURACIÓN MEDIANA Y DÍAS TOTALES DE LOS CFD

En porcentaje



Fuente: MCVL, 2014-2023

Asimismo, los gráficos 5a y 5b recogen, respectivamente, la evolución de la duración mediana de los contratos fijos discontinuos y el total de días trabajados bajo esta modalidad. Los resultados confirman una transformación significativa en la naturaleza de este tipo de empleo. La duración mediana experimenta un cambio drástico entre periodos: mientras en 2014-2019 (1) se situaba en 84 días, con una notable diferencia por sexo (42 días para hombres frente a 122 para mujeres), en el periodo 2022-2023 se reduce abruptamente a solo 8 días, con una virtual igualación entre sexos (9 días para hombres y 8 para mujeres). Esta reducción del 90,5 por 100 en la duración mediana se ve acompañada por el descenso en los días trabajados anuales, que pasan de 209,4 días en 2014-2019 a 145,6 días en 2022-2023. En términos de la duración media, el descenso observado a partir de 2022 es también muy acusado, pero inferior al observado en la mediana, lo que pone de manifiesto la elevada incidencia de episodios de empleo de muy corta duración en los nuevos CFD.

En el cuadro n.º A2 del Anexo, se muestra el porcentaje de episodios de empleo con un CFD cuya duración inferior o igual a una semana, para distintos colectivos, y antes y después de la reforma. Se observa que el porcentaje de CFD con episodios de empleo inferiores a 1 semana ha aumentado desde el 33 por 100 hasta el 49 por 100 después de la reforma. Este aumento se ha producido con especial intensidad entre el colectivo femenino, desde el 28 por 100 hasta el 50 por 100. En cuanto a otros colectivos, se observa que se ha mantenido muy elevada para los jóvenes (59 por 100 entre los menores de 25 años, pero bastante estable respecto al período previo), mientras que ha aumentado para el resto de los grupos de edad. Por cualificación, el aumento reciente de los episodios de corta duración ha sido especialmente intenso entre las de cualificación media y en ramas como la hostelería, la información y comunicaciones las actividades administrativas y las actividades sanitarias.

La elevada presencia de relaciones laborales de tan corta duración tiene implicaciones claras sobre la segmentación del mercado laboral y sugiere que, tras la reforma que limita los contratos temporales, los CFD se estarían utilizando como sustitutos de estos contratos. Esta transición hacia una contratación formalmente indefinida, pero funcionalmente fragmentada, plantea dudas sobre la capacidad del nuevo marco para mejorar la calidad del empleo y la seguridad económica de los trabajadores. De consolidarse a futuro, la normalización de episodios laborales muy breves dificultaría la consolidación de carreras estables, limitando el acceso a prestaciones sociales vinculadas a períodos de cotización continuos. Además, esta dinámica podría estar reforzando una nueva forma de dualidad dentro de la modalidad indefinida, creando una categoría de “indefinidos precarios” cuya experiencia laboral difiere significativamente de la estabilidad tradicionalmente asociada a la contratación indefinida.

Por otra parte, la práctica desaparición de la brecha de género en duración, unida a la radical reducción temporal, plantea serios interrogantes sobre si la reforma ha convertido el contrato fijo discontinuo en una modalidad sustancialmente más precaria y fragmentada que en su configuración anterior y, por tanto, cabría plantearse ampliaciones de la protección al empleo en este tipo de contratos para asegurar que la flexibilidad que las empresas están consiguiendo bajo esta modalidad contractual se conjuga con la necesaria seguridad laboral para los trabajadores

En conjunto, el CFD ha experimentado una reconfiguración profunda, caracterizada por una expansión significativa y un cambio en su composición, que lo sitúa como elemento central en los flujos de contratación. Esta transformación muestra una aparente paradoja: mientras se multiplican los episodios de muy corta duración, la elevada frecuencia de reactivaciones mitiga parcialmente la caída en la intensidad anual de empleo. Esta dualidad entre estabilidad formal y fragmentación efectiva subraya la necesidad de examinar con mayor precisión, mediante análisis multivariable, la verdadera naturaleza de esta nueva realidad contractual.

2. Estabilidad laboral e intensidad del empleo: evidencia de brechas de género tras la reforma

A continuación, se analiza en qué medida la caída de la intensidad del empleo de los trabajadores con un CFD mostrada en el gráfico 5b se mantiene una vez que se controla por los cambios en la composición de estos contratos observados tras 2021. Para ello, se hace un análisis de regresión en el que se controla por las características personales de los trabajadores que en algún momento del año han tenido un CFD y se estima el efecto de *dummies* temporales para el período posreforma sobre dos variables de interés: i) el número total de días trabajados en el año con un CFD; y ii) el número total de días trabajados en el año con cualquier tipo de contrato. El objetivo principal es analizar la evolución de la intensidad en el empleo de los trabajadores con un CFD tras la reforma, poniendo especial interés en si estos cambios se han producido de forma diferencial por género.

Los resultados obtenidos se muestran en el cuadro n.º 2. En primer lugar, en términos del número total de días trabajados con un CFD, se observa que, en promedio, para el conjunto del período analizado, la intensidad del empleo bajo un contrato CFD muestra variaciones significativas por colectivos de trabajadores. Así, por ejemplo, el número total de días trabajados en el año con un CFD muestra una relación monótona creciente con la edad, de forma que los trabajadores más jóvenes trabajan menos días al año. Por grupos de cotización a la Seguridad Social, que pueden aproximar el nivel de cualificación de los trabajadores, se observa una relación de U invertida, con los trabajadores en los grupos intermedios mostrando una mayor intensidad de empleo bajo un CFD que los muy cualificados o aquellos con baja cualificación. De forma similar, el CFD ha tendido a utilizarse para períodos más prolongados a lo largo del año entre los colectivos con una antigüedad intermedia en el mercado laboral, entre uno y cinco años, mientras que los recién incorporados, con menos de un año de antigüedad, y aquellos con más de cinco años, muestran un menor número de días de empleo en el conjunto del año. Finalmente, aunque la diferencia es relativamente menor, los trabajadores de nacionalidad extranjera muestran

CUADRO N.º1

REGRESIONES SOBRE EL NÚMERO TOTAL DE DÍAS TRABAJADOS EN EL AÑO CON UN CFD

VARIABLES	(1)	(2)	(1)	(2)
	LDAYSFD	LDAYSFD	LDAYSFD	LDAYSFD
Muestra	Total	Total	Solo mujeres	Solo mujeres
D_2022_23	-0,525*** [0,000]	-0,510*** [0,000]	-0,511*** [0,000]	-0,250*** [0,000]
Mujeres	0,158*** [0,000]	0,172*** [0,000]	—	—
d_2022_23_mujeres	—	-0,062*** [0,006]	—	—
25-34 años	0,406*** [0,000]	0,407*** [0,000]	0,477*** [0,000]	0,734*** [0,000]
35-44 años	0,609*** [0,000]	0,609*** [0,000]	0,711*** [0,000]	0,971*** [0,000]
45-54 años	0,738*** [0,000]	0,737*** [0,000]	0,855*** [0,000]	1,068*** [0,000]
>55 años	0,866*** [0,000]	0,866*** [0,000]	0,994*** [0,000]	1,123*** [0,000]
d_2022_23_25_34 años	—	—	—	-0,361*** [0,000]
d_2022_23_35_44 años	—	—	—	-0,394*** [0,000]
d_2022_23_45_54 años	—	—	—	-0,285*** [0,000]
d_2022_23_55 años	—	—	—	-0,080*** [0,002]
Ingenieros técnicos, peritos y ayuda	0,015 [0,510]	0,015 [0,497]	-0,033 [0,214]	-0,030 [0,245]
Jefes de administración de taller	0,114*** [0,000]	0,115*** [0,000]	0,084*** [0,003]	0,087*** [0,003]
Ayudantes no titulados	0,173*** [0,000]	0,173*** [0,000]	0,178*** [0,000]	0,176*** [0,000]
Oficiales administrativos	0,013 [0,516]	0,013 [0,514]	0,018 [0,445]	0,016 [0,490]
Subalternos	0,016 [0,440]	0,016 [0,442]	0,067*** [0,007]	0,067*** [0,006]
Auxiliares administrativos	-0,171*** [0,000]	-0,170*** [0,000]	-0,214*** [0,000]	-0,212*** [0,000]
Oficial de 1. ^a y 2. ^a y resto de grupos	0,029* [0,093]	0,028* [0,097]	0,050** [0,015]	0,051** [0,013]
Extranjeros	0,061 [0,120]	0,059 [0,134]	-0,163** [0,011]	-0,166*** [0,009]
1-3 años antigüedad	0,001 [0,930]	0,001 [0,894]	-0,097*** [0,000]	-0,094*** [0,000]
3-5 años antigüedad	-0,020 [0,239]	-0,019 [0,259]	-0,073*** [0,002]	-0,070*** [0,002]
>5 años antigüedad	-0,241*** [0,000]	-0,241*** [0,000]	-0,292*** [0,000]	-0,293*** [0,000]
Constante	4,614*** [0,000]	4,448*** [0,000]	4,484*** [0,000]	4,280*** [0,000]
Observaciones	292,012	292,012	151,959	151,959
R-2	0,107	0,108	0,137	0,139

Notas: Las regresiones incluyen además variables *dummies* por CC. AA. p-valor entre corchetes. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Fuente: MCVL, 2014-2023

un total de días trabajados en el año con un CFD algo superior al de nacionalidad española. En términos de las diferencias por género, se observa, en primer lugar, que, para el conjunto del período analizado, las mujeres muestran una intensidad de empleo anual algo superior, un 11 por 100, a la de los hombres, una vez se controla por el impacto del resto de características demográficas comentadas previamente. Finalmente, destaca el fuerte descenso de la intensidad de empleo anual de los trabajadores con un CFD. Se estima una caída del 52,5 por 100 en la duración media del conjunto de episodios de empleo en el conjunto del año a partir de 2022, comparado con el período previo. Este resultado llama la atención sobre el posible impacto de la generalización de esta modalidad contractual, que puede conllevar una menor intensidad de empleo para los trabajadores afectados, con consecuencias sobre su renta laboral e integración en el mercado de trabajo.

En la segunda columna de del cuadro n.º 2, se analiza cómo ha evolucionado la diferencia entre géneros en la intensidad del empleo en el período posreforma, introduciendo una interacción entre la *dummy* de género femenino y la del período 2022-2023. Los resultados muestran una caída significativa adicional de la duración del empleo bajo un CFD para las mujeres después de la reforma de 2021, de forma que, en promedio, el número total de días trabajados en el año bajo un CFD para el colectivo femenino se redujo un 6,2 por 100 más tras la reforma que lo observado entre los hombres.

De forma complementaria, este resultado se puede observar también en la columna 3 de del cuadro 2 en la que una regresión como la de la primera columna se ha realizado solo para el colectivo femenino. En primer lugar, cabe mencionar que las diferencias por colectivos son similares cuando el análisis se circunscribe a las mujeres, y la intensidad del empleo bajo un CFD es creciente con la edad y es superior para los grupos de cotización de cualificación intermedia que para los cualificación superior e inferior. No obstante, cabe mencionar que entre las mujeres de nacionalidad extranjera se observa una menor intensidad de empleo y la relación entre la antigüedad. En términos del cambio tras la reforma, como en la regresión anterior,

se observa claramente una caída en el número de días de empleo bajo CFD para las mujeres, que se acerca al 50 por 100. Dentro del colectivo femenino, se puede explorar cómo esta duración ha cambiado para diferentes grupos, por ejemplo, por edades. En la columna 4 de del cuadro n.º 2, se observa que el perfil creciente de la intensidad del empleo con la edad se ha corregido tras la reforma. Así con respecto al grupo de referencia, las mujeres menores de 25 años, en el resto de grupos de edad se ha producido una reducción apreciable y significativa, del número total de días trabajados a lo largo del año con un CFD tras la reforma.

Este análisis ha mostrado una caída significativa de la intensidad de empleo bajo un CFD tras la reforma de 2021, que extendió su uso a más actividades, fomentando la utilización de este contrato como sustituto, al menos parcial, de los contratos temporales, los cuales fueron limitados de manera sustancial en dicha reforma

Ahora bien, cabe pensar que los trabajadores con un CFD en los años posteriores a la reforma pueden tener episodios de empleo bajo otras modalidades contractuales y puede ser relevante, por tanto, analizar la evolución de la intensidad anual del empleo en su conjunto, teniendo en cuenta cualquier otro episodio de empleo de los trabajadores que en algún momento del año han pasado por un episodio de empleo con un CFD. En el cuadro n.º 3 se muestran los resultados de un análisis de regresión como el realizado anteriormente, pero utilizando en esta ocasión como variable dependiente el número total de días trabajados en el año bajo cualquier modalidad contractual por los trabajadores que en algún momento del año han tenido un CFD.

En la primera columna del cuadro n.º 3 se observa un perfil de la intensidad del empleo total en el año por colectivos similar, aunque con algunas diferencias, al comentado previamente cuando se analizaban únicamente los episodios bajo un CFD. En particular, por grupos de edad, todos los colectivos mayores de 25 años muestran una mayor intensidad en el empleo que los más jóvenes, aunque el perfil creciente es menos marcado con la edad y las diferencias entre grupos son inferiores.

CUADRO N.º2

REGRESIONES SOBRE EL NÚMERO TOTAL DEL DÍAS TRABAJADOS EN EL AÑO

VARIABLES	(1) LDAYSFD	(2) LDAYSFD	(3) LDAYSFD	(4) LDAYSFD
Muestra	Total	Total	Solo mujeres	Solo mujeres
<i>Dummy_2022_23</i>	-0,098*** [0,000]	-0,095*** [0,000]	-0,098*** [0,000]	-0,170*** [0,000]
Mujeres	-0,005* [0,056]	-0,008** [0,038]	—	—
<i>d_2022_23_mujeres</i>		-0,019*** [0,001]	—	—
25-34 años	0,385*** [0,000]	0,385*** [0,000]	0,392*** [0,000]	0,344*** [0,000]
35-44 años	0,420*** [0,000]	0,420*** [0,000]	0,424*** [0,000]	0,374*** [0,000]
45-54 años	0,435*** [0,000]	0,435*** [0,000]	0,450*** [0,000]	0,387*** [0,000]
>55 años	0,412*** [0,000]	0,412*** [0,000]	0,442*** [0,000]	0,369*** [0,000]
<i>d_2022_23_25_34 años</i>	—	—	—	0,056*** [0,000]
<i>d_2022_23_35_44 años</i>	—	—	—	0,058*** [0,000]
<i>d_2022_23_45_54 años</i>	—	—	—	0,088*** [0,000]
<i>d_2022_23_55 años</i>	—	—	—	0,111*** [0,000]
Ingenieros técnicos, peritos y ayuda	-0,026** [0,017]	-0,026** [0,017]	-0,030** [0,029]	-0,030** [0,029]
Jefes adm. de taller	-0,005 [0,664]	-0,004 [0,682]	0,026* [0,077]	0,028* [0,060]
Ayudantes no titulados	0,024** [0,021]	0,024** [0,021]	0,056*** [0,000]	0,056*** [0,000]
Oficiales administrativos	0,001 [0,888]	0,001 [0,887]	0,012 [0,327]	0,012 [0,310]
Subalternos	-0,021** [0,044]	-0,021** [0,044]	-0,006 [0,639]	-0,005 [0,689]
Auxiliares administrativos	0,019** [0,039]	0,019** [0,038]	0,025** [0,029]	0,025** [0,028]
Oficiales de 1.ª y 2.ª y resto de grupos	-0,044*** [0,000]	-0,044*** [0,000]	-0,044*** [0,000]	-0,043*** [0,000]
Extranjeros	0,023 [0,253]	0,022 [0,261]	-0,051 [0,126]	-0,047 [0,158]
1-3 años antigüedad	0,310*** [0,000]	0,310*** [0,000]	0,290*** [0,000]	0,290*** [0,000]
3-5 años antigüedad	0,299*** [0,000]	0,299*** [0,000]	0,294*** [0,000]	0,294*** [0,000]
>5 años antigüedad	0,305*** [0,000]	0,305*** [0,000]	0,304*** [0,000]	0,302*** [0,000]
Constante	5,223*** [0,000]	5,237*** [0,000]	5,229*** [0,000]	5,271*** [0,000]
Observaciones	292,012	292,012	151,959	151,959
<i>R</i> -2	0,097	0,097	0,096	0,097

Notas: Las regresiones incluyen además variables *dummies* por CC. AA. p-valor entre corchetes *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Fuente: MCVL, 2014-2023

Por nivel de cualificación, las diferencias también son menores y los más cualificados, en el primer grupo de cotización, tienden a tener una mayor intensidad en el empleo.

En términos de la evolución temporal, como antes, se observa una caída en la intensidad total del empleo de los trabajadores que en algún momento han pasado por un CFD a partir de 2022, que se estima en el 9,8 por 100. En el caso del colectivo femenino, mostraban una intensidad algo superior antes de la reforma, pero tras 2021, la caída en la intensidad en el empleo se estima algo superior para las mujeres (-1,9 por 100). Los resultados de la columna 3 del cuadro n.º 2 muestran la estimación restringida al colectivo femenino y confirman el descenso algo superior para este grupo de la intensidad total de empleo en el año tras la reforma. Por colectivos, cabría destacar el impacto negativo estimado sobre el colectivo de mujeres extranjeras que habrían reducido significativamente su número total de días trabajados a partir de 2022. Finalmente, en la columna 4 del cuadro n.º 2, se observa que, en este caso, el descenso de la intensidad en el empleo tras la reforma se ha producido con más intensidad entre las mujeres más jóvenes, mientras que este descenso muestra un perfil decreciente con la edad para el resto de grupos.

V. CONCLUSIONES

La reforma laboral de 2021 fomentó el uso del contrato fijo discontinuo como instrumento para reducir la temporalidad y fomentar una mayor estabilidad en el empleo. Este estudio, basado en los microdatos de la *Muestra continua de vidas laborales* para el período 2014–2023, ha analizado la evolución de esta modalidad contractual antes y después de la reforma, distinguiendo entre el período prerreforma, de 2014 a 2021, y el posreforma, de 2022 a 2023, con especial atención a su impacto sobre la estabilidad laboral y las diferencias por género.

Los resultados muestran una transformación significativa del panorama contractual tras la reforma. Entre 2014 y 2021, la incidencia de los contratos fijos discontinuos se mantenía estable en torno al 2,3 por 100 del total de relaciones laborales. A partir de 2022 se produce un incremento pronun-

ciado que alcanza el 6 por 100 en 2022 y el 8 por 100 en 2023, lo que confirma la expansión de esta modalidad tras las restricciones a la contratación temporal. Este crecimiento se acompañó de un cambio en la composición de los trabajadores con contrato fijo discontinuo: la participación femenina, que representaba el 58 por 100 en el período 2014–2021, descendió al 48,9 por 100 en 2022–2023. Este desplazamiento refleja la extensión del uso de este contrato hacia sectores con mayor presencia masculina, especialmente la agricultura y la hostelería. En la agricultura, el porcentaje de relaciones laborales bajo esta modalidad pasó del 9 por 100 al 35,9 por 100 entre los dos periodos, mientras que en la hostelería lo hizo del 8,7 por 100 al 20,5 por 100.

En paralelo, la dinámica del empleo bajo un contrato fijo discontinuo se volvió más fragmentada, caracterizándose por una proliferación de episodios de empleo de muy corta duración y, por tanto, con una elevada rotación. Esta fragmentación se manifiesta en una reducción drástica de la duración mediana de los episodios de empleo, que cayó de 84 a 8 días entre los periodos 2014–2021 y 2022–2023, y en que el porcentaje de episodios con una duración igual o inferior a una semana pasó del 33 por 100 al 49 por 100. En términos del número medio de días trabajados al año bajo esta modalidad, se observó un descenso de 209,4 días a 145,6 días tras la reforma. Asimismo, los contratos fijos discontinuos adquirieron un peso creciente en los flujos brutos de altas y bajas laborales, que se multiplicaron por más de cuatro, pasando de representar alrededor del 4,6 por 100 antes de la reforma al 29 por 100 de las altas y el 29,2 por 100 de las bajas en 2023. En conjunto, estos resultados reflejan que el contrato fijo discontinuo ha ganado mucha relevancia en el mercado laboral español, pero con un patrón de empleo marcado por la brevedad de los episodios de trabajo y una elevada rotación.

Los resultados de las regresiones donde se han analizado los determinantes de la intensidad del empleo (días trabajados bajo CFD y en total) para los trabajadores con al menos un contrato fijo discontinuo a lo largo del año, descontando el efecto de la edad, la antigüedad, el grupo de cotización, la nacionalidad, el sector y la región, confirman estos patrones. En promedio, el número total de días trabajados bajo un contrato fijo discontinuo se redujo

un 48 por 100 en el período posreforma, incluso tras considerar los cambios en la composición de la fuerza laboral. Los coeficientes estimados muestran que la intensidad del empleo bajo este contrato aumenta con la edad, es menor entre los trabajadores jóvenes y sigue una relación en forma de U invertida con la cualificación, siendo más alta entre los grupos intermedios. También se observa que los trabajadores con entre uno y cinco años de antigüedad presentan una mayor intensidad de empleo bajo contrato fijo discontinuo, mientras que los recién incorporados y los de mayor antigüedad muestran duraciones anuales más reducidas. Los trabajadores de nacionalidad extranjera registran un número de días trabajados ligeramente superior al de los nacionales, aunque las diferencias son moderadas.

El análisis por sexo evidencia diferencias significativas. Para el conjunto del período 2014-2023, las mujeres registran una intensidad de empleo anual un 11 por 100 superior a la de los hombres, una vez controlado el resto de las características demográficas y laborales. Sin embargo, la interacción entre el sexo femenino y el período posreforma muestra un efecto negativo y estadísticamente significativo: la intensidad de empleo anual bajo contrato fijo discontinuo se redujo un 9,8 por 100 adicional para las mujeres respecto a los hombres tras 2021. Este resultado indica que la caída de la intensidad del empleo ha afectado de forma más acusada a las trabajadoras. Cuando el análisis se restringe al colectivo femenino, los patrones se mantienen: la intensidad aumenta con la edad y es mayor en los grupos de cotización intermedios, pero es inferior entre las mujeres extranjeras y entre aquellas con menor antigüedad en el mercado de trabajo.

El análisis complementario, que incorpora el total de días trabajados bajo cualquier modalidad contractual por quienes en algún momento del año tuvieron un contrato fijo discontinuo, muestra una tendencia similar. La caída en la intensidad de empleo persiste, aunque es inferior al considerar otros contratos, lo que sugiere que la reducción en la duración del empleo bajo esta modalidad no se ha compensado completamente con mayor actividad en otras modalidades laborales.

No obstante, este análisis presenta algunas limitaciones que deben tenerse en cuenta. El período posreforma analizado es aun relativamente corto, por lo que resulta necesario seguir investigando cuando la reforma lleve más tiempo en funcionamiento y se disponga de datos correspondientes a un horizonte temporal más amplio. La disponibilidad de trayectorias laborales más largas permitiría medir con mayor precisión el impacto de los patrones observados, como la alta rotación y la corta duración de los episodios de empleo, sobre los salarios y la consolidación de las trayectorias profesionales a medio plazo.

NOTAS

- (*) Agradecemos la financiación del proyecto PID2021-1235660B-I00.
- (**) Las opiniones y los análisis que aparecen en este documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no necesariamente representan los del Banco de España o el Eurosistema.
- (1) Para evitar el impacto de los años de la pandemia sobre los resultados, se analiza el cambio a partir de 2022 con el efecto medio del período 2014-2019, aunque los resultados se mantienen muy similares si la comparación se realiza incluyendo también los años 2020 y 2021.

BIBLIOGRAFÍA

- Arranz, J. M., García-Serrano, C., y Hernanz, V. (2013). How do we pursue "labormetrics"? An application using the MCVL. *Estadística Española*, 55(181), 231-254.
- Banco de España. (2023). *Informe Anual*. <https://www.bde.es/wbe/es/publicaciones/informes-memorias-anauales/informe-anual/informe-anual-2024.html>
- Banco de España. (2024). *Informe Anual*. <https://www.bde.es/wbe/es/publicaciones/informes-memorias-anauales/informe-anual/informe-anual-2023.html>
- Bentolila, S., Dolado, J. J., y Jimeno, J. F. (2012). Reforming an insider-outsider labor market: the Spanish experience. *IZA Journal of European Labor Studies*, 1(1), 4.

- Boeri, T., y Garibaldi, P. (2019).** A tale of comprehensive labor market reforms: evidence from the Italian jobs act. *Labour Economics*, 59, 33-48.
- Cebrián, I., y Moreno, G. (2015).** La efectividad de las reformas laborales en el empleo de los jóvenes. *Revista de Economía Laboral*, 12(1), 128-163.
- Cebrián, I., Moreno, G., y Toharia, L. (2011).** La estabilidad laboral y los programas de fomento de la contratación indefinida. *Hacienda Pública Española*, 3(198), 103-127.
- Conde-Ruiz, J. I., García, M., Puch, L. A., y Ruiz, J. (2025).** Reforming Dual Labor Markets: “Real” or “Contractual” Temporary Rates? *Labour*, 39(2), 162-187.
- Dolado, J. J., García-Serrano, C., y Jimeno, J. F. (2002).** Drawing lessons from the boom of temporary jobs in Spain. *Economic Journal*, 112(480), F270-F295. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00048>
- Felgueroso, F. (2024).** ¿Cuántos son los trabajadores fijos discontinuos? Fundación de Estudios de Economía Aplicada (Fedea). 2024, 10.
- Lahera, J. L. (2024).** Regulación y modalidades de contratos de trabajo fijos discontinuos. Apuntes Fedea, 2024/05. Fundación de Estudios de Economía Aplicada (Fedea).
- Polavieja, J. G. (2003).** Temporary contracts and labour market segmentation in Spain: An employment-rent approach. *European Sociological Review*, 19(5), 501-517. <https://doi.org/10.1093/esr/19.5.501>
- Toharia, L. (2000).** Employment Patterns in Spain between 1970 and 2001: Past Developments and Midterm Prospects. *International Journal of Political Economy*, 30(2), 82-98.
- Toharia, L. (2005).** *El problema de la temporalidad en España: un diagnóstico*. Ministerio de Trabajo e Inmigración, Centro de Publicaciones.

ANEXO

CUADRO N.º A1

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS SOBRE LA INCIDENCIA DEL CFD POR SEXOS Y PERÍODO

Variable	HOMBRES				MUJERES			
	2014-2021		2022-2023		2014-2021		2022-2023	
	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD
Total	0,019	0,137	0,066	0,249	0,032	0,175	0,075	0,263
Grupos de edad								
16-24	0,023	0,150	0,172	0,377	0,025	0,158	0,187	0,390
25-34	0,022	0,145	0,086	0,280	0,025	0,157	0,086	0,280
35-44	0,020	0,140	0,062	0,241	0,026	0,161	0,063	0,243
45-54	0,018	0,133	0,051	0,219	0,038	0,191	0,063	0,243
>55	0,015	0,122	0,041	0,198	0,042	0,200	0,060	0,238
Grupos de cotización								
Ingenieros y licenciados	0,005	0,074	0,011	0,112	0,013	0,103	0,020	0,142
Ingenieros técnicos, peritos y ayudantes	0,012	0,109	0,029	0,167	0,016	0,125	0,036	0,187
Jefes de administración de taller	0,021	0,143	0,039	0,193	0,022	0,145	0,044	0,205
Ayudantes no titulados	0,019	0,138	0,070	0,255	0,038	0,191	0,103	0,304
Oficiales administrativos	0,011	0,103	0,030	0,172	0,015	0,122	0,032	0,177
Subalternos	0,023	0,149	0,076	0,265	0,037	0,190	0,093	0,290
Auxiliares administrativos	0,011	0,105	0,044	0,206	0,015	0,120	0,042	0,200
Oficiales y resto de grupos	0,022	0,148	0,082	0,275	0,045	0,207	0,108	0,310
Ramas de actividad								
Agricultura, ganadería	0,091	0,287	0,359	0,480	0,087	0,282	0,360	0,480
Industrias extractivas	0,001	0,027	0,011	0,106				
Industria manufacturera	0,015	0,123	0,029	0,168	0,043	0,202	0,058	0,234
Suministro de energía eléctrica	0,002	0,048	0,004	0,066	0,000	0,000	0,002	0,044
Suministro de agua	0,008	0,091	0,021	0,143	0,025	0,155	0,027	0,163
Construcción	0,003	0,053	0,029	0,169	0,001	0,030	0,006	0,075
Comercio	0,010	0,098	0,021	0,143	0,023	0,149	0,037	0,188
Transporte y almacenamiento	0,018	0,131	0,041	0,199	0,024	0,153	0,042	0,200
Hostelería	0,060	0,238	0,176	0,381	0,112	0,315	0,232	0,422
Información y comunicaciones	0,003	0,051	0,009	0,094	0,004	0,059	0,010	0,098
Actividades financieras y de seguros	0,000	0,007	0,001	0,030	0,000	0,012	0,001	0,027
Actividades inmobiliarias	0,004	0,061	0,011	0,105	0,007	0,085	0,012	0,109
Actividades profesionales, cie	0,004	0,060	0,019	0,137	0,006	0,078	0,029	0,169
Actividades administrativas	0,012	0,111	0,126	0,331	0,035	0,184	0,123	0,328
Administración Pública	0,010	0,101	0,016	0,126	0,012	0,108	0,016	0,126
Educación	0,039	0,195	0,107	0,309	0,067	0,250	0,145	0,352
Actividades sanitarias y de servicios	0,007	0,081	0,023	0,151	0,008	0,091	0,020	0,140
Actividades artísticas, recreativas	0,041	0,198	0,098	0,297	0,044	0,205	0,112	0,315
Otros servicios	0,012	0,110	0,037	0,189	0,018	0,134	0,048	0,213

CUADRO N.º A1 (continuación)

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS SOBRE LA INCIDENCIA DEL CFD POR SEXOS Y PERÍODO

Variable	HOMBRES				MUJERES			
	2014-2021		2022-2023		2014-2021		2022-2023	
	MEDIA	SD	MEDIA	SD	MEDIA	SD	MEDIA	SD
Total	0,019	0,137	0,066	0,249	0,032	0,175	0,075	0,263
Comunidades autónomas								
Andalucía	0,017	0,130	0,085	0,279	0,035	0,184	0,093	0,291
Aragón	0,009	0,096	0,035	0,184	0,028	0,166	0,056	0,230
Asturias	0,007	0,082	0,040	0,197	0,014	0,117	0,046	0,209
Islas Baleares	0,077	0,266	0,142	0,349	0,091	0,287	0,154	0,361
Canarias	0,011	0,106	0,034	0,181	0,034	0,181	0,053	0,223
Cantabria	0,013	0,112	0,043	0,203	0,030	0,171	0,070	0,254
Castilla y León	0,008	0,091	0,030	0,169	0,024	0,154	0,045	0,207
Castilla-La Mancha	0,013	0,113	0,047	0,212	0,032	0,176	0,068	0,253
Cataluña	0,013	0,113	0,042	0,200	0,026	0,160	0,061	0,240
Comunidad Valenciana	0,037	0,188	0,070	0,255	0,054	0,226	0,093	0,291
Extremadura	0,012	0,107	0,062	0,241	0,026	0,159	0,067	0,250
Galicia	0,013	0,111	0,045	0,207	0,021	0,144	0,054	0,226
Madrid	0,007	0,083	0,033	0,179	0,020	0,139	0,052	0,222
Murcia	0,034	0,182	0,074	0,262	0,065	0,246	0,105	0,306
Navarra	0,012	0,108	0,033	0,178	0,025	0,157	0,047	0,212
País Vasco	0,009	0,093	0,027	0,163	0,026	0,160	0,049	0,216
La Rioja	0,005	0,074	0,026	0,160	0,033	0,180	0,061	0,239
Nacionalidad								
Española	0,017	0,129	0,055	0,228	0,031	0,174	0,070	0,256
Extranjera	0,038	0,192	0,132	0,338	0,034	0,181	0,103	0,304
Antigüedad								
Inferior a 1 año	0,029	0,167	0,152	0,359	0,044	0,205	0,142	0,349
1-3 años	0,031	0,173	0,122	0,327	0,045	0,207	0,111	0,315
3-5 años	0,030	0,169	0,111	0,314	0,044	0,205	0,110	0,313
>5 años	0,011	0,107	0,057	0,231	0,020	0,140	0,066	0,249
Observaciones								
Individuos	2.169.352	805.811	1.755.759	663.017	0,007	0,085	0,012	0,109
Relaciones laborales	29.285.235	10.754.564	24.248.721	9.087.927	0,006	0,078	0,029	0,169

CUADRO N.º A2

PROPORCIÓN DE EPISODIOS DE EMPLEO CON UN CFD CON DURACIÓN IGUAL O INFERIOR A UNA SEMANA

	2014-2019	2022-2023
Sexo		
Hombre	0,39	0,49
Mujer	0,28	0,50
Grupos de edad		
16-24	0,60	0,59
25-34	0,37	0,51
35-44	0,30	0,44
45-54	0,27	0,44
>=55	0,25	0,39
Grupos de cotización		
Ingenieros y licenciados	0,22	0,35
Ingenieros técnicos, peritos y ayudantes	0,23	0,49
Jefes de administración de taller	0,32	0,62
Ayudantes no titulados	0,19	0,59
Oficiales administrativos	0,24	0,47
Subalternos	0,57	0,60
Auxiliares administrativos	0,45	0,58
Oficiales de primera y segunda y resto de grupos	0,31	0,47
Ramas de actividad		
Agricultura, ganadería, silvicultura	0,06	0,18
Industrias extractivas	0,73	0,04
Industria manufacturera	0,21	0,21
Suministro de energía eléctrica	0,10	0,23
Suministro de agua, actividades	0,12	0,18
Construcción	0,42	0,28
Comercio al por mayor y al por menor	0,15	0,25
Transporte y almacenamiento	0,49	0,45
Hostelería	0,38	0,57
Información y comunicaciones	0,47	0,70
Actividades financieras y de seguros	0,00	0,17
Actividades inmobiliarias	0,39	0,30
Actividades profesionales, cie	0,62	0,78
Actividades administrativas	0,47	0,65
Administración Pública y def	0,03	0,14
Educación	0,10	0,23
Actividades sanitarias y de servicios	0,37	0,53
Actividades artísticas, recreativas	0,65	0,66
Otros servicios	0,44	0,39

CUADRO N.º A2 (continuación)

PROPORCIÓN DE EPISODIOS DE EMPLEO CON UN CFD CON DURACIÓN IGUAL O INFERIOR A UNA SEMANA

	2014-2019	2022-2023
Nacionalidad		
Española	0,35	0,54
Extranjera	0,20	0,33
Antigüedad		
Inferior a 1 año	0,43	0,54
1-3 años	0,32	0,53
3-5 años	0,26	0,57
>5 años	0,29	0,47
Total	0,33	0,49

TRANSMISIÓN INTERGENERACIONAL DE LA POBREZA: IMPACTO DEL MERCADO LABORAL POR GÉNERO

María Navarro

Ana I. Moro-Egido

Universidad de Granada

Resumen

La transmisión intergeneracional de la pobreza (ITP) constituye una de las principales barreras para la movilidad social y la cohesión económica en sociedades contemporáneas. Este estudio analiza los mecanismos mediante los cuales las dificultades económicas parentales afectan a los ingresos y el riesgo de pobreza en la adultez, considerando el papel mediador de la educación y la calidad del empleo. Utilizando datos de la encuesta EU-SILC para España (2005, 2011, 2019 y 2023), se examina el impacto directo e indirecto de la privación material vivida en la adolescencia. Los resultados revelan que, aunque el efecto directo sobre la renta adulta no es significativo, existen efectos indirectos relevantes a través del abandono escolar y la inserción laboral. La educación emerge como un canal importante pero limitado, mientras que la calidad del empleo muestra una influencia más marcada, especialmente en mujeres. El estudio identifica diferencias de género en los procesos de transmisión, siendo el efecto neto sobre el riesgo de pobreza más elevado en mujeres, lo que evidencia una acumulación de desventajas estructurales. Se concluye que romper el ciclo de pobreza heredada requiere políticas públicas multidimensionales, con enfoque de género, que integren educación, empleo de calidad y protección social.

Palabras clave: transmisión intergeneracional de la pobreza, educación, calidad del trabajo, género.

Abstract

The intergenerational transmission of poverty (ITP) is one of the main barriers to social mobility and economic cohesion in contemporary societies. This study analyzes the mechanisms through which parental financial difficulties affect adult income and poverty risk, considering the mediating role of education and job quality. Using data from the EU-SILC survey for Spain (2005, 2011, 2019, and 2023), the direct and indirect impact of material deprivation experienced during adolescence is examined. Results show that while the direct effect on adult income is not significant, there are relevant indirect effects through school dropout and labor market insertion. Education emerges as an important but limited channel, whereas job quality has a stronger influence, especially among women. The study identifies gender differences in transmission processes, with a higher net effect on poverty risk among women, revealing a structural accumulation of disadvantages. The findings suggest that breaking the cycle of inherited poverty requires multidimensional public policies with a gender perspective, integrating education, decent employment, and social protection.

Keywords: intergenerational transmission of poverty, education, job quality, gender.

JEL classification: C31, I24, I32.

I. INTRODUCCIÓN

La transmisión intergeneracional de comportamientos, actitudes y resultados socioeconómicos es un fenómeno ampliamente reconocido en las ciencias sociales. La movilidad socioeconómica intergeneracional, entendida

como el cambio en el estatus socioeconómico entre generaciones, abarca fundamentalmente la dimensión de los ingresos, pero también otras desventajas económicas (Davía y Legazpe, 2017). Comprender las causas de la persistencia de estas condiciones es esencial para el diseño de políticas públicas eficaces. En este contexto, las interac-

ciones familiares juegan un papel crucial, ya que los padres influyen en múltiples dimensiones del desarrollo de sus hijos a través de diversos canales (Ayllón *et al.*, 2022).

Una de las manifestaciones más preocupantes de esta transmisión es la transmisión intergeneracional de la pobreza (TIP), que puede actuar como una “trampa de pobreza intergeneracional” y limitar el crecimiento económico. La TIP representa una barrera para la cohesión social y amenaza el bienestar de las poblaciones más vulnerables. Su análisis permite identificar los factores y mecanismos que obstaculizan la movilidad social, lo que resulta fundamental para diseñar estrategias efectivas de lucha contra la pobreza (Cueto *et al.*, 2019; Ayllón *et al.*, 2022; Currístan *et al.*, 2022; Bavaro *et al.*, 2023). Además, la pobreza tiene efectos negativos sobre la salud física y mental, lo que conlleva una pérdida de oportunidades y comportamientos que generan daños reales en la vida de las personas.

En este marco, la educación se presenta como un instrumento clave para promover la movilidad social, siendo uno de los canales más relevantes en la transmisión de la pobreza (Cueto *et al.*, 2019; Hofmarcher, 2021; Ayllón *et al.*, 2022; Currístan *et al.*, 2022; Bavaro *et al.*, 2023). La educación puede contrarrestar el impacto de las dificultades económicas parentales sobre la situación económica de los hijos en la adultez. Además, en un contexto de constante cambio tecnológico, la inversión en educación adquiere mayor relevancia, ya que el mercado laboral demanda una fuerza de trabajo altamente cualificada. La Estrategia Europa 2020 subrayó que mejores niveles educativos favorecen la empleabilidad y contribuyen a reducir la pobreza. Sin embargo, bajos niveles de gasto público en educación aumentan el retorno privado de la inversión en capital humano, lo que puede profundizar las desigualdades sociales. Por ello, garantizar el acceso equitativo a la educación mediante recursos públicos es esencial para asegurar la igualdad de oportunidades.

La calidad del empleo también se considera un factor fundamental en la lucha contra la pobreza y la exclusión social. Instituciones internacionales y expertos coinciden en que el empleo de calidad es

la mejor garantía contra la pobreza. No obstante, el aumento de la pobreza laboral ha evidenciado que tener un empleo no siempre es suficiente para escapar de la pobreza. En este sentido, el documento titulado *Implementing the Global Employment Agenda: Employment strategies in support of decent work* (2006) enfatiza la necesidad de mejorar la calidad del empleo, mostrando que el objetivo de la estrategia de empleo no debe limitarse a generar más puestos de trabajo, sino también a garantizar condiciones laborales adecuadas tanto para los empleos existentes como para los nuevos, respetando plenamente los derechos y principios fundamentales en el lugar de trabajo.

El presente estudio busca contribuir a la literatura considerando tanto el efecto directo de las dificultades económicas parentales sobre la renta en edad adulta como el efecto mediador de la educación y la calidad del trabajo.

Para llevar a cabo el análisis, se utilizan datos de la encuesta EU-SILC (*European Union Statistics on Income and Living Conditions*) y los módulos especiales de “Transmisión intergeneracional de desventajas”, incluidos en las ediciones de EU-SILC de 2005, 2011, 2019 y 2023 para España. El análisis muestra que las dificultades económicas atravesadas durante la adolescencia no ejercen un efecto directo significativo sobre los ingresos en la vida adulta. Sin embargo, dichas dificultades sí producen consecuencias indirectas a través de la trayectoria educativa y de la calidad del empleo alcanzado posteriormente. Dentro de estos mecanismos, el abandono escolar emerge como el canal más determinante, incidiendo con mayor fuerza en el recorrido educativo que en la inserción laboral. Aunque el impacto total resulta más elevado en los hombres, en el caso de las mujeres la proporción de efectos indirectos es mayor, lo que refleja una sensibilidad más acentuada a los factores mediadores.

En lo relativo al riesgo de pobreza, los procesos de transmisión intergeneracional presentan diferencias entre géneros. En las mujeres, el efecto directo no resulta significativo, pero el abandono escolar continúa siendo el mecanismo indirecto más relevante. La calidad del empleo, por su parte, afecta

tanto a hombres como a mujeres, aunque con una intensidad superior en estas últimas, lo que pone de manifiesto una vulnerabilidad estructural más marcada en el mercado laboral femenino.

El resultado neto sobre el riesgo de pobreza es más del doble en las mujeres que en los hombres, lo cual evidencia una acumulación de desventajas y plantea la necesidad de políticas públicas con perspectiva de género. Aun cuando la educación desempeña un rol importante, su capacidad para mitigar la privación material es limitada, lo que sugiere la existencia de otros mecanismos no identificados que contribuyen a la persistencia de la pobreza.

II. MARCO TEÓRICO

1. Movilidad socioeconómica intergeneracional y transmisión de la pobreza

La transmisión intergeneracional de la pobreza (TIP) se entiende como la dificultad de los individuos nacidos en hogares con escasos recursos para mejorar sus condiciones de vida adulta (Cueto *et al.*, 2019). Diversos estudios han evidenciado que crecer en contextos de privación económica aumenta la probabilidad de experimentar pobreza en la edad adulta, sufrir privaciones materiales graves, de tener menor acceso a vivienda propia, alcanzar niveles educativos bajos y obtener empleos de baja calidad (Avram y Cantó, 2017; Bellani y Bia, 2019; Hofmarcher, 2021; Curristan *et al.*, 2022).

Existen tres principales perspectivas teóricas que, desde perspectivas complementarias, explican cómo las experiencias de desventaja infantil pueden afectar al desarrollo y a la movilidad social: la teoría de la inversión, la teoría del estrés y la teoría ecológica. Estas teorías muestran cómo las condiciones económicas y contextuales afectan al desarrollo infantil y perpetúan la pobreza entre generaciones (Duncan *et al.*, 2017; Cooper *et al.*, 2021; Curristan *et al.*, 2022).

La teoría de la inversión sostiene que los recursos económicos parentales —tiempo y dinero— son fundamentales para el desarrollo infantil. Los padres con medios suficientes pueden invertir en

vivienda adecuada, materiales educativos y actividades extraescolares, lo que favorece el bienestar y el rendimiento escolar de sus hijos. Por el contrario, los padres con menos recursos enfrentan restricciones que limitan su capacidad de inversión, especialmente en contextos de monoparentalidad, desempleo o largas jornadas laborales.

La teoría del estrés plantea que las dificultades económicas deterioran las relaciones familiares, lo que afecta a la capacidad de los padres para atender a las necesidades emocionales y educativas de sus hijos. El entorno social puede amplificar estos efectos, y factores como horarios laborales irregulares o largos desplazamientos reducen la supervisión parental. Padres de bajos ingresos con mayor disponibilidad de tiempo (jubilados o desempleados) podrían crear entornos de aprendizaje estables. Sin embargo, muchos deben priorizar la supervivencia económica, lo que genera un conflicto con las necesidades educativas de sus hijos. Además, las familias más desfavorecidas suelen vivir en condiciones precarias y se enfrentan a mayores niveles de estrés ambiental y psicológico.

Por último, la teoría ecológica considera que el desarrollo infantil está influido por el entorno físico y social. Pese a que las zonas urbanas ofrecen mejores servicios sanitarios y educativos y suelen ser menos pobres, también presentan entornos marginados con altos niveles de criminalidad, deterioro habitacional y vulnerabilidad a eventos negativos. Además, son más resilientes ante crisis laborales (Ayala *et al.*, 2021), aunque la segregación urbana puede contribuir a aumentar el desempleo. A su vez, las ciudades pueden reducir la pobreza rural al mejorar los salarios, aunque la segregación urbana puede limitar la movilidad social. Por su parte, los déficits estructurales incluyen falta de empleo, infraestructuras deficientes, escasez de servicios (sanidad, educación, transporte) y carencia de vivienda adecuada.

Otros mecanismos interrelacionados incluyen el estado de salud, el comportamiento individual, el capital relacional, las redes sociales, la educación parental y la nacionalidad (Ayllón *et al.*, 2022). También influyen características heredables como valores, preferencias (Black y Devereux, 2011) y habilidades no cognitivas (Bowles y Gintis, 2002).

Es importante destacar que los mecanismos de movilidad varían entre poblaciones. Esping-Andersen y Wagner (2012) mostraron que las correlaciones entre padres e hijos son más fuertes en los extremos de la distribución de ingresos, y más débiles en el centro. Esto se debe a que las instituciones y las familias interactúan de manera diferente según el nivel socioeconómico. Por ejemplo, el cuidado infantil temprano tiene un efecto marginal mucho mayor en niños de familias de bajo nivel socioeconómico. Asimismo, los efectos negativos de la monoparentalidad pueden ser menos significativos en contextos con apoyo estatal generoso o altas tasas de empleo entre madres solteras.

No obstante, la fragmentación de las políticas sociales, la escasa capacidad integradora de los sistemas de protección y la falta de promoción personal y familiar pueden limitar la efectividad de estos mecanismos para reducir la TIP. En esta línea, Bavaro *et al.* (2023) concluyen que, a pesar de niveles similares de gasto social, persiste una variación sustancial en la transmisión de la pobreza entre países, lo que sugiere que no solo importa cuánto se invierte, sino cómo se estructura e implementa dicha inversión.

2. El papel mediador de la educación y la calidad del empleo en la transmisión intergeneracional de la pobreza

La educación ha sido reconocida como una herramienta fundamental para romper el ciclo de la pobreza. Una educación pública de calidad puede generar una base homogénea de capital humano y reducir el impacto del origen familiar sobre las trayectorias laborales (Raitano y Vona, 2015). Asimismo, las reformas que amplían la escolarización obligatoria, como las estudiadas por Hofmarcher (2021), han demostrado efectos positivos en la reducción de la pobreza. De igual forma, políticas que limitan las rentas no competitivas en el mercado laboral pueden fomentar entornos más meritocráticos, disminuyendo el peso de las redes familiares en los logros ocupacionales.

Sin embargo, el contexto institucional y social puede condicionar estos efectos. En países con sistemas educativos heterogéneos, el nivel educa-

tivo formal no garantiza una calidad homogénea de capital humano. El entorno en el que los padres crían a sus hijos —definido por el vecindario, la calidad de las escuelas, los compañeros y amigos escolares y el contacto con la cultura y el conocimiento— puede reforzar el efecto de las inversiones formales e informales en capital humano (Davía y Legazpe, 2017). Así, las inversiones formales e informales en capital humano se ven reforzadas o limitadas por el contexto social.

Diversos estudios han intentado cuantificar el papel de la educación como vía de transmisión de las desventajas económicas entre generaciones (Esping-Andersen y Wagner, 2012; Davía y Legazpe, 2017; Bellani y Bia, 2019; Curristan *et al.*, 2022). Bellani y Bia (2019) muestran que la educación no compensa completamente el efecto de haber vivido en pobreza infantil, especialmente en el 40 por 100 inferior de la distribución de ingresos. Por otro lado, también hallaron que los individuos que vivieron en pobreza durante la infancia tienen significativamente menos probabilidades de alcanzar la educación secundaria, lo que, a su vez, se asocia con ingresos consistentemente más bajos. Curristan *et al.* (2022), en el contexto irlandés, confirman que la educación reduce el efecto de las circunstancias económicas infantiles, especialmente entre quienes tienen niveles educativos bajos. Aunque no se observan diferencias por género, sí se detecta una intensificación de la TIP entre 2011 y 2019, más pronunciada en adultos jóvenes.

Davía y Legazpe (2017) destacan que el acceso a la educación gratuita puede reducir la dependencia de los recursos familiares. No obstante, si los sistemas educativos no garantizan igualdad real de oportunidades ni previenen el bajo rendimiento o el abandono escolar, su capacidad para romper el ciclo de pobreza se ve limitada.

Finalmente, si las sociedades se vuelven más desiguales debido a reformas fiscales o procesos de liberalización/flexibilización del mercado laboral, los individuos podrían estar más expuestos a la persistencia intergeneracional del ingreso que antes. Esto sería consistente con la llamada curva de Gatsby, que muestra que cuanto más desiguales son las sociedades, más intensa es la transmisión intergeneracional del ingre-

so. Además de la educación, la calidad del empleo ha adquirido relevancia como factor clave para entender la persistencia de la pobreza, incluso entre personas empleadas. La noción de “trabajo decente”, introducida por la Organización Internacional del Trabajo en 1999 y adoptada como parte del Objetivo de Desarrollo Sostenible 8 de la Agenda 2030, ha sido incorporada por organismos como la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos en sus marcos de bienestar y crecimiento inclusivo.

Este interés responde a transformaciones en el mercado laboral. En Europa, el empleo no estándar —como el trabajo a tiempo parcial involuntario, los contratos temporales y los empleos mal remunerados— se ha vuelto más común, mientras que la pobreza laboral ha aumentado. Como señalan Vaalavuo y Sirniö (2022), no basta con estar empleado; es necesario analizar las características del empleo para comprender su impacto en la pobreza. El aumento de la pobreza laboral en Europa demuestra que conseguir empleo no garantiza automáticamente salir de la pobreza. Para algunas personas, resulta difícil mejorar suficientemente sus ingresos mediante el trabajo, especialmente si el aumento de ingresos laborales se ve contrarrestado por una reducción equivalente en las transferencias sociales.

La literatura ha identificado tres mecanismos principales que explican la pobreza laboral: la remuneración por hora, el grado de vinculación al mercado laboral a nivel del hogar y el número de hijos por adulto en edad laboral. Los dos primeros se refieren a los recursos financieros del hogar y el último a sus necesidades. Los bajos salarios por hora han sido considerados durante mucho tiempo como el principal factor detrás del empleo que no protege suficientemente contra la pobreza.

La asociación entre trabajos mal remunerados y pobreza laboral ha sido ampliamente estudiada, pero Halleröd *et al.* (2015) argumentan que estos resultados reflejan otras dimensiones de la calidad del empleo. En su análisis sobre los Estados miembros de la Unión Europea, mostraron que el empleo no ayuda a escapar de la pobreza principalmente por la temporalidad o el trabajo por cuenta propia, más que por los bajos salarios. Horemans *et al.* (2016) confirmaron que los tra-

bajadores autónomos se enfrentan a un mayor riesgo de pobreza, no solo debido a sus bajos ingresos, sino también por trabajar menos horas.

El empleo a tiempo parcial también se ha identificado como un factor crucial. Horemans *et al.* (2016) y Brülle *et al.* (2019) demostraron que incluso los empleos que pagan por encima del umbral de baja remuneración pueden implicar pobreza si se realizan a tiempo parcial. Además, las trayectorias laborales inestables, marcadas por períodos prolongados o repetidos de desempleo, aumentan el riesgo de pobreza laboral.

Estos hallazgos refuerzan la idea de que la calidad del empleo —en términos de estabilidad, duración, remuneración y condiciones laborales— es fundamental para entender por qué algunas personas permanecen en situación de pobreza a pesar de estar empleadas.

3. Dimensiones de género en la transmisión intergeneracional de la pobreza

La literatura reciente ha puesto de manifiesto, de manera creciente, que la transmisión intergeneracional de la pobreza está profundamente condicionada por el género. El género no solo incide en la forma en que la pobreza se experimenta dentro de los hogares, sino que también determina las oportunidades disponibles para superarla.

Un eje central en esta literatura es el papel de la estructura familiar y los roles de género. Investigaciones como la de Bird (2015) evidencian que los menores criados en hogares monoparentales encabezados por mujeres presentan un riesgo significativamente mayor de pobreza crónica. Estos hogares suelen enfrentarse a ingresos limitados, menor acceso al capital social y una mayor carga de responsabilidades de cuidado (1). Estas dinámicas intrafamiliares refuerzan los ciclos de privación de género, en los que las niñas se enfrentan a desventajas específicas derivadas de sesgos culturales y económicos.

La pobreza no se transmite como un “todo” fijo, sino a través de una compleja interacción de factores económicos, sociales y psicológicos. La estructura familiar, el nivel educativo de los progenitores

y la salud influyen en los resultados de los hijos, y el género mediatiza estos efectos. Las niñas, por ejemplo, pueden recibir menor inversión en educación y salud debido a preferencias familiares que favorecen a los varones, especialmente en contextos de recursos limitados. Las madres en situación de pobreza —especialmente las madres solteras— a menudo carecen del tiempo o los recursos necesarios para apoyar la educación de sus hijos, lo que puede profundizar la desventaja.

El estudio de Guio *et al.* (2021) presenta un análisis detallado de la pobreza intergeneracional en Europa y presta especial atención a la desigualdad de género. Los autores destacan cómo las mujeres suelen soportar la mayor carga de las dificultades económicas, a través de un incremento en las tareas de cuidado y un acceso reducido a los recursos. Los sacrificios basados en el género —como el abandono escolar de las niñas para colaborar en el hogar— se identifican como factores clave en la persistencia de la pobreza. El artículo también aborda cómo la discriminación y el estigma de género pueden limitar las aspiraciones y oportunidades, particularmente en el caso de las niñas.

La salud y la seguridad también presentan patrones diferenciados por género. Las niñas se ven afectadas de manera desproporcionada por la violencia de género, lo que conlleva consecuencias a largo plazo para su educación y salud mental. Los niños, por su parte, tienen mayor probabilidad de verse involucrados o expuestos al sistema de justicia penal, lo que puede obstaculizar sus perspectivas futuras. La ampliación del acceso a servicios de salud reproductiva para las mujeres se considera una estrategia relevante para mejorar los resultados tanto de madres como de hijas.

Otro factor crítico es la herencia y el acceso a activos. En muchas sociedades, las hijas son excluidas de la herencia o reciben porciones menores que los hijos, lo que limita su capacidad para acumular riqueza e invertir en sus propios descendientes. Estas prácticas perpetúan la pobreza entre las mujeres y sus familias. El acceso desigual a activos productivos, como la tierra, restringe aún más la capacidad de las mujeres para afrontar crisis económicas.

III. DATOS Y VARIABLES

1. Datos

La base de datos *European Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC) es una encuesta anual de hogares realizada en los países de la Unión Europea y el Espacio Económico Europeo. Su diseño incluye preguntas centrales sobre ingresos, condiciones de vida y pobreza, tanto a nivel individual como familiar, además de módulos ad hoc específicos para cada año.

El análisis de la transmisión intergeneracional de la pobreza (TIP) en este estudio se basa en el módulo especial de “Transmisión intergeneracional de desventajas”, incluido en las ediciones de EU-SILC de 2005, 2011, 2019 y 2023. Como señalan Curristan *et al.* (2022), los tres primeros módulos permiten observar la evolución de la TIP en momentos clave: antes, durante y después de la Gran Recesión. La nueva ola de 2023 nos permite ver el efecto pospandemia. Cada uno de los módulos recopila información retrospectiva sobre la situación económica de los encuestados durante su infancia, así como sus condiciones actuales.

La encuesta se dirige a personas de entre 25 y 59 años, y recoge datos sobre las características socioeconómicas de sus padres (educación, ocupación, nacionalidad, situación laboral) y sobre las condiciones de vida en el hogar cuando los encuestados tenían alrededor de 14 años. Esto permite cubrir un amplio rango generacional, desde individuos nacidos en la década de 1920 hasta los nacidos en los años noventa, en un contexto de grandes transformaciones económicas en Europa.

El diseño del módulo presenta ventajas importantes. Como destacan Jenkins y Siedler (2007), permite analizar el bienestar en dos generaciones, identificar factores que influyen en la transmisión de ingresos y considerar elementos del hogar de origen más allá del ingreso parental. Sin embargo, también existen limitaciones metodológicas. Las preguntas retrospectivas pueden estar afectadas por el olvido, la falta de conocimiento o la ambigüedad temporal, especialmente en los encuestados de mayor edad (Song y Mare, 2015).

Además, Curristan *et al.* (2022) señalan dos problemas específicos: primero, un alto porcentaje de valores perdidos en la variable de educación parental, aunque este se ha reducido significativamente entre 2005 y 2023; segundo, una distribución sesgada de dicha variable en 2005 y 2011, con escasa representación de padres con educación primaria o inferior, lo que limita la comparabilidad entre países.

A pesar de estas limitaciones, estudios como el de Hardt y Rutter (2004) concluyen que el recuerdo retrospectivo de experiencias adversas graves en la infancia puede ser suficientemente válido para justificar su uso en investigación. Bellani y Bia (2019) también defienden el formato de preguntas del módulo EU-SILC, considerándolo más fiable que solicitar datos retrospectivos sobre ingresos exactos. En lugar de ello, se utilizan indicadores de tensión económica como proxies del ingreso permanente, junto con información sobre la presencia y situación laboral del padre, lo que aporta un contexto adicional.

En conjunto, aunque el módulo intergeneracional de EU-SILC debe interpretarse con cautela, ofrece una base sólida para realizar análisis productivos sobre la TIP, especialmente cuando se enfoca en países específicos y variables concretas.

En este estudio, nos vamos a centrar en el caso de España. Tras seleccionar individuos que están trabajando con edades entre 35 y 60 años, realizamos nuestro análisis principal sobre una muestra de 22.341 individuos, distribuidos por año, el 21,4 por 100 de las observaciones corresponde a 2005, el 19,1 por 100 a 2011, 22,6 por 100 a 2019 y 36,9 por 100 a 2023.

2. Variables

Privación económica parental

Utilizamos información relacionada con las dificultades financieras en el hogar cuando el individuo tenía alrededor de 14 años para evaluar la percepción del encuestado sobre la situación financiera del hogar en el que vivía a esa edad. En 2005, esta pregunta apareció como *Problemas*

financieros en el hogar durante la adolescencia temprana. Las posibles respuestas eran: La “Mayor parte del tiempo”, “Frecuentemente”, “Ocasionalmente”, “Raramente” o “Nunca”. La redacción de la pregunta sufrió una ligera modificación en las siguientes ediciones del módulo: *¿Cómo calificaría la situación financiera de su hogar cuando tenía alrededor de 14 años?* Las respuestas posibles eran: “Muy mala”, “Mala”, “Moderadamente mala”, “Moderadamente buena”, “Buena” o “Muy buena”.

Teniendo en cuenta esta diferencia, y para obtener una medida equivalente para todos los años, construimos una variable dicotómica (*Dif_fin*) que toma el valor 1 si el hogar del individuo tenía una situación financiera difícil durante su infancia y 0 en caso contrario (2). De este modo, nuestra variable (*Dif_fin*) captura una medida equivalente de dificultades financieras para todas las olas de la encuesta.

En nuestra muestra, encontramos que, en general, el 22,4 por 100 de los individuos reportan haber sufrido dificultades financieras durante la infancia (3). Esta incidencia muestra una tendencia decreciente a lo largo del tiempo: fue del 22,6 por 100 en 2005, aumentó al 28,4 por 100 en 2011, descendió al 20,2 por 100 en 2019 para permanecer casi igual en 2023 con un 20,6 por 100.

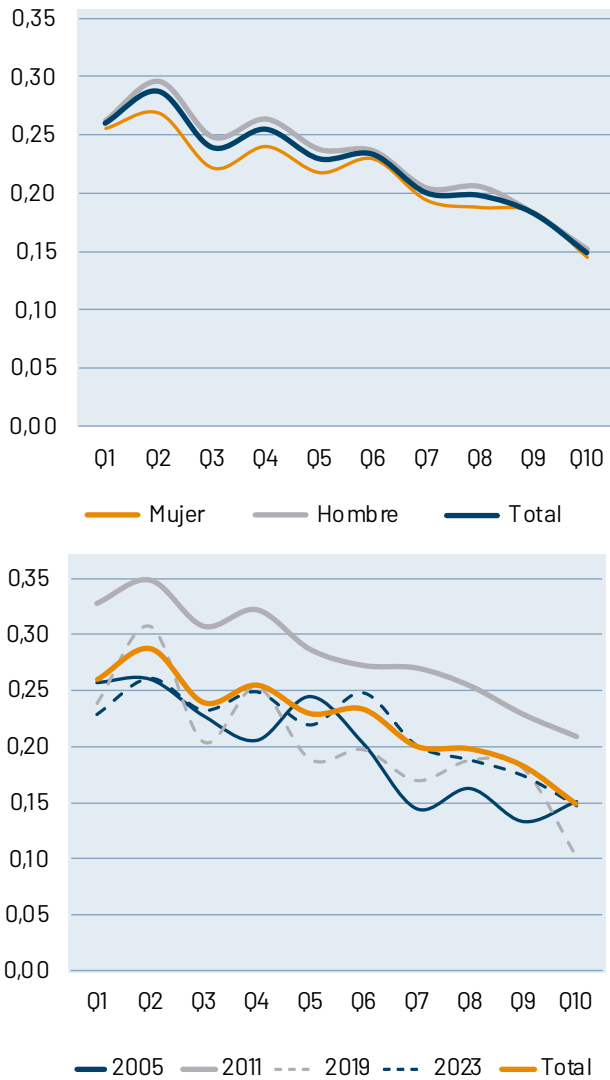
Privación económica parental y situación actual

En términos de situación actual vamos a considerar dos medidas: el nivel de renta y el riesgo de pobreza. La definición de pobreza que vamos a usar es la estándar en la literatura. Se considera que un individuo/hogar es pobre si su renta no supera el 60 por 100 de la mediana de la renta total.

En términos de nivel de renta, encontramos que el vínculo intergeneracional en la pobreza no es una relación uno a uno. En el gráfico 1, mostramos la relación entre renta actual y las dificultades económicas previas en el hogar cuando los individuos tenían 14 años.

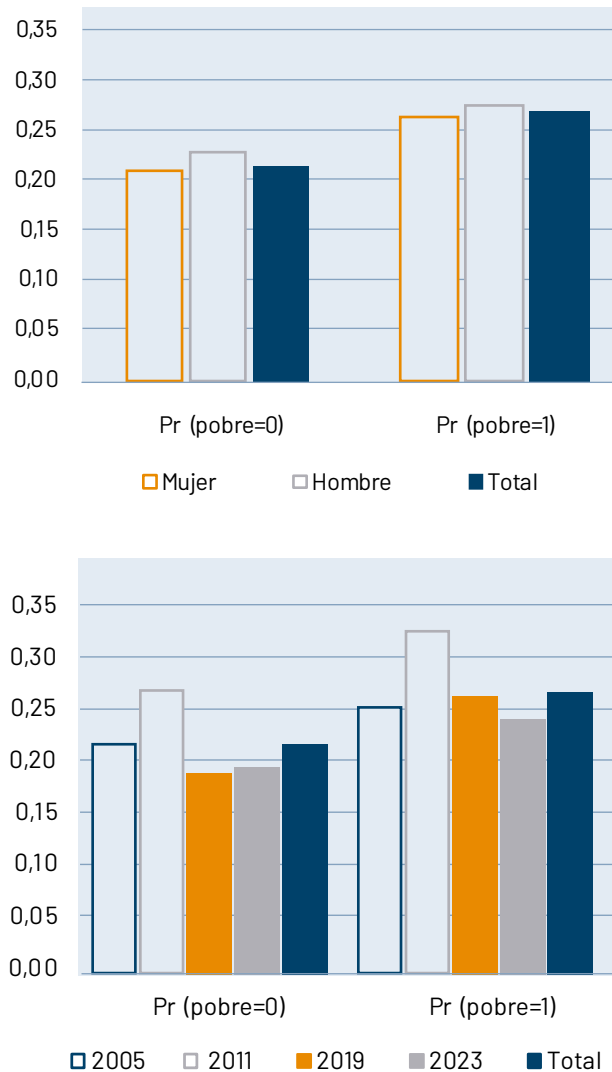
Lo que se observa tanto para hombres como para mujeres en estos gráficos es que la incidencia de las dificultades financieras de los padres durante la adolescencia no es nula a lo largo de

GRÁFICO 1
PRIVACIÓN ECONÓMICA PARENTAL Y RENTA ACTUAL



Fuente: Elaboración propia usando EU-SILC.

GRÁFICO 2
PRIVACIÓN ECONÓMICA PARENTAL Y RIESGO DE POBREZA



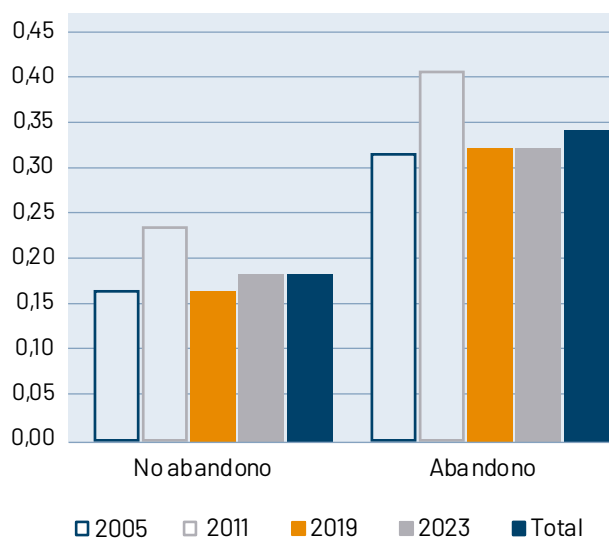
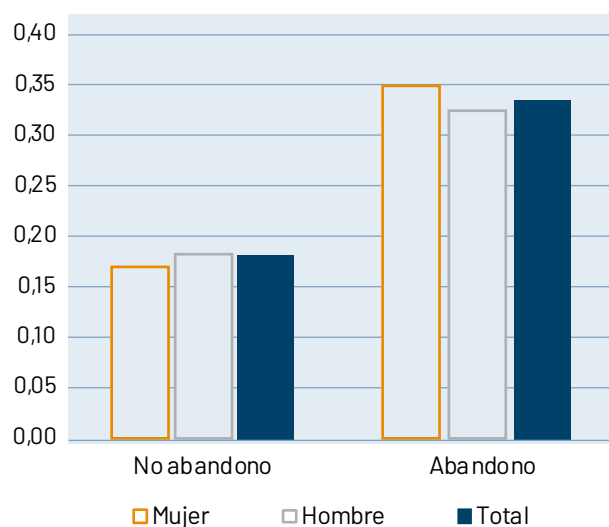
Fuente: Elaboración propia usando EU-SILC.

la distribución de la renta. Entre los deciles de la renta más bajos, la incidencia ronda el 30 por 100, mientras que en los más altos está alrededor del 15 por 100. Por tanto, existen factores que han permitido escapar de la pobreza, y estos son los que vamos a tratar de identificar. Si vemos por año, la evolución es similar, con niveles más altos de la incidencia de las dificultades financieras de los padres en 2011.

Si utilizamos la medida de riesgo de pobreza, encontramos que, entre los pobres, el 26,9 por 100 sufrió dificultades financieras en la adolescencia, frente al 21,8 por 100 entre los no pobres. Esta situación es similar entre hombres y mujeres. Por año de observación se aprecia que la incidencia de las dificultades financieras de los padres es siempre mayor entre los pobres, con un mayor porcentaje en 2011, en línea con los resultados anteriores.

GRÁFICO 3

DIFICULTADES FINANCIERAS POR NIVEL EDUCATIVO



Fuente: Elaboración propia usando EU-SILC.

Abandono escolar y calidad del trabajo

Para analizar el papel de la educación, incluimos el abandono escolar en secundaria. Se define como “abandono escolar temprano” a los individuos de entre 18 y 24 años que han completado como máximo la educación secundaria inferior y que no estaban en formación ni educación adicional durante las cuatro semanas previas a la encuesta.

Nuestro enfoque en el abandono escolar como medida educativa se justifica por ser uno de los problemas más relevantes de los sistemas educativos, cuyas consecuencias adversas en el mercado laboral, condiciones de salud, costes y exclusión social han sido ampliamente demostradas (Felgueroso *et al.*, 2014). En esta línea, Fiel (2020) mostró que la movilidad intergeneracional de recursos económicos es menor entre los que abandonan la secundaria que entre otros grupos, mientras que no existen diferencias significativas en la movilidad entre niveles superiores de educación. En nuestra muestra, encontramos que alrededor del 33 por 100 de los individuos que abandonaron la educación reportan haber experimentado dificultades financieras de sus padres cuando eran adolescentes. Entre los que continuaron en el sistema educativo, ese porcentaje se redujo al 17 por 100. Por años, vemos también cifras similares, siendo algo mayor en 2011.

En términos de la calidad del trabajo, la literatura ha explorado cómo distintos tipos de empleo —como el trabajo a tiempo completo, parcial o autónomo— se relacionan con la fragilidad financiera, y también ha analizado factores como el sector de actividad, el número de trabajadores en el hogar o la presencia de miembros desempleados (gráfico 3).

En este contexto, se propone una aproximación multidimensional a la calidad del empleo, basada en cuatro criterios principales (Barreto *et al.*, 2024): ingresos laborales por encima del umbral de pobreza, acceso a beneficios sociales (como seguro médico o jubilación), estabilidad contractual (empleo permanente o con duración suficiente) y satisfacción laboral (inferida por la ausencia de un segundo empleo o por indicadores directos de satisfacción). Esta propuesta se fundamenta en estudios que han documentado cómo la necesidad de tener más de un empleo suele estar asociada con bajos niveles de satisfacción, inseguridad, condiciones laborales precarias y efectos negativos en la salud mental (Bruns y Pilkauskas, 2019; Klinger y Weber, 2020; Pouliakas y Conen, 2023).

Utilizaremos un índice ampliamente empleado en la literatura, el Hauser and Warren Socioeconomic Index (HWSEI). Este índice es una variable construida que asigna un puntaje de estatus socioeconómico a cada

ocupación, a partir de una versión modificada del esquema de clasificación ocupacional de 1990, recogida en la variable OCC1990. La medida se fundamenta en dos componentes principales: los ingresos y el nivel educativo promedio de los trabajadores en cada categoría ocupacional. El HWSEI fue desarrollado por Hauser y Warren mediante un modelo estadístico basado en datos de la *Encuesta social general* de 1989 y el censo de 1990. En este modelo, los autores estimaron la relación entre el prestigio ocupacional (calculado como el *logit* transformado del porcentaje de valoraciones de cinco o más en una escala de nueve puntos) y dos variables explicativas: la educación ocupacional (*logit* del porcentaje de ocupantes con al menos un año de estudios universitarios) y los ingresos ocupacionales (*logit* del porcentaje de ocupantes que percibían 14,30 dólares por hora o más en 1989). El modelo permitió asignar puntuaciones socioeconómicas a todas las ocupaciones codificadas según el esquema de 1990. Para asegurar la comparabilidad temporal, la versión de HWSEI utilizada en IPUMS se basa en una versión modificada de dicha clasificación, en la que algunas categorías fueron agregadas; en estos casos, la puntuación del índice se calcula como el promedio ponderado de las categorías originales.

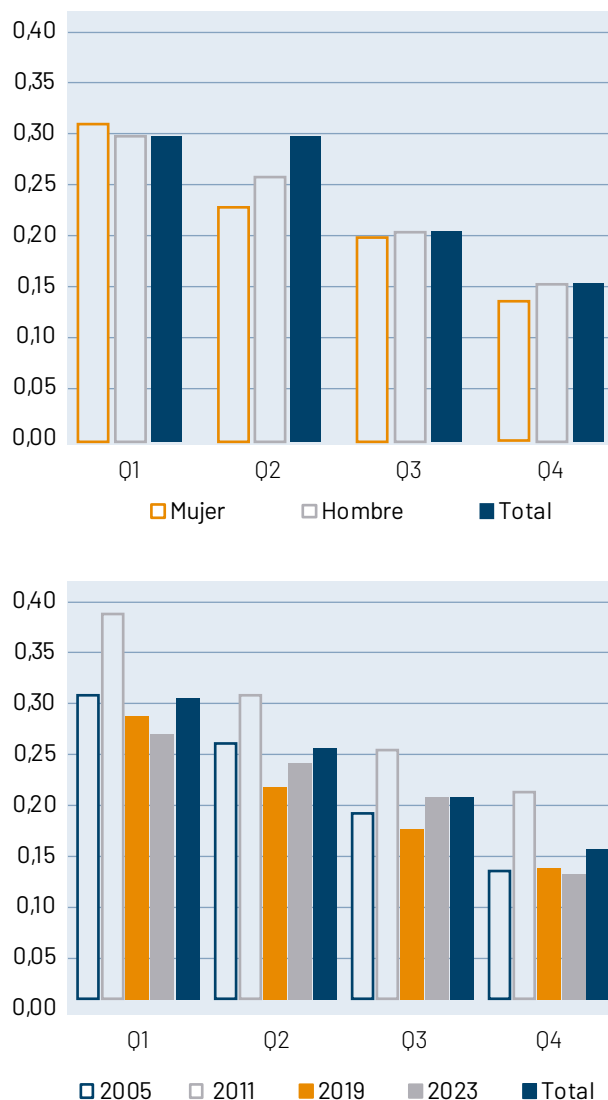
Si distribuimos la calidad del trabajo en cuartiles, observamos en el gráfico 4 que, aunque es cierto que el porcentaje que reporta dificultades financieras de los padres durante la adolescencia es mayor cuanto menor es la calidad del trabajo, no desaparece para los trabajos de mayor calidad. Así, en el cuartil más alto, alrededor de un 15 por 100 reporta estas dificultades. Esta pauta es homogénea por género.

Si observamos por año, la tendencia también es decreciente, pero la incidencia no es menor del 10-12 por 100 entre los que tienen un trabajo de calidad alta (cuartil 4).

IV. ESTRATEGIA EMPÍRICA

Nuestra estrategia empírica aprovecha la amplia gama de variables observadas incluidas en el módulo especial de EU-SILC, *Transmisión Intergeneracional de Desventajas*, que proporciona información detallada sobre las características pa-

GRÁFICO 4
DIFICULTADES FINANCIERAS POR CALIDAD DEL TRABAJO



Fuente: Elaboración propia usando EU-SILC.

rentales cuando los individuos tenían 14 años. Esto nos permite diferenciar la privación material en dos momentos distintos: la situación actual al momento de la entrevista y la situación en el hogar parental cuando el individuo tenía alrededor de 14 años.

Sea D_{i0} una variable que indica si un individuo creció en un hogar con dificultades financieras,

donde $D_{i0}=1$ representa a quienes sí las experimentaron y $D_{i0}=0$ a quienes no. La asignación a estos dos grupos no es aleatoria (4). Por tanto, la asignación no aleatoria requiere una suposición clave relacionada con la selección sobre observables, que postula que la asignación al grupo no está condicionada al conjunto de características observables previas al tratamiento. Dentro de cada celda definida por el conjunto de características (X_i), se asume que la asignación al tratamiento es aleatoria, permitiendo que el grupo que no experimentó dificultades durante la infancia sirva como estimación del resultado contrafactual del grupo que sí las experimentó como si no lo hubiera hecho. Para cumplir esta condición, se implementa un procedimiento de emparejamiento (*matching*), que permite construir dos grupos estadísticamente similares: uno que no experimentó dificultades financieras durante la infancia y otro que sí lo hizo. Así, se puede interpretar la diferencia en resultados más allá de una mera correlación.

Para estimar el efecto indirecto y el efecto directo medio, primero estimamos un modelo *probit* para la variable mediadora, que es binaria (abandono escolar en secundaria).

$$Prob(Educ_i=1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 D_{i0} + \alpha_2 X_i + \varepsilon_{i0}),$$

donde X_i es un vector de características de los padres. En segundo lugar, estimamos el índice de calidad del empleo, que es una variable continua:

$$JQ_i = \beta_0 + \beta_1 Educ_i + \beta_2 D_{i0} + \beta_3 Z_i + \varepsilon_{i1},$$

donde Z_i es un vector de características actuales de los individuos. Finalmente, estimamos la variable de resultado (renta actual, Inc_{i1}), que es continua en su intensidad, utilizando un modelo de regresión lineal.

$$Inc_{i1} = \gamma_0 + \gamma_1 Educ_i + \gamma_2 D_{i0} + \gamma_3 JQ_i + \varepsilon_{i2}.$$

Incluimos interacciones entre las dificultades financieras de los padres y la educación y la calidad del trabajo, ya que asumir ausencia de interacción suele ser poco realista. Tal interacción puede surgir, por ejemplo, si el efecto del nivel educativo sobre la renta depende de si el individuo creció o no en situación de pobreza.

Tal como se especificó anteriormente, los coeficientes en estos modelos se estiman mediante métodos de regresión ponderados, donde los pesos corresponden a la frecuencia con la que se utiliza cada unidad de control en el procedimiento de emparejamiento por puntuación de propensión (*propensity score matching*) con vecinos más cercanos, aplicado a las dificultades financieras parentales.

En particular, vamos a estimar un *CMP* (*conditional mixed process*) que permite modelar sistemas de ecuaciones en los que las variables dependientes pueden seguir distintas distribuciones, como la continua, la binaria, la ordinal o la de conteo (Roodman, 2011). Esta metodología es especialmente útil en contextos donde se desea estimar simultáneamente múltiples ecuaciones con diferentes tipos de variables dependientes, permitiendo, además, la existencia de correlación entre los términos de error de dichas ecuaciones. *CMP* se basa en la estimación por máxima verosimilitud, lo que garantiza eficiencia estadística bajo condiciones estándar, y permite incorporar restricciones de identificación y especificaciones estructurales complejas. Su flexibilidad lo convierte en una herramienta adecuada para abordar problemas de endogeneidad, selección muestral o simultaneidad en modelos multivariados, y mantiene la coherencia entre las distintas partes del sistema estimado.

V. RESULTADOS

En el cuadro n.º 1 se presentan los principales efectos estimados a partir de las ecuaciones analizadas, los cuales son complementados por los gráficos 5 y 6. Los resultados muestran que, en términos de renta actual, las dificultades financieras de los padres durante la adolescencia no tienen un efecto directo significativo (*Dif_fin* [ED]) ni para hombres ni para mujeres. A primera vista, esto podría interpretarse como una ausencia de transmisión intergeneracional de la renta. Sin embargo, al considerar los efectos indirectos —es decir, aquellos que operan a través de la educación y la calidad del empleo actual— sí se observa una transmisión clara (*Dif_fin* [EI]). Entre los dos canales de transmisión, el abandono escolar tiene un peso mayor que la calidad del empleo, lo que sugiere que las dificultades económicas familiares afectan

CUADRO N.º 1

PRINCIPALES RESULTADOS DE ESTIMACIÓN

	RENDA ACTUAL		POBREZA	
	MUJER	HOMBRE	MUJER	HOMBRE
<i>Dif_fin</i> (ED)	-0,004 [0,021]	-0,020 [0,016]	0,002 [0,010]	0,007 [0,007]
<i>Dif_fin</i> (EI, abandono)	-0,028*** [0,006]	-0,034*** [0,004]	0,010*** [0,002]	0,011*** [0,002]
<i>Dif_fin</i> (EI, calidad)	-0,011* [0,005]	-0,012*** [0,003]	0,003* [0,001]	0,002*** [0,001]
<i>Dif_fin</i> (EI)	-0,040*** [0,007]	-0,047*** [0,005]	0,012*** [0,003]	0,013*** [0,002]
<i>Dif_fin</i> (ET)	-0,043+ [0,022]	-0,067*** [0,017]	0,014 [0,011]	0,020** [0,008]
Abandono (ED)	-0,232*** [0,026]	-0,287*** [0,017]	0,079*** [0,015]	0,092*** [0,009]
Abandono (EI, calidad)	-0,171*** [0,012]	-0,113*** [0,007]	0,041*** [0,005]	0,019*** [0,003]
Abandono (ET)	-0,403*** [0,023]	-0,400*** [0,016]	0,121*** [0,013]	0,111*** [0,008]
Calidad (ET)	1,290*** [0,084]	1,211*** [0,064]	-0,312*** [0,038]	-0,199*** [0,029]
Efecto neto	0,844*** [0,096]	0,744*** [0,068]	-0,178*** [0,043]	-0,068* [0,032]
Observations	6.188	12.228	6.188	12.228

más intensamente a la trayectoria educativa que a la inserción laboral posterior. Además, el efecto total de estas dificultades es mayor en los hombres que en las mujeres, aunque en términos relativos, el efecto indirecto representa un porcentaje más alto en las mujeres (90,7 por 100) que en los hombres (68,7 por 100).

En cuanto al abandono escolar como variable explicativa, su efecto total sobre la renta es similar entre hombres y mujeres. No obstante, el efecto indirecto a través de la calidad del empleo es más relevante en las mujeres (42,4 por 100) que en los hombres (28,3 por 100).

Por otro lado, el efecto total de la calidad del empleo (Calidad [ET]) –que es completamente directo–

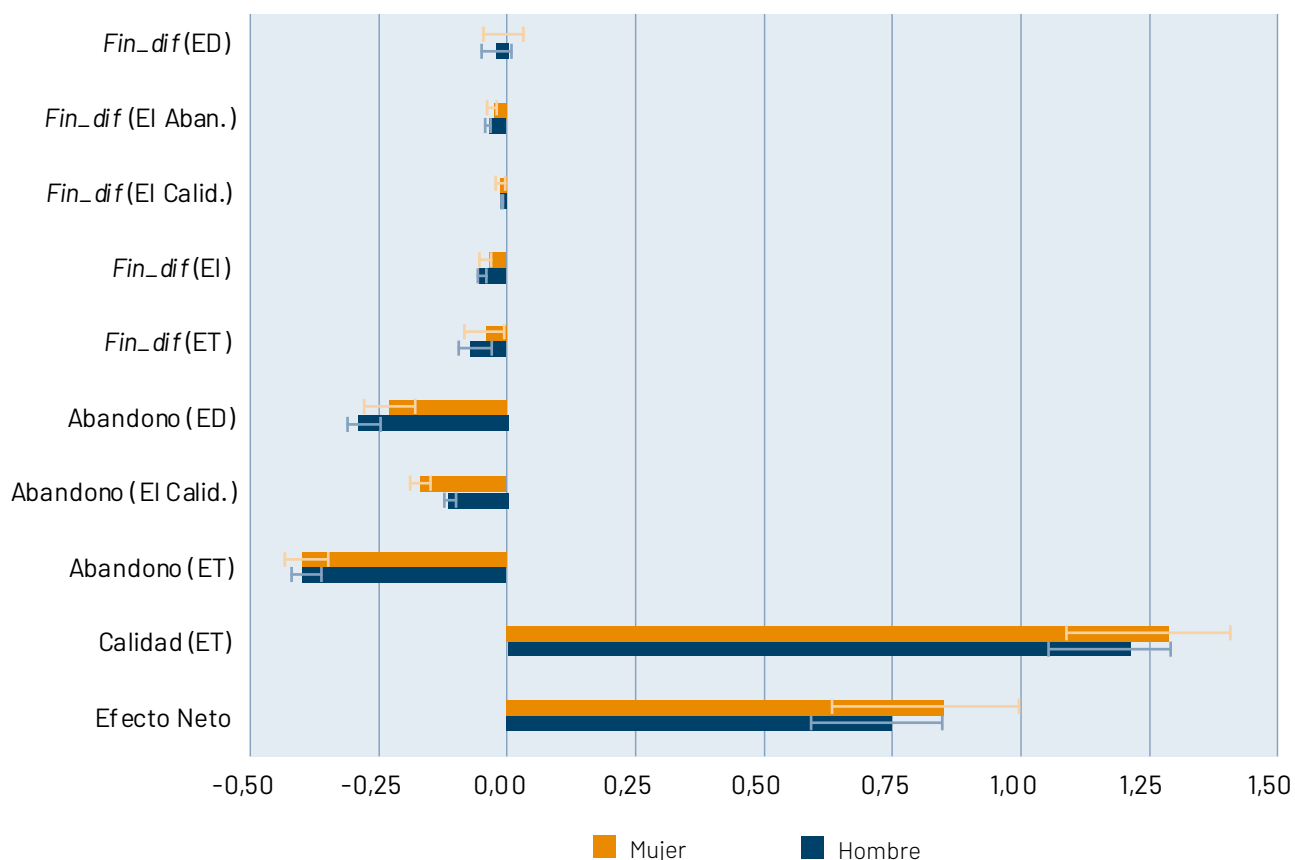
es el más alto en magnitud y no presenta diferencias significativas por género.

Finalmente, al analizar el efecto neto de todos los mecanismos, se observa que, en las mujeres, el impacto negativo de las dificultades financieras y del abandono escolar no logra compensar el efecto positivo de la calidad del empleo, lo que se traduce en un efecto neto más favorable para ellas que para los hombres.

Cuando se considera el riesgo de pobreza como variable de resultado, los patrones de transmisión intergeneracional presentan algunas diferencias relevantes respecto a los observados en la renta

GRÁFICO 5

EFECTO DE DIFICULTADES FINANCIERAS, ABANDONO ESCOLAR Y CALIDAD DEL TRABAJO EN LA RENTA



Fuente: Elaboración propia usando EU-SILC.

actual. En este caso, el mecanismo intergeneracional no resulta significativo para las mujeres, lo que sugiere que las dificultades financieras vividas en la adolescencia no se traducen directamente en una mayor probabilidad de pobreza en la adultez para ellas. Sin embargo, al igual que en el análisis anterior, el efecto indirecto —especialmente a través del abandono escolar— sigue siendo el principal canal de transmisión.

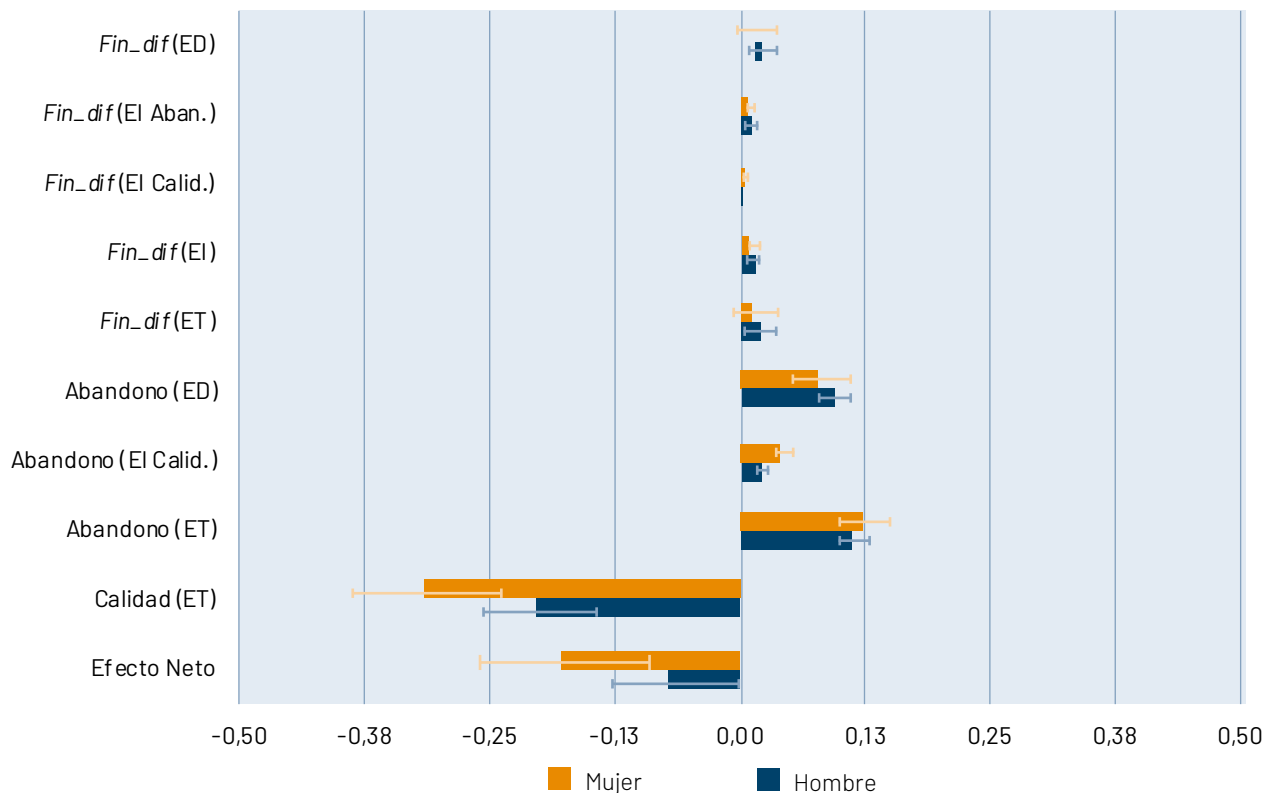
El abandono escolar mantiene un efecto similar entre hombres y mujeres, aunque en este contexto el efecto indirecto es menor que el efecto directo, lo que indica que el impacto del abandono sobre el riesgo de pobreza se manifiesta más directamente que a través de otros factores intermedios.

En cuanto a la calidad del empleo, se observa que afecta a ambos géneros, pero con mayor intensidad en las mujeres. Este hallazgo es especialmente relevante, ya que sugiere que las mujeres presentan una mayor vulnerabilidad en el mercado laboral, lo que se traduce en un mayor riesgo de pobreza cuando la calidad del empleo es baja.

Finalmente, el efecto neto sobre el riesgo de pobreza es más del doble en las mujeres que en los hombres, lo que evidencia una desigualdad estructural que se amplifica a lo largo del ciclo de vida. Esta diferencia no solo refleja la acumulación de desventajas, sino también la necesidad de políticas públicas con enfoque de género.

GRÁFICO 6

EFFECTO DE DIFICULTADES FINANCIERAS, ABANDONO ESCOLAR Y CALIDAD DEL TRABAJO EN EL RIESGO DE POBREZA



Fuente: Elaboración propia usando EU-SILC.

Por tanto, experimentar pobreza en la infancia conduce a un menor nivel educativo, lo cual solo explica parcialmente los efectos observados. El impacto de la educación muestra una heterogeneidad significativa según el estatus de pobreza en ambos resultados. Sin embargo, la educación no desempeña un papel tan relevante en la privación material como lo hace en los ingresos (véase Bellani y Bia, 2019). En consecuencia, una parte sustancial del mecanismo de transmisión permanece sin explicar.

Las posibles explicaciones de estos resultados se basan, como señalan Becker y Tomes (1986), en la idea de que la transmisión intergeneracional del estatus depende del efecto combinado de la inversión en educación y los retornos asociados a dicha inver-

sión. En este sentido, el grado de financiación pública de la educación y su recompensa en el mercado laboral también desempeñan un papel relevante.

VI. CONCLUSIONES

El estudio revela que las dificultades financieras durante la adolescencia no tienen un efecto directo significativo sobre la renta adulta, pero sí generan impactos indirectos a través de la educación y la calidad del empleo. El abandono escolar destaca como el canal más influyente, afectando más la trayectoria educativa que la inserción laboral. Aunque el efecto total es mayor en hombres, las mujeres presentan una mayor proporción de impacto indirecto, lo que indica una mayor exposición a los factores mediadores.

Respecto al riesgo de pobreza, los mecanismos de transmisión intergeneracional varían. En las mujeres, el efecto directo no es significativo, pero el abandono escolar sigue siendo el principal canal indirecto. La calidad del empleo influye en ambos géneros, aunque con mayor intensidad en las mujeres, lo que evidencia una mayor vulnerabilidad estructural en el mercado laboral femenino.

El efecto neto sobre el riesgo de pobreza es más del doble en mujeres que en hombres, lo que refleja una acumulación de desventajas y la necesidad de políticas públicas con enfoque de género. Aunque la educación tiene un papel relevante, su impacto es limitado en la privación material, lo que sugiere que existen otros mecanismos aún no explicados que perpetúan la pobreza.

En conclusión, tanto la educación como la calidad del empleo constituyen factores mediadores fundamentales en la transmisión intergeneracional de la pobreza. Si bien el acceso a la educación puede mitigar parcialmente los efectos de las dificultades económicas parentales, su capacidad para romper el ciclo de privación material es limitada si no se acompaña de oportunidades laborales dignas. En consecuencia, las políticas públicas deben ir más allá de la mera creación de empleo y centrarse en mejorar su calidad, garantizando, al mismo tiempo, sistemas educativos equitativos y eficaces. La combinación de ambos elementos —educación y empleo de calidad— resulta esencial para reducir las desigualdades estructurales y promover la movilidad social.

Además, existe un amplio consenso en la literatura sobre la necesidad de incorporar un enfoque de género en las intervenciones públicas. Las mujeres, especialmente aquellas en situación de pobreza, se enfrentan a barreras específicas que requieren respuestas diferenciadas. Entre las medidas más destacadas se encuentran las transferencias monetarias dirigidas a hogares encabezados por mujeres, subsidios educativos para niñas, reformas legales que garanticen la igualdad de derechos sucesorios y programas de crianza que promuevan la equidad de género. Asimismo, la mejora en la desagregación de datos por sexo es crucial para diseñar políticas más eficaces y sensibles a las trayectorias diferenciadas de hombres y mujeres en el acceso a la educación y al empleo.

En síntesis, abordar la transmisión intergeneracional de la pobreza exige un enfoque multidimensional e interseccional. Las políticas públicas deben combinar estrategias de prevención del abandono escolar, apoyo a familias con dificultades financieras, mejora de la calidad del empleo juvenil y femenino, y protección social con perspectiva de género. Además, es necesario implementar mecanismos de monitoreo y evaluación que consideren los efectos a largo plazo de las condiciones vividas en la infancia y adolescencia. Solo mediante políticas inclusivas, integradas y focalizadas será posible romper el ciclo de pobreza heredada y garantizar un futuro con mayores oportunidades para las generaciones venideras.

NOTAS

- (1) En contextos de poligamia, las mujeres suelen recibir menos recursos, lo que repercute negativamente en sus hijos, especialmente en las hijas, quienes presentan una mayor probabilidad de abandonar la escuela o de recibir atención sanitaria insuficiente.
- (2) Para todos los años, el valor 1 corresponde con (“Muy mala”, “Mala o moderadamente mala”) y para 2005, con (“La mayor parte del tiempo”, “Frecuente u ocasionalmente”) y 0 en caso contrario.
- (3) Los principales descriptivos de todas las variables utilizadas en nuestro análisis son presentados en los cuadros A1 y A2 del Anexo.
- (4) Como señalan Bellani y Bia (2019), diseñar un experimento aleatorizado sobre nuestra población de interés (niños pobres) no es factible por razones éticas.

BIBLIOGRAFÍA

- Avram, S., y Cantó, O. (2017). *Situación laboral y origen familiar en Europa durante la crisis: No somos todos iguales*. Observatorio Social de “la Caixa”.

- Ayala, L., Jurado, A., y Pérez-Mayo, J. (2021).** Multidimensional deprivation in heterogeneous rural areas: Spain after the economic crisis. *Regional Studies*, 55(5), 883–893.
- Ayllón, S., Brugarolas, P., y Lado, S. (2022).** *Transmisión intergeneracional de la pobreza y la desigualdad de oportunidades en España*. Ministerio de Derechos Sociales y Agenda 2030.
- Barreto, K., Winkler, H., Díaz Bonilla, C., y Sánchez, D. (2024).** *The quality of jobs in Latin America and the Caribbean*. World Bank.
- Bavaro, M., Carranza, R., y Nolan, B. (2023).** Intergenerational poverty persistence in Europe: Is there a 'Great Gatsby Curve' for poverty? *INET Oxford Working Paper*, n.º 2023-22.
- Becker, G., y Tomes, N. (1986).** Human capital and the rise and fall of families. *Journal of Labor Economics*, 2(3), 1–47.
- Bellani, L., y Bia, M. (2019).** The long-run effect of childhood poverty and the mediating role of education. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 182(4), 1411–1434.
- Bird, K. (2015).** How is poverty transmitted intergenerationally and what might be done to stop it in its tracks? Paper presented at the Chronic Poverty Research Centre's international conference: *Ten Years of 'War Against Poverty': What have we learned since 2000 and what should we do 2010–2020?* Chronic Poverty Research Centre.
- Black, S., y Devereux, P. (2011).** Older and wiser? Birth order and IQ of young men. *CESifo Economic Studies*, 57(1), 103–120.
- Bowles, S., y Gintis, H. (2002).** The inheritance of inequality. *Journal of Economic Perspectives*, 16(3), 3–30.
- Brülle, J., Gangl, M., Levanon, A., y Saburov, E. (2019).** Changing labour market risks in the service economy: Low wages, part-time employment and the trend in working poverty risks in Germany. *Journal of European Social Policy*, 29(1), 115–129.
- Bruns, A., y Pilkauskas, N. (2019).** Multiple job holding and mental health among low-income mothers. *Women's Health Issues*, 29(3), 205–212.
- Cooper, K., y Stewart, K. (2021).** Does household income affect children's outcomes? A systematic review of the evidence. *Child Indicators Research*, 14, 981–1005.
- Cueto, B., Rodríguez, V., Suárez, P., Davia, M., Legazpe Moraleja, N., y Flores Martos, R. (2019).** *Transmisión intergeneracional de pobreza*. Fundación FOESSA.
- Curristan, S., Maître, B., y Russell, H. (2022).** *Intergenerational poverty in Ireland* (ESRI Research Series n.º 150). Economic and Social Research Institute.
- Davia, M. A., y Legazpe, N. (2017).** Understanding intergenerational transmission of deprivation in Spain: Education and marital sorting. *Research in Social Stratification and Mobility*, 52, 1–14.
- Duncan, G. J., y Magnuson, K. A. (2003).** Off with Hollignshedad: Socioeconomic resources, parenting, and child development. En *Socioeconomic status, parenting and child development* (cap. 3). Psychology Press.
- Esping-Andersen, G., y Wagner, S. (2012).** Asymmetries in the opportunity structure: Intergenerational mobility trends in Europe. *Research in Social Stratification and Mobility*, 30(4), 473–487.
- Felgueroso, F., Gutiérrez-Domènech, M., y Jiménez-Martín, S. (2014).** Dropout trends and educational reforms: The role of the LOGSE in Spain. *IZA Journal of Labor Policy*, 3(9), 1–24.
- Fiel, J. E. (2020).** Great equalizer or great selector? Reconsidering education as a moderator of intergenerational transmissions. *Sociology of Education*, 93(4), 353–371.
- Guio, A.-C., Frazer, H., y Marlier, E. (2021).** *Study on the economic implementing framework of a possible EU Child Guarantee scheme including its financial foundation: Second phase of the Feasibility Study for a Child Guarantee (FSCG2): Final Report*. Publications Office of the European Union.
- Halleröd, B., Ekbrand, H., y Bengtsson, M. (2015).** In-work poverty and labour market trajectories: Poverty risks among the working population in 22 European countries. *Journal of European Social Policy*, 25(5), 473–488.
- Hardt, J., y Rutter, M. (2004).** Validity of adult retrospective reports of adverse childhood experiences: Review of the evidence. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 45(2), 260–273.
- Hofmarcher, T. (2021).** The effect of education on poverty: A European perspective. *Economics of Education Review*, 83, 102126.
- Horemans, J., Marx, I., y Nolan, B. (2016).** The part-time poverty gap across Europe: How institutions affect the way part-time and full-time workers avoid poverty differently.

CSB Working Paper, n.º 16/03. Herman Deleeck Centre for Social Policy, University of Antwerp.

International Labour Organization. (2006). *Implementing the global employment agenda: Employment strategies in support of decent work*. Geneva: International Labour Organization.

Jenkins, S. P., y Siedler, T. (2007). The intergenerational transmission of poverty in industrialized countries. *DIW Discussion Papers*, n.º 693. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin.

Klinger, S., y Weber, E. (2020). Secondary job holding in Germany. *Applied Economics*, 52(30), 3238–3256.

Pouliakas, K., y Conen, W. (2023). Multiple job-holding: Career pathway or dire straits? *IZA World of Labor*, 356(v2).

Raitano, M., y Vona, F. (2015). Direct and indirect influences of parental background on children's earnings: A comparison across countries and genders. *The Manchester School*, 83(4), 423–450.

Song, X., y Mare, R. D. (2015). Prospective versus retrospective approaches to the study of intergenerational social mobility. *Sociological Methods & Research*, 44(4), 555–584.

Vaalavuo, M., y Sirniö, O. (2022). Jobs against poverty: A fixed-effects analysis on the link between gaining employment and exiting poverty in Europe. *European Societies*, 24(4), 431–462.

ANEXO

 CUADRO N.º A1.1
 PRINCIPALES DESCRIPTIVOS

	NIVEL DE RENTA ACTUAL (DECILES)										Total
	01	02	03	04	05	06	07	08	09	010	
Género											
Mujer	25,5	26,8	22,1	24,0	21,7	22,9	19,4	18,8	18,4	14,5	21
Hombre	26,2	29,6	24,8	26,3	23,7	23,6	20,4	20,5	18,2	15,1	23
Año											
2005	25,7	26,0	22,8	20,6	24,5	20,3	14,4	16,3	13,3	15,1	22,5
2011	32,8	34,8	30,7	32,2	28,7	27,2	27,0	25,4	22,9	20,9	28,3
2019	23,8	30,7	20,4	25,3	18,8	19,7	16,9	18,8	18,0	10,1	20,2
2023	22,9	26,1	23,3	24,9	21,9	24,8	20,1	18,8	17,4	14,8	20,5
Total	26,0	28,8	23,9	25,5	23,0	23,4	20,0	19,8	18,3	14,9	22,4

 CUADRO N.º A1.2
 PRINCIPALES DESCRIPTIVOS

	MUJERES				HOMBRES			
	MEDIA	DESV. ESTÁNDAR	MIN.	MÁX.	MEDIA	DESV. ESTÁNDAR	MIN.	MÁX.
Características de los padres								
Dif_Fin	0,219	0,414	0	1	0,233	0,423	0	1
Ambos padres	0,957	0,202	0	1	0,966	0,182	0	1
Propietarios	0,839	0,368	0	1	0,870	0,336	0	1
Educación								
P_pri+M_pri	0,730	0,444	0	1	0,797	0,402	0	1
P_pri+M_sec	0,026	0,158	0	1	0,017	0,128	0	1
P_pri+M_ter	0,011	0,104	0	1	0,009	0,092	0	1
P_sec+M_pri	0,055	0,228	0	1	0,042	0,201	0	1
P_sec+M_sec	0,016	0,127	0	1	0,013	0,111	0	1
P_sec+M_ter	0,009	0,096	0	1	0,005	0,070	0	1
P_ter+M_pri	0,053	0,225	0	1	0,041	0,198	0	1
P_ter+M_sec	0,026	0,160	0	1	0,021	0,144	0	1
P_ter+M_ter	0,031	0,174	0	1	0,022	0,145	0	1
P_pri	0,002	0,049	0	1	0,003	0,056	0	1
P_sec	0,001	0,023	0	1			0	1
P_ter	0,008	0,089	0	1	0,007	0,084	0	1
M_pri	0,011	0,105	0	1	0,008	0,087	0	1
M_sec	0,001	0,028	0	1	0,001	0,029	0	1
M_ter	0,020	0,139	0	1	0,016	0,124	0	1

CUADRO N^o A1.2 (continuación)
PRINCIPALES DESCRIPTIVOS

	MUJERES				HOMBRES			
	MEDIA	DESV. ESTÁNDAR	MIN.	MÁX.	MEDIA	DESV. ESTÁNDAR	MIN.	MÁX.
Estatus laboral								
P_no+M_no	0,035	0,185	0	1	0,019	0,138	0	1
P_no+M_ca	0,006	0,078	0	1	0,003	0,052	0	1
P_no+M_cb	0,003	0,051	0	1	0,002	0,042	0	1
P_ca+M_no	0,410	0,492	0	1	0,497	0,500	0	1
P_cb+M_no	0,239	0,427	0	1	0,230	0,421	0	1
P_ca+M_ca	0,110	0,312	0	1	0,101	0,301	0	1
P_ca+M_cb	0,041	0,199	0	1	0,036	0,185	0	1
P_cb+M_ca	0,021	0,143	0	1	0,013	0,115	0	1
P_cb+M_cb	0,092	0,290	0	1	0,065	0,247	0	1
P_no			0	1	0,001	0,023	0	1
P_ca	0,006	0,074	0	1	0,006	0,079	0	1
P_cb	0,005	0,072	0	1	0,003	0,059	0	1
M_no	0,006	0,076	0	1	0,003	0,058	0	1
M_ca	0,015	0,120	0	1	0,012	0,111	0	1
M_CB	0,011	0,106	0	1	0,008	0,091	0	1
Características individuales								
Renta hogar (log)	9,665	0,691	0	11,76	9,578	0,752	0	12,390
Menores de 40	0,210	0,408	0	1	0,191	0,393	0	1
Edad	0,214	0,410			0,217	0,412		
41-45	0,220	0,414	0	1	0,224	0,417	0	1
46-50	0,219	0,414	0	1	0,208	0,406	0	1
51-55	0,137	0,344	0	1	0,161	0,367	0	1
56-60			0	1			0	1
Estatus laboral								
Tiempo parcial (ca)	0,061	0,240	0	1	0,007	0,086	0	1
Tiempo parcial (cb)	0,105	0,306	0	1	0,009	0,093	0	1
Tiempo completo. (ca)	0,146	0,353	0	1	0,453	0,498	0	1
Tiempo completo (cb)	0,688	0,463	0	1	0,531	0,499	0	1
Educación								
Sec. o menos	0,290	0,454	0	1	0,425	0,494	0	1
Sec. (grado sup.)	0,232	0,422	0	1	0,239	0,426	0	1
Universitaria	0,478	0,500	0	1	0,336	0,473	0	1
Pareja	0,512	0,500	0	1	0,863	0,344	0	1
Propietarios	0,839	0,368	0	1	0,870	0,336	0	1

CUADRO N.º A1.2 (continuación)
PRINCIPALES DESCRIPTIVOS

	MUJERES				HOMBRES			
	MEDIA	DESV. ESTÁNDAR	MIN.	MÁX.	MEDIA	DESV. ESTÁNDAR	MIN.	MÁX.
Numero de hijos								
0	0,606	0,489	0	1	0,517	0,500	0	1
1	0,233	0,423	0	1	0,245	0,430	0	1
2 o más	0,160	0,367	0	1	0,239	0,426	0	1
Zona urbana	0,548	0,498	0	1	1,000	0,111	0	1
N. obs.	3.786				9.478			



COLABORACIONES II

**ESTRUCTURA DEL MERCADO DE TRABAJO
Y DESIGUALDADES**

COMPOSICIÓN FUNCIONAL DE LAS OCUPACIONES Y DIFERENCIAS DE GÉNERO EN EL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL

Raquel Carrasco

Universidad Complutense de Madrid

Ana Nuevo-Chiquero

Universidad Autónoma de Madrid e IZA

Resumen

Este artículo analiza cómo ha evolucionado el contenido funcional de las ocupaciones en España entre 2005 y 2024, con especial atención a las diferencias de género y al papel de la maternidad. Usando la *Encuesta de población activa* y un mapeo entre la Clasificación nacional de ocupaciones española y la estadounidense, se construyen índices de tareas abstractas, rutinarias y manuales a nivel individual. Los resultados muestran que la participación laboral femenina ha aumentado de forma sostenida, especialmente entre las madres, y que en términos agregados las mujeres se desplazan hacia ocupaciones con mayor contenido abstracto y menor contenido rutinario. Sin embargo, al controlar por educación, sector, edad, estado civil, nacionalidad y comunidad autónoma, este avance se reduce notablemente, lo que sugiere que responde sobre todo a cambios en la composición del empleo y no tanto a una transformación del puesto medio. En conjunto, la convergencia femenina parece más composicional que estructural, y persisten barreras que dificultan el pleno aprovechamiento del capital humano femenino.

Palabras clave: mercado de trabajo, contenido de la ocupación, género, maternidad.

Abstract

This article examines how the task content of occupations in Spain evolved between 2005 and 2024, with a focus on gender differences and motherhood. Using *Labor Force Survey* data and a mapping between Spanish and U.S. occupational classifications, it builds individual-level measures of abstract, routine, and manual task intensity. The results show that women's labor force participation rose steadily, especially among mothers, and that women moved toward occupations with more abstract and less routine content in aggregate terms. However, once differences in education, sector, age, marital status, nationality, and region are taken into account, the rise in abstract content becomes much smaller or disappears. This suggests that the change is driven mainly by compositional shifts—who works and in which sectors—rather than by upgrading within comparable jobs. Overall, the findings indicate that recent female convergence has been more compositional than structural, while persistent barriers still limit women's access to high-skill occupations.

Keywords: labor market, occupational content, gender, motherhood.

JEL classification: J16, J21, J24, J31, O33.

I. INTRODUCCIÓN

Durante las dos últimas décadas, el mercado laboral español ha experimentado transformaciones significativas en la participación femenina y en la composición de las ocupaciones.

La incorporación masiva de las mujeres al empleo, junto con el aumento de sus niveles educativos, ha contribuido a una convergencia progresiva con los hombres. Sin embargo, persisten desigualdades notables, en particular vinculadas a la maternidad y a la segregación ocupacional por tareas. Estas diná-

micas plantean interrogantes sobre el modo en que la estructura productiva española, en comparación con la de otros países avanzados, ha condicionado las oportunidades de las mujeres para acceder a empleos de calidad.

Este trabajo se inserta en la literatura sobre el contenido de tareas (o contenido funcional) de las ocupaciones (Autor *et al.*, 2003; Autor y Dorn, 2013; Spitz-Oener, 2006) y en aquella que examina el papel del cambio tecnológico y la penalización por maternidad en las trayectorias laborales femeninas (Goldin *et al.*, 2006; Kleven *et al.*, 2019). Nuestra contribución es doble. En primer lugar, se ofrece evidencia sistemática sobre la evolución de las ocupaciones en España entre 2005 y 2024, distinguiendo entre componentes abstractos, rutinarios y manuales. En segundo lugar, se analizan, de forma explícita, las diferencias de género y el impacto de la maternidad, considerando tanto los patrones brutos como los ajustados por educación, sector y otras características demográficas.

Comprender estos patrones ocupacionales resulta especialmente relevante desde una perspectiva de género, dado que el contenido de las tareas desempeña un papel central en la determinación de los salarios y en la configuración de las trayectorias laborales. El cambio tecnológico ha transformado la demanda de distintos tipos de habilidades, contribuyendo a la polarización salarial en numerosos sectores (Acemoglu y Autor, 2011; Michaels *et al.*, 2014). Las ocupaciones con un mayor componente abstracto y analítico han experimentado un crecimiento salarial más acusado, mientras que aquellas con un alto componente rutinario, más susceptibles de automatización, han sufrido un declive relativo (Goos *et al.*, 2014). En este contexto, analizar cómo las mujeres —y en particular las madres— se distribuyen entre ocupaciones con diferentes exigencias de habilidades permite comprender mejor las fuentes de desigualdad en el mercado laboral y las limitaciones estructurales que enfrentan en la adaptación al cambio tecnológico.

Para ello se combinan microdatos trimestrales de la *Encuesta de población activa* (Instituto Nacional de Estadística) para el período de 2005 a 2024 con un mapeo entre la Clasificación Nacional de Ocupaciones

y la “Standard Occupation Classification” (Clasificación Estándar de Ocupaciones) del censo americano, lo que permite asignar a cada ocupación intensidades abstracta, rutinaria y manual en una escala común. La muestra se restringe a individuos entre 25 y 55 años para evitar sesgos por entradas tardías (estudios) y salidas tempranas (jubilación anticipada), y se estiman perfiles temporales normalizados a 2005. Se presentan series “agregadas” (controlando por efectos fijos de tiempo) y series “ajustadas” que controlan además por educación, sector, edad, estado civil, nacionalidad y comunidad autónoma. La comparación entre ambas series permite atribuir la evolución al componente composicional frente al funcional a igual perfil. Esto se complementa con series desagregadas por maternidad.

Los resultados apuntan a tres mensajes principales. Primero, en agregado, se observa un aumento del componente abstracto y una reducción del rutinario entre las mujeres —más marcada entre las madres—; sin embargo, tras el ajuste por composición, el avance en abstracto se atenúa sustancialmente e incluso desaparece en algunos tramos, lo que indica que el progreso proviene sobre todo de quién trabaja y dónde (más educación y reasignación hacia servicios intensivos en conocimiento) y no de un *upgrading* funcional del puesto medio a igual perfil. Segundo, el componente rutinario ajustado por características se mantiene estable en el tiempo, lo que sugiere que la expansión de la participación femenina no ha incrementado su exposición a funciones más sustituibles por tecnología. Tercero, el componente manual —el menos prevalente— muestra un aumento agregado entre mujeres sin hijos y un descenso entre madres, si bien este último se explica por un efecto composición (reorientación sectorial y educativa). Finalmente, en comparación internacional, España presenta una convergencia más tardía y menos intensa hacia ocupaciones abstractas que Estados Unidos y otros países europeos.

En conjunto, este estudio subraya que la igualdad de género en el mercado laboral español requiere no solo aumentar la participación femenina, sino también mejorar la calidad de las ocupaciones desempeñadas y reducir las barreras estructurales

que frenan el aprovechamiento del capital humano femenino. Estas conclusiones tienen implicaciones relevantes de política económica, orientadas hacia la necesidad de reforzar las políticas de conciliación, promover la presencia femenina en sectores de alta cualificación y anticipar el impacto del cambio tecnológico sobre la demanda de habilidades.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera. En la sección segunda se revisa la literatura sobre la evolución de las ocupaciones y la dimensión de género en distintos contextos. La tercera sección describe los datos y la muestra de análisis, así como la construcción de las variables de contenido ocupacional. La sección cuarta presenta los principales resultados empíricos, comparando la evolución de hombres y mujeres y destacando el papel de la maternidad y de los efectos de composición. Finalmente, la quinta sección resume las conclusiones y discute sus implicaciones para el diseño de políticas públicas orientadas a reducir la brecha de género en el mercado de trabajo español.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

El análisis de las transformaciones recientes del empleo pasa por el enfoque del análisis del contenido de las tareas, que distingue entre componentes abstractos, rutinarios y manuales. Este marco, establecido por Autor (2003), explica cómo el cambio tecnológico sesgado hacia lo rutinario desplaza la demanda desde tareas codificables (rutinarias) hacia tareas complementarias con la tecnología de la información (abstractas) y, en menor medida, mantiene la demanda en tareas manuales no automatizables. La evidencia para EE. UU. sugiere que existe una polarización ocupacional, es decir, un crecimiento relativo en la parte alta y baja de la distribución de ocupaciones (Autor y Dorn, 2013). En Europa, este patrón es más heterogéneo entre países, en función de sus estructuras productivas e instituciones (Spitz-Oener, 2006; Goos *et al.*, 2009, 2014).

Una primera línea de trabajos analiza los mecanismos detrás de dicha polarización. La difusión de las tecnologías de la información y la comunicación, y la reorganización del trabajo dentro de las ocupaciones, elevan la intensidad de habilidades cogniti-

vas y no cognitivas (Spitz-Oener, 2006). Asimismo, la globalización y la externalización/*offshoring* han contribuido a reducir el peso de tareas rutinarias en manufacturas y ciertos servicios, reforzando el sesgo tecnológico (Goos *et al.*, 2014). Otros estudios destacan que la demanda de habilidades sociales y de interacción ha aumentado de forma sostenida, al ser difícilmente automatizables y a menudo complementarias con las cognitivas (véase Deming, 2017), siendo este un punto especialmente relevante al analizar diferencias por género.

La segunda línea de investigación es la que relaciona cambio tecnológico y género. La elección ocupacional ha estado tradicionalmente vinculada al género y a las responsabilidades familiares, en particular a la maternidad. Hombres y mujeres se han segregado en ocupaciones con distintas características, ya sea por preferencias o para adaptarse a las exigencias familiares en un contexto de normas sociales específicas. La literatura económica ha señalado desde hace décadas que los períodos de inactividad constituyen uno de los principales motivos por los que las mujeres tienden a elegir ocupaciones cuyo contenido funcional y características permiten compatibilizar esas interrupciones en la participación laboral (véanse, por ejemplo, Polachek, 1981, y Gronau, 1988). La literatura más reciente sobre la selección ocupacional de las mujeres incorpora factores como las preferencias por la competición, la flexibilidad laboral o las diferencias en habilidades, que derivan en una asignación desigual a ocupaciones con distinto contenido (Cortes y Pan, 2018). Estas diferencias no solo facilitan la adaptación a períodos de inactividad por maternidad, más frecuentes entre mujeres, sino que también implican demandas de tiempo y flexibilidad radicalmente distintas, afectando de manera desigual a hombres y mujeres incluso cuando ambos participan en la fuerza laboral a niveles similares.

En este contexto, algunos trabajos estudian las consecuencias de los cambios tecnológicos y estructurales en las diferencias de género en el contenido de las ocupaciones. Black y Spitz-Oener (2010) documentan para Alemania que la expansión de tareas cognitivas favoreció la convergencia parcial de las mujeres hacia ocupaciones de mayor estatus, en la medida en que las mujeres

acumularon más educación y se beneficiaron del auge de servicios intensivos en capital humano. Sin embargo, persiste la segregación por tareas: las mujeres se concentran relativamente más en tareas rutinarias, mientras los hombres lo hacen en manuales, y ellos conservan una ventaja en abstractas. La relevancia del contenido de las ocupaciones para la brecha de género ha sido documentada para distintos puntos de la distribución salarial. Por ejemplo, Cortés *et al.* (2023) presentan evidencia sobre la importancia de las habilidades sociales en las ocupaciones con mayor contenido abstracto, en particular aquellas desempeñadas por individuos con mayor nivel educativo y remuneraciones más altas. Dado que las habilidades sociales son más prevalentes entre las mujeres, el incremento del contenido social de las ocupaciones explica una parte sustantiva del aumento de su presencia en este tipo de empleos en EE. UU.

Más allá del contenido cognitivo o social de las tareas, la composición sectorial de la economía también desempeña un papel clave en las diferencias de género. Ngai y Petrongolo (2018) analizan las consecuencias del cambio estructural hacia el sector servicios, caracterizado por ocupaciones con distintas demandas de habilidades, y argumentan que dicho proceso puede haber contribuido a reducir la brecha de género al favorecer ocupaciones en las que las mujeres tienen una ventaja comparativa (*brain vs. brawn*). Otros artículos subrayan que, pese al cierre del gap educativo, perviven también brechas salariales y de promoción por factores estructurales (Blau y Kahn, 2017).

Una tercera línea en la literatura estudia la penalización por maternidad. Aun con avances educativos y de participación, la llegada de los hijos sigue marcando un punto de inflexión en las trayectorias y resultados laborales de las mujeres. Kleven *et al.* (2019) muestran para Dinamarca que el llamado *child penalty* explica una gran parte de las brechas de género de largo plazo en empleo y salarios. Estos resultados están en línea con la literatura sobre techo de cristal y barreras organizacionales (Blau y Kahn, 2017), y con la transición sectorial hacia servicios, donde la ventaja educativa femenina no siempre se traduce en acceso proporcional a puestos intensivos en tareas abstractas (Ngai y Petrongolo, 2017).

Dentro del enfoque de tareas, varios trabajos ponen el foco en cómo se mide y se compara el contenido ocupacional entre países y períodos. La asignación de intensidades de tareas a códigos ocupacionales nacionales suele partir de clasificaciones estándar (SOC/ISCO) y métricas de intensidad rutinaria/abstracta/manual basadas en Autor y Dorn (2013). La literatura pone de manifiesto la existencia de al menos tres dificultades: i) la no exclusividad de las categorías (ocupaciones con alta puntuación abstracta pueden ser también manuales o rutinarias) (Acemoglu y Autor, 2011); ii) los cambios dentro de las ocupaciones (*task upgrading intra-ocupacional*) que no siempre se captan con códigos estáticos (Spitz-Oener, 2006); y iii) la comparabilidad de mapeos entre clasificaciones nacionales y su estabilidad en el tiempo (Caunedo *et al.*, 2023). Estas consideraciones son relevantes para interpretar tendencias y para separar efectos de composición (educación, sector) de cambios “puros” en el contenido de tareas.

Más recientemente, la disrupción de la pandemia y el teletrabajo reavivaron el debate sobre tareas. La capacidad de desempeñar trabajo en remoto está correlacionada con mayor contenido abstracto y menor manualidad, y su adopción ha sido desigual por ocupación y género. La evidencia inicial sugiere que el teletrabajo puede mitigar algunos costes de conciliación, pero también puede reordenar tareas y procesos, con efectos ambiguos sobre promoción profesional y cargas de cuidado. Por ejemplo, en España, la pandemia de COVID-19 resultó en un incremento del teletrabajo, pero también produjo consecuencias negativas y duraderas para mujeres con responsabilidades familiares (Lafuente *et al.*, 2023).

En resumen, la literatura establece cuatro hechos estilizados que enmarcan nuestra contribución empírica para España:

1. El retroceso relativo de tareas rutinarias y el avance de las abstractas es un fenómeno amplio, aunque con cronologías y magnitudes distintas según los países.
2. La segregación por tareas por género persiste, pese a la ventaja educativa de las mujeres.

3. La maternidad sigue siendo el principal determinante de divergencias de largo plazo en empleo, salarios y trayectorias ocupacionales, interactuando con la estructura sectorial y la organización del trabajo.
4. La correcta interpretación de las tendencias observadas requiere separar efectos de composición (como educación) de cambios en la demanda tecnológica de habilidades.

Este trabajo se inserta en este debate aportando evidencia sistemática para España en el período 2005–2024.

III. DATOS Y ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

Para este análisis, se han utilizado los datos de la *Encuesta de población activa (EPA)* para el período de 2005 a 2024. La EPA es una encuesta de carácter trimestral y representativa a nivel nacional llevada a cabo por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Su objetivo es proporcionar información detallada sobre la situación del mercado laboral en España, y en particular recoger datos sobre participación laboral, empleo, desempleo y composición del mercado de trabajo. En lo que se refiere a los objetivos de este artículo, la EPA recoge información tanto para hombres como para mujeres sobre el estado de actividad y, entre las personas ocupadas, la información ocupacional. Adicionalmente, aprovechamos los datos a nivel de hogar que permiten identificar la situación conyugal y la composición familiar (número y edades de los hijos).

En lo que respecta a las ocupaciones, la EPA incluye la ocupación declarada por los individuos según los códigos de la Clasificación Nacional de Ocupaciones (CNO), en sus versiones de 1994 y 2011 para nuestro período muestral, con un nivel de desagregación máximo de 3 dígitos. Para vincular esta información con las tareas o contenido funcional de las ocupaciones, establecemos una correspondencia con la clasificación SOC (Standard Occupation Classification) del censo de EE. UU. de 1990. Este emparejamiento permite asignar a cada código CNO una triple puntuación de intensidad de tareas —abstractas, rutinarias

y manuales— siguiendo la metodología de Autor y Dorn (2013). Operativamente, cuando un código CNO puede mapear en varios códigos SOC, utilizamos reglas de agregación (por ejemplo, promedios ponderados por empleo) para obtener una medida única y consistente de la intensidad de tareas; de forma análoga, armonizamos las diferencias entre CNO-94 y CNO-2011 para garantizar comparabilidad temporal.

Es importante subrayar que estas categorías ocupacionales no son mutuamente excluyentes, ya que reflejan intensidades y no “tipos puros” de ocupación. Así, una ocupación con alta puntuación en el componente abstracto puede mostrar, simultáneamente, niveles altos o bajos en los componentes rutinario o manual. Por ejemplo, un neurocirujano combina tareas altamente abstractas (diagnóstico complejo, toma de decisiones) con una elevada carga manual (destreza en quirófano); los ingenieros de producción suelen situarse por encima de la media tanto en tareas abstractas (como planificación, resolución de problemas) como en rutinarias (como por ejemplo seguimiento de procesos y estándares); mientras que ocupaciones como carpintero u operario de línea presentan componentes manuales y rutinarios relativamente elevados.

Para evitar sesgos por incorporaciones tardías (como prolongación de estudios) o salidas tempranas (como jubilaciones anticipadas), restringimos la muestra a personas de 25 a 55 años. El cuadro n.º 1 resume estadísticos descriptivos (medias y desviaciones estándar) para dos muestras: el conjunto de individuos (columnas 1-2, mujeres y hombres) y la submuestra de ocupados (columnas 3-4).

En el total de la muestra, la tasa de participación femenina es 0,784 por 100 frente a 0,919 por 100 en hombres, una brecha de 13,5 puntos porcentuales (p. p.); la edad media es muy similar (alrededor de 41 años para ambos sexos). La educación superior muestra una ventaja femenina que se amplía al condicionar al empleo: entre los ocupados, el 49,5 por 100 de las mujeres tiene estudios superiores frente al 36,9 por 100 de los hombres (diferencia de 12,6 p. p.), mientras que en el total esa diferencia es de 6,7 p. p. (40,7 por 100 vs. 34,0 por 100). En composición familiar, las mujeres tienen menos hijos que los hombres en el total (0,929 vs. 1,129), pero

CUADRO N.º 1

MEDIA Y DESVIACIÓN ESTÁNDAR (EN PARÉNTESIS) DE VARIABLES PARA MUJERES Y HOMBRES

	MUJERES	HOMBRES	MUJERES	HOMBRES
	TOTAL		CON EMPLEO	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Participación en la fuerza de trabajo	0,784 (0,412)	0,919 (0,283)	-	-
Edad	40,906 (8,301)	40,685 (8,388)	40,693 (8,153)	40,978 (8,150)
Educación superior	0,407 (0,491)	0,340 (0,474)	0,495 (0,499)	0,369 (0,482)
Número de hijos	0,929 (1,012)	1,129 (1,006)	1,061 (0,970)	1,005 (1,007)
Porcentaje con hijos menores de 6 años	0,306 (0,461)	0,286 (0,452)	0,299 (0,458)	0,313 (0,464)
Extranjero	0,082 (0,275)	0,075 (0,263)	0,072 (0,258)	0,069 (0,254)
Contenido de la ocupación				
Abstracto	—	—	2,803 (1,995)	3,055 (1,935)
Rutinario	—	—	3,612 (1,931)	4,113 (1,948)
Manual	—	—	1,072 (0,889)	1,586 (1,130)
Observaciones	2.603.614	2.484.834	1.650.975	1.883.876

entre ocupados la relación se invierte ligeramente (1,061 en mujeres vs. 1,005 en hombres), lo que sugiere selección en el empleo condicionada por la maternidad. La presencia de hijos menores de 6 años ronda el 30 por 100 en ambos sexos; en el total es algo mayor para mujeres (+2,0 p. p.), mientras que entre ocupados es levemente mayor para hombres (+1,4 p. p.), consistente con que algunas madres de niños pequeños ajustan su participación. La condición de extranjero es similar y reducida (entre el 7-8 por 100) en todos los grupos.

La parte inferior del cuadro presenta, solo para ocupados, el contenido en tareas de las ocupaciones (escala 1-9), medido en las tres dimensiones que, como se mencionó anteriormente, no son excluyentes: abstracta, rutinaria y manual. En promedio, las ocupaciones de los hombres puntúan

más alto en rutinario (4,113) y manual (1,586) que las de las mujeres (3,612 y 1,072, respectivamente), mientras que la dimensión abstracta es algo mayor para hombres (3,055) que para mujeres (2,803). Estas diferencias son coherentes con la estructura sectorial española: mayor presencia masculina en industria y construcción (más manual y parte rutinaria) y femenina en servicios administrativos y de atención (más rutinario y algo abstracto). Las desviaciones estándar cercanas a 2 en los componentes abstracto y rutinario (y alrededor de 1 en manual) evidencian heterogeneidad sustancial entre ocupaciones, de modo que la media enmascara distribuciones muy dispersas.

Los cambios en la distribución ocupacional que documentamos en la EPA reflejan transformaciones tecnológicas, demográficas y organizativas del mer-

cado de trabajo español, más que simples fluctuaciones estadísticas. Un ejemplo ilustrativo es el grupo de “Empleados de agencias de viajes, recepcionistas y telefonistas; empleados de ventanilla y afines”, cuya presencia entre las mujeres ocupadas cae del 5,3 por 100 en 2005 al 2 por 100 en 2024. Esta reducción es coherente con la digitalización de los servicios de atención al público (reservas y billetes en línea, banca y administración electrónica, sistemas de autoservicio y *chatbots*), que ha comprimido la demanda de tareas rutinarias de oficina y de *front office*.

En el extremo opuesto, crecen ocupaciones de servicios intensivos en habilidades no automatizables, como los profesionales de la salud (excluyendo los médicos) y los profesionales de la educación en todos los niveles. La expansión de estos grupos es consistente con el envejecimiento poblacional, el avance de la economía de los cuidados y la ampliación de la escolarización y formación a lo largo de la vida, fenómenos que elevan la demanda de este tipo de tareas. Al mismo tiempo, se observan cambios ligados a la organización del trabajo más que a la tecnología en sentido estricto: por ejemplo, desciende el peso de empleados de hogar (contratación individual) y aumenta el de “otros empleados de limpieza”, lo que sugiere procesos de externalización y formalización hacia empresas de servicios especializados.

Dos consideraciones metodológicas refuerzan la lectura de estos hechos. Primero, parte de las variaciones puede responder a reasignaciones entre categorías asociadas a la transición de CNO-94 a CNO-2011 y a cambios en las denominaciones, sin que ello suponga necesariamente una modificación sustantiva del contenido del trabajo. Segundo, algunas ocupaciones conservan el “título”, pero cambian su contenido (por ejemplo, puede producirse un *upgrading* de tareas), algo que no siempre queda capturado por los códigos, y que podría subestimar las transformaciones reales en lo que los trabajadores hacen en su puesto.

Por todo ello, nuestro análisis se centra en los componentes de tareas —abstracto, rutinario y manual— asociados a cada ocupación. Estas medidas permiten capturar con mayor fidelidad la sustitución de tareas rutinarias por tecnologías de la informa-

ción y el auge de tareas de cuidado y enseñanza que requieren habilidades sociales y cognitivas.

IV. EVOLUCIÓN DE LOS COMPONENTES DE LA OCUPACIÓN

1. Evolución del contenido de la ocupación por género

Para analizar cómo ha evolucionado la composición de las ocupaciones a lo largo de las dos últimas décadas, el gráfico 1 muestra la evolución de los componentes abstracto, rutinario y manual por género (escala 1-9). El componente rutinario es, en promedio, el de mayor intensidad para ambos sexos, seguido del abstracto y, a distancia, del manual. Este orden se mantiene estable en el tiempo y es coherente con la estructura sectorial española (peso de servicios administrativos y de atención, industria ligera y construcción). Para poner en contexto las puntuaciones, por ejemplo, “Empleados de control de abastecimientos e inventario” corresponderían con una puntuación promedio para los hombres en el componente abstracto, la media del componente rutinario con “Supervisores de la construcción” y el componente manual con camareros (asalariados o por cuenta propia). En el caso de las mujeres, la media del componente abstracto corresponde a “Técnicos en imagen para el diagnóstico”, la media del componente rutinario a “Instructores de autoescuela” y la del componente manual a “Operadores de telemarketing”.

Respecto a las diferencias por género (en niveles), los hombres presentan valores superiores en los tres componentes, especialmente en el manual, donde se encuentra la brecha más amplia y persistente. En el componente rutinario, la diferencia también es apreciable, mientras que en el abstracto la brecha es más reducida. Se observa una suave caída del componente rutinario y un aumento gradual del componente abstracto para ambos sexos, con una convergencia femenina más visible en el abstracto. El componente manual se mantiene bajo para las mujeres y moderado para los hombres, con ligeras oscilaciones asociadas a ciclos sectoriales. La distancia entre mujeres y hombres se ha reducido en el componente abstracto a lo largo del período, en línea con la mayor educa-

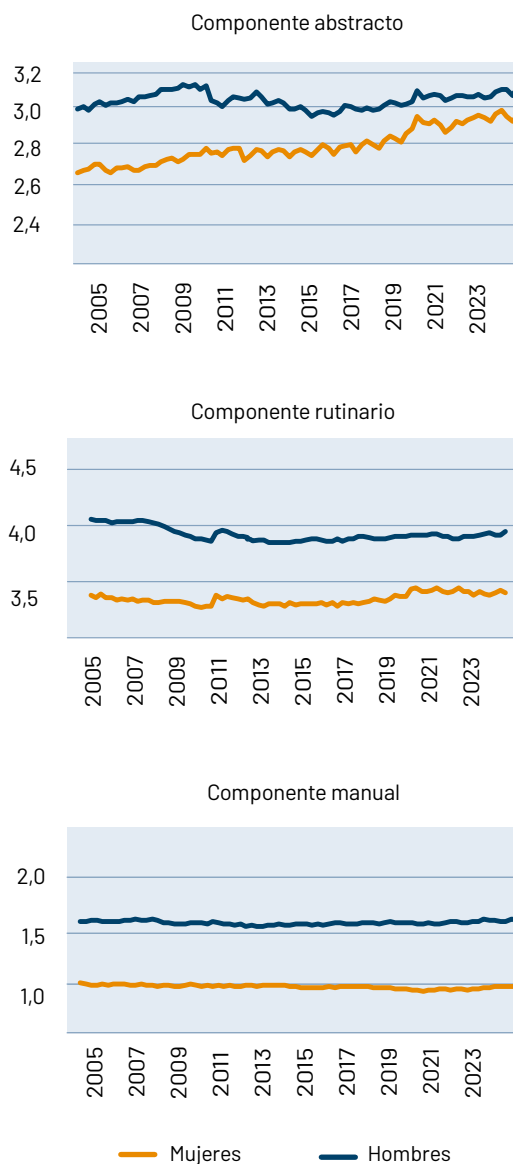
ción femenina, la transición hacia servicios de mayor complejidad y la difusión de competencias complementarias a la tecnología (gestión, coordinación, resolución de problemas). La brecha manual apenas se reduce, lo que sugiere que la reasignación sectorial (por ejemplo, salida relativa de las mujeres de ocupaciones con carga física) y la segmentación por tareas se han mantenido. En el rutinario, la caída beneficia a ambos, pero el diferencial permanece, consistente con que los hombres siguen concentrados en ocupaciones con procedimientos estandarizados (como pueden ser producción, mantenimiento, logística) y las mujeres en tareas administrativas y de atención con componente rutinario distinto.

Como se ha mencionado anteriormente, el contenido de las ocupaciones constituye un elemento de gran relevancia. En primer lugar, está estrechamente correlacionado con el retorno a la ocupación en el mercado laboral: las ocupaciones con un alto contenido abstracto presentan salarios más elevados que aquellas con bajo contenido abstracto, incluso controlando por el nivel educativo de los trabajadores. Por tanto, una disminución de la brecha de género en este componente contribuye a la disminución de la brecha de género en salarios.

Por otra parte, las ocupaciones con un elevado componente abstracto tienden a complementar el desarrollo tecnológico y, por tanto, presentan un menor riesgo de obsolescencia que aquellas con un mayor componente rutinario, consideradas más fácilmente sustituibles por el progreso tecnológico. La evolución observada en las ocupaciones en España, tanto para hombres como para mujeres, muestra un nivel medio de tareas abstractas inferior al de Estados Unidos, lo que refleja un menor peso relativo de los empleos altamente cualificados en la estructura productiva española (Autor y Dorn, 2013).

La evolución del contenido de las ocupaciones no es relevante únicamente en términos de productividad y de su relación con el progreso tecnológico a nivel agregado, sino que adquiere una importancia particular para las mujeres en el mercado de trabajo. Por una parte, las mujeres suelen presentar niveles educativos más elevados y se benefician especialmente del desplazamiento hacia ocupaciones en el sector servicios u otros sectores con un alto compo-

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN DE LOS COMPONENTES DE OCUPACIÓN POR GÉNERO, 2005-2024 (EPA)



Fuente: Elaboración propia.

nente abstracto (Ngai y Petrongolo, 2017), particularmente cuando estas ocupaciones de alto contenido abstracto conllevan también un aspecto social (Cortes et al., 2023), lo que es más frecuente en el sector servicios. Por otra parte, las mujeres se encuentran sobrerrepresentadas en ocupaciones con un alto

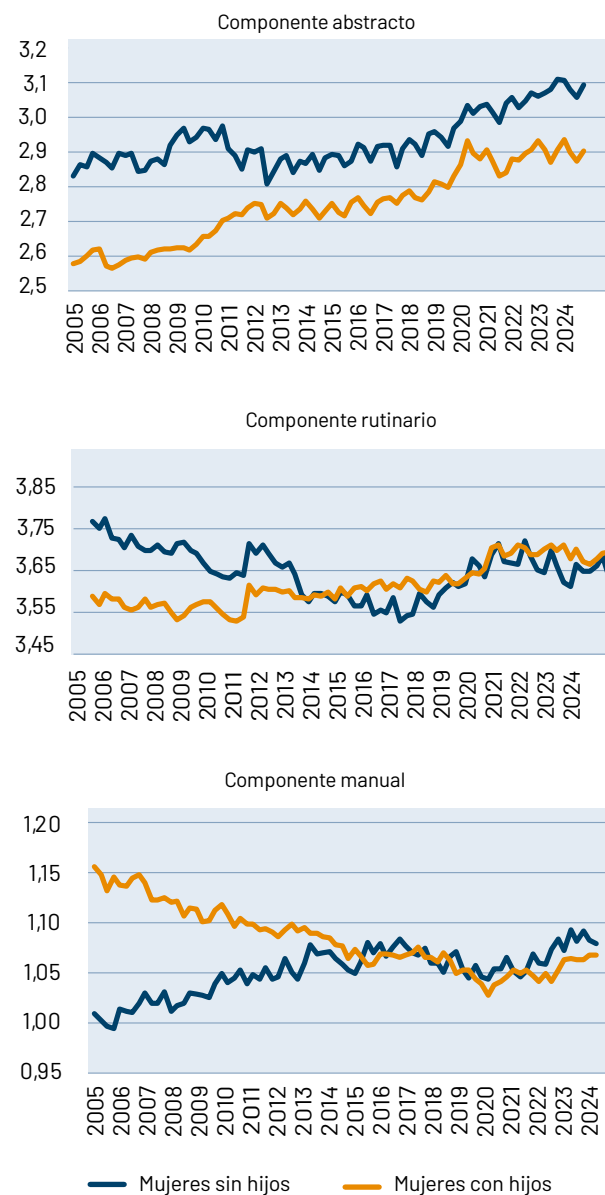
componente rutinario, especialmente entre aquellas con hijos. Tradicionalmente, las ocupaciones con un fuerte componente rutinario se han asociado con una mayor facilidad para compatibilizar el empleo y la maternidad, al permitir un mantenimiento más estable de las habilidades durante períodos de vinculación débil o interrumpida con la fuerza de trabajo. En cambio, las ocupaciones con un alto componente abstracto pueden no ofrecer la misma capacidad de adaptación ante interrupciones laborales relacionadas con la maternidad.

Por tanto, resulta de interés examinar la evolución de estos componentes para mujeres con y sin hijos, con el fin de analizar de qué manera la maternidad interactúa con las tendencias observadas en el gráfico anterior. Carrasco y Nuevo-Chiquero (2024) estudian el contenido de tareas de las ocupaciones por orientación sexual y encuentran que, entre mujeres en parejas del mismo sexo, la menor probabilidad de maternidad se asocia con desempeñar puestos cuyas tareas generan menos fricciones de conciliación. Estas diferencias persisten tras ajustar por educación, sector y otras variables, por lo que no se explican solo por composición.

El gráfico 2 descompone la evolución de los componentes abstracto, rutinario y manual para mujeres con hijos y mujeres sin hijos. Definimos “con hijos” como la presencia de al menos un hijo menor de edad en el hogar. En el inicio del período, las mujeres con hijos presentan, en promedio, menor intensidad rutinaria que las sin hijos y un componente manual ligeramente inferior. En el abstracto, parten algo por detrás de las sin hijos. Estas diferencias son coherentes con la selección por ocupación y horarios: las madres se concentran relativamente más en servicios con interacción y coordinación (menos manual y, según el segmento, menos rutinario que la producción logística), pero mantienen cierta distancia respecto a ocupaciones más intensivas en componente abstracto.

Respecto a las tendencias en el tiempo, el componente abstracto aumenta de forma sostenida para ambos grupos, con una convergencia de las madres hacia las sin hijos. La brecha se estrecha especialmente tras 2014 y vuelve a hacerlo en 2020–2021, coincidiendo con la expansión del trabajo en remoto

GRÁFICO 2
EVOLUCIÓN DE LOS COMPONENTES POR ESTATUS DE MATERNIDAD, 2005-2024 (EPA)



Fuente: Elaboración propia.

y el giro hacia servicios profesionales y educación. El componente rutinario muestra una caída gradual en los dos grupos, en línea con la digitalización y la automatización de procesos estandarizables. Las madres parten de niveles más bajos y mantienen esa

ventaja relativa; la distancia es estable o levemente decreciente. En el caso del componente manual, las madres registran niveles más bajos y una reducción ligera a lo largo del período, compatible con la reasignación hacia ocupaciones menos físicas y con la externalización de tareas de limpieza/cuidado hacia empresas especializadas.

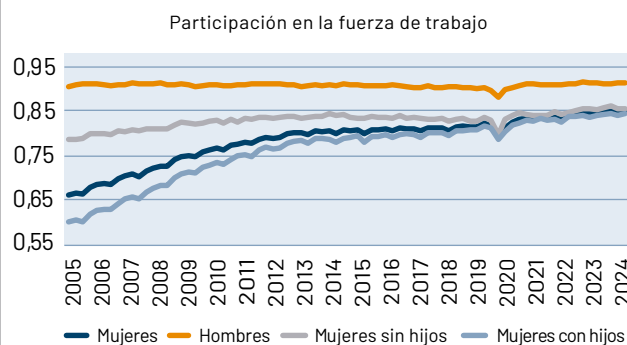
2. Selección en la fuerza de trabajo

La evolución observada entre las mujeres con hijos que están empleadas, especialmente en lo que respecta al componente abstracto, pero también al rutinario y al manual, plantea la cuestión de cuáles son las fuerzas que impulsan estos cambios. Las mujeres con hijos pueden estar respondiendo de manera particular a las condiciones del mercado, y parte de las diferencias observadas podría originarse ya en la decisión de participar en la fuerza de trabajo.

Las tendencias analizadas hasta ahora se basan únicamente en individuos que participan en el mercado laboral y que están empleados, dado que solo en estos casos se dispone de información sobre la ocupación. Por tanto, considerando que la participación femenina en la fuerza de trabajo tiende a ser inferior a la masculina y suele estar correlacionada con determinadas características (entre ellas la maternidad), resulta necesario examinar primero las tendencias en participación.

Los datos de la EPA (gráfico 3) muestran que la participación femenina ha crecido de manera sostenida a lo largo de estas dos décadas, pasando de un 66 por 100 a un 85 por 100, mientras que la de los hombres se ha mantenido constante alrededor del 92 por 100. El aumento de la participación femenina se ha producido casi únicamente entre las mujeres con hijos. El grupo de las mujeres sin hijos tenía una participación laboral mucho más alta y experimentó únicamente un aumento en la primera parte de la muestra (del 79 a alrededor del 85 por 100). Sin embargo, las mujeres con hijos aumentaron su participación en 25 puntos porcentuales en los últimos veinte años, pasando de una participación del 60 por 100 a una participación del 85 por 100, cerrando virtualmente la brecha con las mujeres sin hijos. Este aumento se observa para mujeres tanto con hijos en

GRÁFICO 3
EVOLUCIÓN DE LA PARTICIPACIÓN EN LA FUERZA DE TRABAJO, 2005-2024 (EPA)



Fuente: Elaboración propia.

edad escolar como para aquellas con al menos un hijo por debajo de la edad escolar.

Este patrón refleja un cambio sustancial en la incidencia de la maternidad sobre las decisiones laborales, que podría extenderse más allá de la mera participación en la fuerza de trabajo. La literatura económica ha destacado que la selección en la participación laboral difiere entre países. Por ejemplo, Olivetti y Petrongolo (2008) señalan que, en los países anglosajones, la participación tiende a concentrarse en la parte inferior de la distribución de ingresos potenciales, mientras que en los países del sur de Europa es más frecuente entre individuos situados en la parte superior de la misma. Este hecho puede tener importantes efectos para los resultados en el mercado de trabajo, como por ejemplo la brecha en salarios.

En consecuencia y a la luz de este marco, es esperable que el aumento de la participación femenina en España, especialmente entre las mujeres con hijos, no se haya producido de manera aleatoria, dependiendo tanto de características observables como no observables. Quienes se incorporan o permanecen son probablemente, en mayor medida, mujeres con más educación, sectores/ocupaciones de mayor remuneración (servicios profesionales, sanidad, educación), empleadas en empresas más

grandes o públicas (con mayor estabilidad) y con arreglos laborales más compatibles con la conciliación (como previsibilidad horaria, alguna flexibilidad/teletrabajo). Para el caso de España, de Quinto *et al.* (2021) identifican la participación (número de días trabajados) como una de las dimensiones que responden tras la llegada del primer hijo. Es importante destacar que este cambio es significativamente más pronunciado entre mujeres sin educación superior. Esto implica selección tanto en variables observables (como educación, edad, sector, tamaño de empresa, tipo de contrato) como también en no observables (como las preferencias por el empleo, redes de apoyo, productividad no medida o ambición profesional), que sesgan la composición de las participantes respecto a las no participantes.

Estas diferencias de selección tienen dos consecuencias para nuestro análisis del contenido funcional de las ocupaciones. Primero, parte de la mejora observada (por ejemplo, mayor componente abstracto entre madres que trabajan) puede reflejar quién entra y dónde entra, y no solo cambios en la demanda de funciones. Segundo, la comparación temporal exige distinguir entre efectos de composición y cambios genuinos en la organización del trabajo. Por ello, en la siguiente sección ofrecemos evidencia empírica donde presentamos resultados “agregados” y resultados “ajustados” por características observables.

3. Evolución de los componentes ajustada por características

Para entender el papel de las características observables en las tendencias de los componentes abstracto, rutinario y manual, los gráficos 4 a 6 presentan, por separado, la evolución de cada componente normalizada al primer trimestre de 2005, nuestro primer período de observación. En cada gráfico se incluyen dos series para mujeres con hijos y dos para mujeres sin hijos: i) la tendencia “agregada” (solo con controles de tiempo); y ii) la tendencia “ajustada” (condicionada a un conjunto amplio de covariables). En particular, se considera la siguiente ecuación:

$$\text{Componente}_{itc} = \alpha + \gamma_t + \mu_c + X'_{itc} \beta + \varepsilon_{itc}, \quad [1]$$

donde Componente_{itc} se refiere a cada uno de los componentes (abstracto, manual, o rutinario) para el individuo *i* en el trimestre *t* en la comunidad autónoma *c*, γ_t es la serie de variables dicotómicas para cada trimestre de 2005 a 2024, μ_c es una serie de variables dicotómicas para cada comunidad autónoma y el vector X_{itc} incluye características individuales, como edad, estado civil, educación, sector de actividad, trabajo a tiempo parcial, o si el individuo tiene nacionalidad española. Las tendencias sin controles incluyen únicamente controles por tiempo y trimestre del año, mientras que las tendencias con controles incluyen todos los mencionados anteriormente. Estas ecuaciones se estiman a través del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

En definitiva, los gráficos 4-6 deben leerse como perfiles temporales relativos a 2005 que muestran cuánto cambian los componentes de las ocupaciones y cuánto de ese cambio se explica por el efecto composición. Por ejemplo, como hemos mencionado anteriormente, cambios sectoriales pueden implicar consecuencias distintas a nivel de género y están correlacionados con intensidades distintas en los distintos componentes de las ocupaciones (Ngai y Petrongolo, 2018). Algunos de estos controles, como el trabajo a tiempo parcial, nos permiten controlar por cambios en la incidencia de esta variable, particularmente importante en España en el caso de las diferencias de género, al encontrarse ampliamente concentrada en la población femenina y fuertemente correlacionada con la ocupación (Gorjón *et al.* 2025).

Componente abstracto

En primer lugar, el gráfico 4 presenta la evolución del componente abstracto con respecto al primer trimestre de 2005. Al incorporar controles por educación, sector y características demográficas, la capacidad explicativa de las regresiones aumenta de forma notable: el R^2 crece en torno a 25 puntos tanto para mujeres con hijos como para las que no los tienen, indicando que estas variables capturan una parte sustantiva de la selección ocupacional y del contenido abstracto observado. Ahora bien, el mayor R^2 no implica que los controles agoten la dinámica temporal: persiste variación no explicada compati-

ble con cambios “dentro” de las ocupaciones o con factores organizativos no observados. Al replicar el ejercicio en la muestra masculina, se obtiene un incremento del R^2 de magnitud similar, lo que sugiere que el peso de la composición es comparable entre géneros, mientras que las diferencias asociadas a la maternidad responden a mecanismos adicionales.

Para mujeres con hijos, la serie agregada muestra el mayor incremento del componente abstracto a lo largo del período. Sin embargo, una vez que incluimos los controles, la trayectoria se atenúa de forma significativa y sustantiva e incluso desciende levemente respecto a la base, lo que indica que el aumento observado se explica esencialmente por cambios de composición: mayor educación, reasignación hacia servicios intensivos en conocimiento (sanidad/educación/servicios profesionales) y cambios demográficos dentro del grupo. En otras palabras, el “salto” en el componente abstracto de las madres responde principalmente a quiénes son y dónde están las madres ocupadas en cada momento, más que a una transformación del contenido funcional de los puestos que ocupan.

Respecto a las mujeres sin hijos, la serie agregada también registra un aumento, aunque menor que el de las madres. Tras el ajuste por composición, la tendencia prácticamente se aplana (e incluso cae ligeramente), sugiriendo que el cambio se atribuye íntegramente a la mejora de características —sobre todo educativas— y a la reorientación sectorial, no a un *upgrading* funcional dentro de ocupaciones controlando por observables.

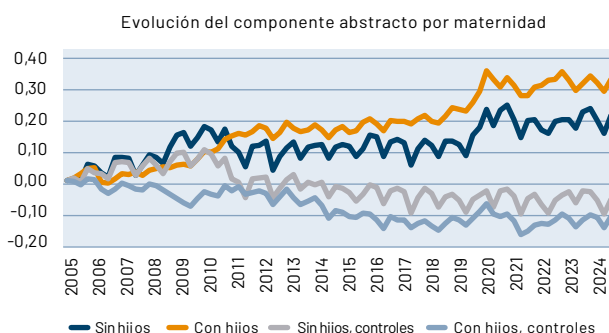
Por tanto, aunque el aumento del componente abstracto en las ocupaciones femeninas parece indicar una mejora en calidad ocupacional, el gráfico 4 sugiere que, bajo esta especificación, esa mejora proviene casi exclusivamente de la evolución de las características de las trabajadoras —especialmente entre las madres— y no de cambios estructurales en la organización del trabajo que eleven el contenido abstracto a igual educación/sector/edad.

Componente rutinario

En lo que respecta al componente rutinario de la ocupación (gráfico 5), al incorporar las caracte-

GRÁFICO 4

EVOLUCIÓN DEL COMPONENTE ABSTRACTO EN LAS OCUPACIONES DE LAS MUJERES, 2005-2024 (EPA)



Fuente: Elaboración propia.

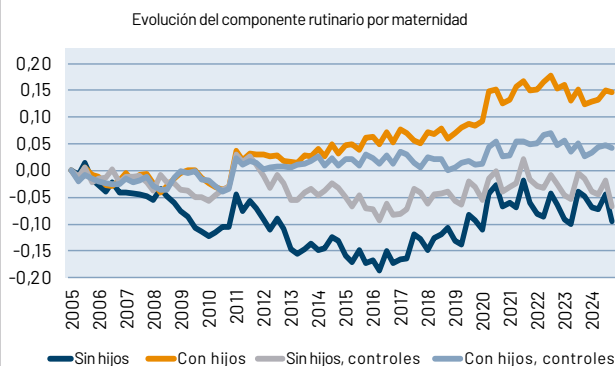
rísticas observables de las mujeres, tanto con hijos como sin hijos, los cambios a lo largo del tiempo se moderan, mientras que la varianza explicada aumenta en alrededor de 12 puntos. En la serie ajustada, el componente rutinario muestra variaciones pequeñas y no sistemáticas, de modo que no se observan cambios de gran magnitud respecto a 2005.

Este resultado es relevante al menos por dos razones:

—La literatura sobre cambio tecnológico sesgado hacia el componente rutinario sostiene que este tipo de tareas son más fácilmente automatizables y, por tanto, más expuestas a sustitución (Autor *et al.*, 2003; Autor y Dorn, 2013; Goos *et al.*, 2014). Que la serie ajustada del componente rutinario no aumente sugiere que el riesgo de obsolescencia tecnológica de las ocupaciones femeninas no se ha incrementado por la vía de mayor exposición rutinaria, aun cuando haya crecido la participación. En el margen “agregado”, cualquier descenso se debe en gran parte a que más mujeres (y, en particular, más mujeres con hijos) han entrado en sectores y ocupaciones donde el componente rutinario es menor (como, por ejemplo, educación, sanidad, servicios públicos), no a que las mismas ocupaciones hayan reducido su contenido rutinario a igual perfil.

—Para las mujeres con hijos, el resultado es especialmente positivo: su presencia en el empleo ha crecido

GRÁFICO 5
EVOLUCIÓN DEL COMPONENTE RUTINARIO EN LAS OCUPACIONES DE LAS MUJERES, 2005-2024 (EPA)



Fuente: Elaboración propia.

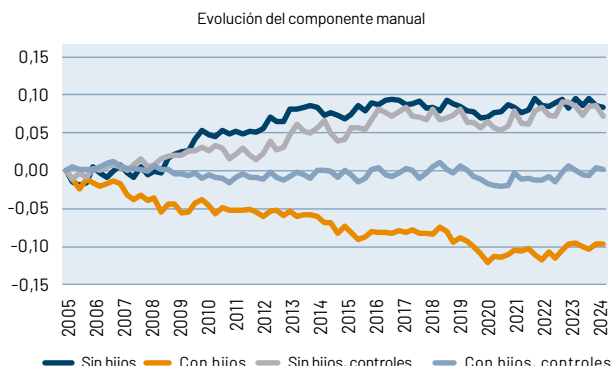
y, a la vez, su exposición media a tareas rutinarias no aumenta —incluso se mantiene o desciende—, lo que limita el riesgo de sustitución por automatización. En otras palabras, los ajustes de conciliación no han consistido en desplazarlas hacia puestos más rutinarios (y, por tanto, más sustituibles), sino en mantener—o reducir— esa exposición.

Componente manual

Finalmente, el gráfico 6 presenta la evolución del componente manual, que es, en promedio, el menos prevalente entre las ocupaciones femeninas y, además, el que suele asociarse a menores rendimientos salariales y trayectorias más planas. Aun partiendo de niveles bajos, la serie agregada para mujeres sin hijos muestra un aumento apreciable de este componente a lo largo del período. En contraste, entre las mujeres con hijos se observa una disminución en la serie agregada que, al controlar por composición (educación, sector, edad, nacionalidad, estado civil y comunidad autónoma), se atenúa o desaparece, indicando que el descenso responde principalmente a quiénes integran el grupo y dónde trabajan, más que a un cambio funcional del puesto a igual perfil.

La comparación “agregada vs. ajustada” nos indica que, para las mujeres sin hijos, el aumento del componente manual se modera cuando añ-

GRÁFICO 6
EVOLUCIÓN DEL COMPONENTE MANUAL EN LAS OCUPACIONES DE LAS MUJERES, 2005-2024 (EPA)



Fuente: Elaboración propia.

dimos controles, pero no se anula por completo, a pesar de aumentar nuestra capacidad explicativa en 25 puntos. Esto sugiere que, además de la recomposición (mayor peso relativo de servicios presenciales), hay un componente no explicado compatible con cambios intraocupación (posiblemente más carga física dentro de la misma ocupación) o con rotación hacia puestos *front-line* dentro de comercio, hostelería o cuidados presenciales. Respecto a las mujeres con hijos, la caída agregada del componente manual se explica por el efecto composición: mayor educación y sesgo sectorial hacia sanidad/educación/servicios públicos (funciones más relacionales y menos físicas) y hacia empresas —frente a trabajo doméstico individual— donde ciertas tareas físicas se externalizan o mecanizan. Una vez controlado todo ello, el contenido manual no se reduce de forma sustantiva a igual perfil.

V. CONCLUSIÓN

Este trabajo ha analizado la evolución de la composición ocupacional en España entre 2005 y 2024, con especial atención a las diferencias de género y al papel de la maternidad. Los resultados muestran que, si bien la participación femenina en la fuerza de trabajo ha aumentado de forma sostenida y se ha reducido la brecha con los hombres, persisten desigualdades significativas. La maternidad sigue

constituyendo un punto de inflexión en la trayectoria laboral de las mujeres, limitando tanto su participación como la calidad de las ocupaciones desempeñadas.

En términos de contenido ocupacional, se observa una segregación persistente: las mujeres se concentran en ocupaciones rutinarias, mientras que los hombres predominan en ocupaciones manuales y presentan una ventaja relativa en tareas abstractas. Esta brecha se ha reducido fundamentalmente debido al incremento educativo femenino. Entre las mujeres con hijos en la fuerza de trabajo, el porcentaje con educación superior ha pasado del 24 al 48 por 100 en las dos décadas que cubre nuestro análisis. Incluso en el caso de las mujeres sin hijos, generalmente de cohortes más jóvenes, la prevalencia de la educación superior ha pasado del 47 al 60 por 100. En ambos casos, superan el nivel educativo de los hombres en la fuerza de trabajo, que reportan educación superior en un 40 por 100 de los casos (en 2024, 10 p. p. por encima de la media en 2005). A pesar de la mejora sustancial en la educación de las mujeres, esta ventaja no se ha traducido en un acceso proporcional a empleos de alta cualificación. La comparación con EE. UU. y otros países europeos indica que la convergencia hacia un mayor peso de tareas abstractas es común, pero en España se ha producido con menor intensidad y en un contexto de transformación estructural más lenta.

El análisis evidencia que una parte de las diferencias de género se explica por la distribución sectorial y educativa, pero persiste un componente residual asociado a barreras estructurales y a la penalización por maternidad. Estos resultados refuerzan la hipótesis de que las desigualdades de género en el mercado laboral español tienen raíces tanto en factores observables como en dinámicas institucionales y culturales más profundas.

Los resultados de este estudio tienen varias implicaciones para el diseño de políticas públicas orientadas a reducir la brecha de género en el mercado laboral español:

–*Políticas de conciliación y cuidado infantil*: la evidencia confirma que la maternidad es un factor

determinante en la penalización laboral femenina. La ampliación de la oferta pública de guarderías, el fomento de permisos parentales equitativos, intransferibles entre progenitores (evitando que el coste recaiga solo en la madre), y el apoyo a fórmulas de trabajo flexible son medidas clave para reducir los costes de las interrupciones laborales de las mujeres.

–*Promoción del acceso a ocupaciones abstractas (alta cualificación)*: pese a contar con una ventaja educativa, las mujeres siguen infrarrepresentadas en empleos de alta cualificación. Políticas que incentiven la presencia femenina en sectores STEM, la formación continua y la eliminación de sesgos en los procesos de selección y promoción son fundamentales para aprovechar plenamente el capital humano femenino.

–*Reducción de la segregación ocupacional*: la persistente concentración de mujeres en tareas rutinarias y de hombres en tareas manuales refleja patrones estructurales de segregación. Intervenciones en la orientación académica y profesional temprana, junto con programas que visibilicen modelos femeninos en sectores tradicionalmente masculinos, pueden contribuir a diversificar las trayectorias ocupacionales.

Medidas contra las barreras estructurales (“techo de cristal”): la persistencia de un “techo de cristal” en España requiere políticas activas que fomenten la igualdad en el acceso a posiciones de liderazgo. La transparencia retributiva y auditorías de brecha salarial ligadas a planes de igualdad verificables, la introducción de cuotas en órganos de dirección y la promoción de planes de igualdad en empresas son instrumentos que pueden contribuir a reducir estas barreras.

Adaptación al cambio tecnológico (automatización e IA): dado que la demanda futura tenderá a concentrarse en tareas abstractas y en ocupaciones intensivas en capital humano, resulta esencial anticipar estos cambios mediante políticas de formación y recualificación. Asegurar que las mujeres tengan un acceso preferente a estos programas contribuirá a evitar que la transición tecnológica reproduzca las desigualdades actuales. En resu-

men, nuestros resultados indican que la igualdad de género en el mercado laboral español no se alcanzará únicamente mediante el aumento de la participación femenina, sino que exige además una transformación más profunda en la calidad de las ocupaciones, en la conciliación entre empleo y maternidad y en la reducción de las barreras estructurales que todavía limitan el pleno aprovechamiento del capital humano de las mujeres.

BIBLIOGRAFÍA

- Acemoglu, D., y Autor, D. (2011).** Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings. En *Handbook of Labor Economics*, 4 (1043-1171). Amsterdam: Elsevier-North.
- Autor, D. H., y Dorn, D. (2013).** The growth of low-skill service jobs and the polarization of the US labor market. *American Economic Review*, 103(5), 1553-1597.
- Autor, D. H., Levy, F., y Murnane, R. J. (2003).** The skill content of recent technological change: An empirical exploration. *Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1279-1333.
- Black, S. E., y Spitz-Oener, A. (2010).** Explaining women's success: Technological change and the skill content of women's work. *Review of Economics and Statistics*, 92(1), 187-194.
- Blau, F. D., y Kahn, L. M. (2017).** The gender wage gap: Extent, trends, and explanations. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 789-865.
- Carrasco, R., y Nuevo-Chiquero, A. (2024).** Women's sexual orientation and occupational tasks: Partners, prejudice, and motherhood. *IZA WP*, 17318.
- Caunedo, J., Keller, E., y Shin, Y. (2023).** Technology and the Task Content of Jobs Across the Development Spectrum. *The World Bank Economic Review*, 37(3), 479-493.
- Cortes, G. M., Jaimovich, N., y Siu, H. E. (2023).** The growing importance of social tasks in high-paying occupations: implications for sorting. *Journal of Human Resources*, 58(5), 1429-1451.
- Cortes, P., y Pan, J. (2018).** "Occupation and gender." En S. L. Averett, L. M. Argys, y S. D. Hoffman (eds), *The Oxford Handbook of Women and the Economy* (pp. 425-452). Oxford Handbooks.
- De Quinto, A., Hospido, L., y Sanz, C. (2021).** The child penalty: evidence from Spain. *SERIEs*, 12(4), 585-606.
- Deming, D. J. (2017).** The growing importance of social skills in the labor market. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), 1593-1640.
- Goldin, C., Katz, L. F., y Kuziemko, I. (2006).** The homecoming of American college women: The reversal of the college gender gap. *Journal of Economic Perspectives*, 20(4), 133-156.
- Goos, M., y Manning, A. (2007).** Lousy and lovely jobs: The rising polarization of work in Britain. *The Review of Economics and Statistics*, 89(1), 118-133.
- Goos, M., Manning, A., y Salomons, A. (2009).** Job polarization in Europe. *American Economic Review*, 99(2), 58-63.
- Goos, M., Manning, A., y Salomons, A. (2014).** Explaining job polarization: Routine-biased technological change and offshoring. *American Economic Review*, 104(8), 2509-2526.
- Gorjón, L., de la Rica, S., y Osés, A. (2025).** Unveiling the drivers of the gender gap in part-time work in Spain. *SERIEs*, 16, 479-567.
- Gronau, R. (1988).** Sex-related wage differentials and women's interrupted labor careers-The chicken or the egg. *Journal of Labor Economics*, 6(3), 277-301.
- Kleven, H., Landais, C., y Søgaard, J. E. (2019).** Children and gender inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4), 181-209.
- Lafuente, C., Ruland, A., Santaaulàlia-Llopis, R., y Visschers, L. (2023).** The effects of Covid-19 on couples' job tenures: Mothers have it worse. *Labour Economics*, 83, 102404.
- Michaels, G., Natraj, A., y Van Reenen, J. (2014).** Has ICT polarized skill demand? Evidence from eleven countries over twenty-five years. *Review of Economics and Statistics*, 96(1), 60-77.
- Ngai, L. R., y Petrongolo, B. (2017).** Gender gaps and the rise of the service economy. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(4), 1-44.
- Olivetti, C., y Petrongolo, B. (2008).** Unequal pay or unequal employment? A cross-country analysis of gender gaps. *Journal of Labor Economics*, 26(4), 621-654.

Polachek, S. W. (1981). Occupational self-selection: A human capital approach to sex differences in occupational structure. *The Review of Economics and Statistics*, 63, 60-69.

Spitz-Oener, A. (2006). Technical change, job tasks, and rising educational demands: Looking outside the wage structure. *Journal of Labor Economics*, 24(2), 235-270.

CAMBIO TECNOLÓGICO, ESTRUCTURA OCUPACIONAL Y DESIGUALDAD DE GÉNERO EN ESPAÑA

Raquel Sebastian

UCM, ICAE y EQUALITAS

Resumen

Este artículo examina cómo el cambio tecnológico ha reconfigurado la estructura ocupacional en España y cómo este proceso afecta a la desigualdad salarial en general, y a la brecha de género en particular. En la primera parte, tras medir y caracterizar el cambio ocupacional por percentiles salariales —con especial atención a la dimensión de género—, mostramos que el patrón de empleo varía desde una fase compatible con la RBTC hacia una etapa reciente de mejoramiento progresivo, encontrando trayectorias diferenciadas para mujeres y hombres. En la segunda parte, se muestran los efectos de la automatización de la IA sobre la distribución salarial completa mediante el uso de distribuciones contrafactuales. Los resultados indican que la automatización aumenta la desigualdad agregada, pero reduce la brecha salarial de género, mientras que la IA incrementa la desigualdad y presenta efectos mixtos sobre el género según la métrica utilizada. El hilo conductor teórico es la composición de tareas: qué se automatiza, qué se complementa y cómo se reasignan trabajadores a lo largo de la distribución salarial.

Palabras clave: cambio tecnológico, estructura ocupacional, desigualdad salarial, brecha de género.

Abstract

This article examines how technological change has reshaped the occupational structure in Spain and how this process affects wage inequality in general, and the gender pay gap in particular. In the first part, after measuring and characterizing occupational change by wage percentiles—with special attention to the gender dimension—we show that the employment pattern shifts from a phase consistent with the U-shaped curve toward a recent stage of progressive improvement, revealing distinct trajectories for women and men. In the second part, we demonstrate the effects of automation and AI on the overall wage distribution using counterfactual distributions, finding that automation increases aggregate inequality but reduces the gender wage gap, while AI increases inequality and shows mixed effects on gender depending on the metric used. The theoretical thread is task composition: what is automated, what is complemented, and how workers are reallocated across the wage distribution.

Keywords: technological change, occupational structure, wage inequality, gender gap.

JEL classification: J24, J31, O33.

I. INTRODUCCIÓN

La automatización, robotización e inteligencia artificial (IA) crecen a un ritmo exponencial, imponiendo un cambio de paradigma en la forma de entender el factor trabajo y acelerando la llamada Cuarta Revolución Industrial. Estas tecnologías, capaces de tomar decisiones y operar de forma autónoma, no solo permiten la creación

de nuevos puestos de trabajo y complementar muchos ya existentes, sino también la sustitución parcial o total de ocupaciones cuyo desempeño es repetitivo o rutinario. Si bien el cambio tecnológico ha sido históricamente el motor fundamental del progreso económico y la mejora de los niveles de vida (Frey, 2019), su efecto distributivo sobre el empleo y la desigualdad salarial sigue siendo objeto de un intenso debate (Graetz y Michaels, 2018). Comprender

cómo estos avances reconfiguran la distribución de los ingresos es esencial para la cohesión social y la estabilidad, especialmente en economías con alta segmentación laboral como la española.

Desde finales de los años noventa, la literatura documentó el fenómeno de la polarización ocupacional –crecimiento simultáneo del empleo en los extremos de la distribución salarial, a expensas del segmento intermedio– como el principal efecto de la automatización sobre el mercado laboral (Autor *et al.*, 2006; Goos y Manning, 2007; Autor y Dorn, 2013). Este patrón se explica bajo la hipótesis del “cambio tecnológico sesgado hacia las rutinas” (RBTC, en inglés), que define que la tecnología sustituye tareas rutinarias y codificables, concentradas típicamente en ocupaciones de cualificación media (Spitz-Oener, 2006). En el contexto español, esta secuencia ha sido documentada: una primera etapa compatible con la polarización, que da paso en el período más reciente a indicios de un mejoramiento progresivo en la parte alta de la distribución (Sebastian, 2018 y 2025).

Este artículo propone una lectura integrada de estos procesos con un foco crucial en la dimensión de género. La premisa fundamental es que el efecto de las nuevas tecnologías no es sobre las ocupaciones directamente, sino sobre las tareas que componen dichas ocupaciones. La reasignación de tareas, sesgada por su posible automatización o complementariedad con las nuevas herramientas (IA), altera la forma de la estructura ocupacional y, de manera intermediada, la desigualdad en la distribución de los ingresos laborales. El énfasis en el género de los trabajadores es crucial, ya que la segregación ocupacional implica que mujeres y hombres presenten tareas muy diferenciadas, lo que se traduce en trayectorias laborales divergentes y distinta exposición a la automatización y la IA (Sebastian, 2023).

El trabajo se estructura en dos partes. En una primera sección, se mide y caracteriza el cambio ocupacional documentando su dimensión de género a partir de un marco de medición que ordena las ocupaciones por su salario medio y observa cómo varía su peso relativo por percentiles (0-100). La fotografía que emerge para el período 1994-2024

es de convergencia en la participación laboral por sexo, pero con ajustes diferenciados: el impacto de la automatización recae con mayor intensidad sobre ocupaciones masculinizadas más abundantes en el tramo intermedio, mientras que las mujeres ganan peso en servicios y profesiones, mostrando avances en la cola alta de la distribución.

En la segunda parte, se traslada ese diagnóstico al terreno distributivo, respondiendo a dos preguntas: qué parte del aumento de la desigualdad salarial puede atribuirse a la tecnología y cómo incide en la brecha de género. Partiendo del marco de análisis de Palomino *et al.* (2025), que aísla los efectos causales de la automatización y de la IA sobre la distribución salarial completa a partir de distribuciones contrafactuales, se documenta el impacto tecnológico por grupos (sexo, edad, educación) mediante instrumentos tipo Bartik (*shift-share*) y métricas de IA complementarias. La comparación entre la distribución observada y la distribución contrafactual, medida por índices de desigualdad como el de Gini, la desviación media en logaritmos (*MLD*) y diferentes cuotas salariales, permite aislar el efecto del componente tecnológico. Los hallazgos confirman que la automatización ha sido el principal motor de la desigualdad agregada a lo largo del período 2000-2019, si bien con un efecto reductor sobre la brecha salarial de género, mientras que la IA ha incrementado la desigualdad total (Palomino *et al.*, 2025).

La contribución del artículo es doble. En el plano descriptivo, aporta una cronología clara y desagregada por sexo del cambio ocupacional en España, describiendo quién gana y quién pierde en cada etapa. En el plano causal, enlaza ese cambio ocupacional con unos resultados empíricos que cuantifican el papel de la tecnología sobre la desigualdad y la brecha de género, considerando automatización e IA como causas distintas. El resto del trabajo se organiza así: la sección segunda presenta el marco conceptual de tareas y documenta los patrones de cambio ocupacional y su dimensión de género. La tercera sección expone el método seguido en Palomino *et al.* (2025) para identificar el componente tecnológico y revisa su incidencia sobre la desigualdad y la brecha salarial. La última sección presenta las conclusiones y posibles medidas de política económica.

II. CAMBIO OCUPACIONAL, TAREAS Y GÉNERO

1. Marco conceptual: de SBTC a RBTC

El aumento de la desigualdad salarial en España durante la última década y media no puede atribuirse únicamente a los vaivenes del ciclo ni a los efectos inmediatos de la Gran Recesión (Sebastian, 2022). Aunque la crisis y la recuperación posterior explican parte del deterioro en los tramos bajos de la distribución, existen factores estructurales —en particular, la trayectoria del cambio tecnológico— que han reconfigurado la demanda de trabajo (Rodríguez y Sebastian, 2023). La inquietud por el impacto del progreso tecnológico sobre el empleo y la desigualdad es antigua: ya Keynes (1930) advertía sobre sus implicaciones en *Posibilidades económicas para nuestros nietos*. Esa preocupación se ha reavivado con la automatización y la digitalización recientes (Mokyr et al., 2015).

Históricamente, las sucesivas oleadas tecnológicas han alterado la organización del trabajo y la composición sectorial. La mecanización inicial sustituyó a artesanos por trabajadores menos cualificados; más tarde, desde la segunda Revolución Industrial hasta finales del siglo XX, la difusión de las tecnologías de la información y la comunicación (TIC) elevó la productividad relativa del trabajo cualificado y su demanda, impulsando ocupaciones directivas y profesionales en detrimento de puestos de producción. Este patrón, conocido como cambio tecnológico sesgado hacia los trabajadores cualificados (*Skill-biased technical change*, SBTC), predice una relación creciente entre cualificación y empleo (Tinbergen, 1974).

A partir de los 2000, esa relación lineal se debilita y emerge un perfil en forma de U: el empleo crece en los extremos —puestos menos y más cualificados— mientras retrocede en el centro de la distribución salarial. Este proceso de polarización se documenta en diversos contextos (Wright y Dwyer, 2003; Autor et al., 2003; Goos y Manning, 2007; Acemoglu y Autor, 2011) y, para explicarlo, la literatura reorienta el foco desde el nivel educativo hacia la naturaleza de las tareas. La hipótesis del cambio tecnológico sesgado hacia la rutina (*Routine-biased technical change*, RBTC) sostiene

que la automatización sustituye con mayor facilidad las tareas repetitivas y estandarizables —abundantes en ocupaciones de cualificación media—, mientras que las tareas abstractas (problema-solución, creatividad, gestión), típicas de la parte alta, son complementadas por la tecnología, y muchas tareas manuales no codificables, más frecuentes en la parte baja, resisten la sustitución directa (Autor et al., 2003; Goos y Manning, 2007; Biagi y Sebastian, 2020).

Desde esta perspectiva de tareas, la polarización se interpreta como una reasignación del empleo lejos de actividades rutinarias hacia polos manuales no rutinarios y abstractos. Ello tiene consecuencias sobre la estructura ocupacional y la distribución del ingreso: se reducen los puestos intermedios y se expanden los extremos. No obstante, una cosa es el aumento de la polarización y otra muy distinta es constatar que este aumento de la polarización provoca un aumento en la desigualdad. Es importante darse cuenta de que la tecnología interactúa con instituciones laborales, la educación, el nivel de competencia, los cambios sectoriales y las políticas públicas, por lo que su contribución al aumento de las brechas de ingresos, aunque relevante, no es por sí sola concluyente (Acemoglu y Autor, 2011; Mokyr et al., 2015).

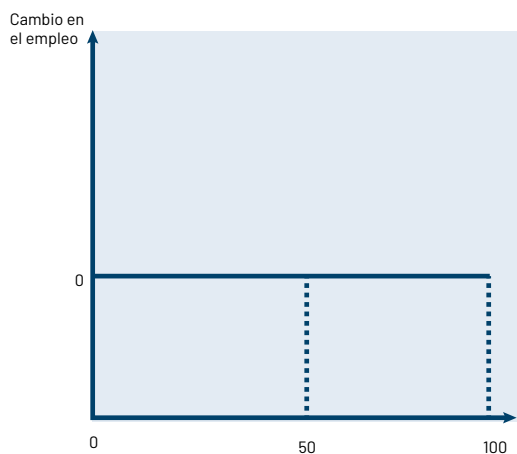
2. Medición

En síntesis, pueden distinguirse cinco formas de cambio ocupacional. Para evaluar cómo la automatización afecta al empleo, se identifica en qué tramos de la escala salarial (bajo, medio y alto) se crean y en cuáles se destruyen puestos de trabajo. Tomando el salario medio de cada ocupación como aproximación a su “calidad”, se ordenan las ocupaciones de menor a mayor salario y, para cada una de ellas, se calcula la variación porcentual del empleo entre dos períodos suficientemente alejados en el tiempo.

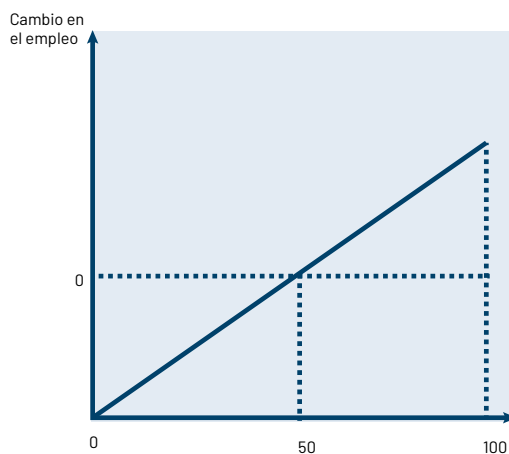
Para visualizar dónde se concentran las ganancias y pérdidas dentro de la distribución salarial, las ocupaciones se agrupan por percentiles (0–100): el 0 corresponde a la ocupación con menor salario medio y el 100 a la de mayor salario. Esta representación facilita una lectura inmediata del impacto de la automatización en el mercado de trabajo.

GRÁFICO 1

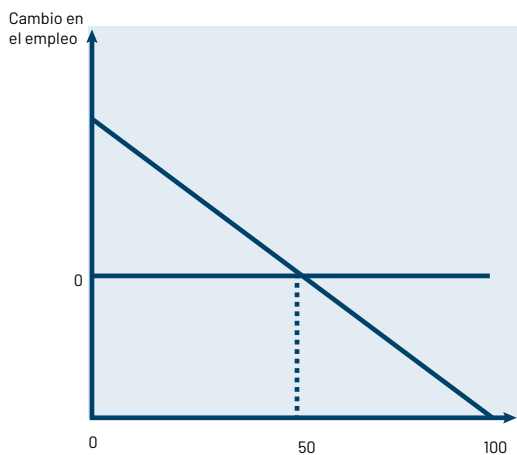
DISTRIBUCIÓN DE LOS CAMBIOS EN EL PORCENTAJE DE EMPLEO



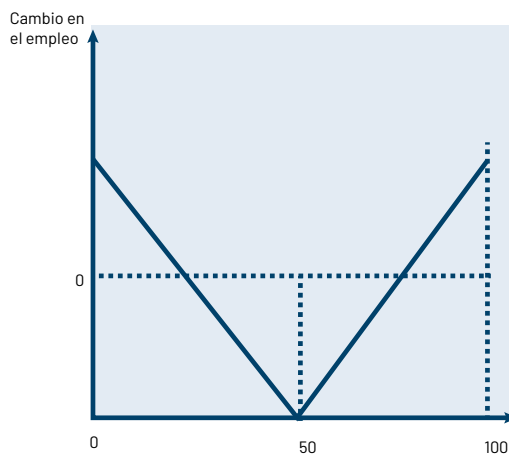
(i) Sin cambios



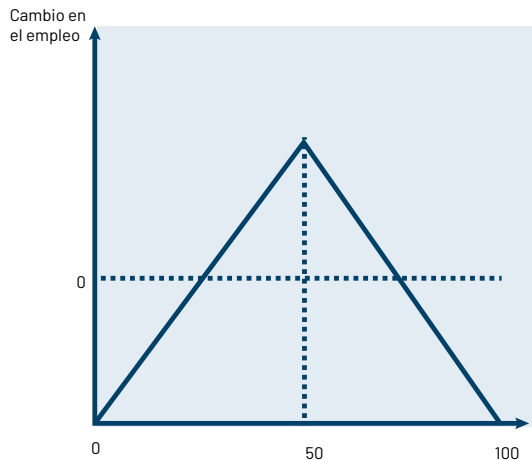
(ii) Mejoramiento Progresivo



(iii) Empeoramiento Progresivo



(iv) Polarización



(v) Concentración

Fuente: Rodríguez et al. (2025).

A título ilustrativo, Rodríguez *et al.* (2025) distinguen cinco trayectorias posibles de cambio ocupacional. La primera describe estabilidad total de las cuotas de empleo (panel a del gráfico 1), es decir, ausencia de polarización. La segunda es el “mejoramiento progresivo” (panel b): las ocupaciones de mayor cualificación —y salarios más altos— ganan peso en el empleo total, coherente con la hipótesis del cambio tecnológico sesgado hacia los cualificados (SBTC). La tercera, “empeoramiento progresivo” (panel c), muestra lo contrario: crecen las ocupaciones de baja cualificación y retroceden las de alta cualificación. La cuarta es la “polarización del empleo” (panel d), ampliamente documentada por Wright y Dwyer (2003), Goos y Manning (2007), Goos *et al.* (2014) y Sebastian (2018): cae el peso de las ocupaciones medias en favor de los extremos, bajo y alto, en línea con el cambio tecnológico sesgado hacia la rutina (RBTC). Por último, la “concentración del empleo” (panel e): las ocupaciones de nivel medio ganan terreno frente a las de los extremos; es, en esencia, el reverso de la polarización, al concentrarse el empleo en el segmento central.

3. Resultados por décadas

El gráfico 2 muestra la evolución de la estructura ocupacional en España a lo largo del período 1994–2024. En el eje horizontal se sitúan las ocupaciones ordenadas por su salario medio y representadas por percentiles (0–100), de modo que los valores cercanos a 0 agrupan las ocupaciones peor remuneradas y los cercanos a 100, las de mayor salario. El eje vertical recoge la variación porcentual del empleo por ocupación entre períodos, lo que permite identificar, de forma sintética, dónde se concentran los avances y retrocesos del empleo dentro de la distribución salarial. Esta lectura facilita distinguir no solo cambios en el nivel agregado, sino también desplazamientos en la composición del empleo entre ocupaciones de distinta cualificación.

En el período 1994–2004 se observa un patrón nítido de polarización: crecen las participaciones en los extremos de la distribución —ocupaciones de salarios bajos y altos—, mientras que el segmento intermedio pierde terreno. Este comportamiento es coherente con la evidencia disponible para

España, que documenta un desplazamiento desde ocupaciones de cualificación media hacia actividades situadas en la base y en la cúspide de la escala salarial (Anghel *et al.*, 2014; Sebastian, 2018). Desde una perspectiva analítica, la década se caracteriza por la expansión simultánea de servicios de baja remuneración y de perfiles profesionales avanzados, con un estancamiento relativo de los puestos de corte rutinario y medio.

Durante 2004–2014, esta dinámica se intensifica, con una contracción más pronunciada del empleo en las ocupaciones de nivel medio. La crisis financiera de 2008 actúa como catalizador de las tendencias previas, acelerando la destrucción de puestos en actividades intensivas en tareas rutinarias. La literatura subraya el papel de la automatización y la difusión de tecnologías que sustituyen dichas tareas, especialmente en el corazón de la distribución salarial (Sebastian, 2018; Rodríguez y Sebastian, 2022). El resultado es una recolocación del empleo que ahonda la brecha entre los extremos y reduce aún más el peso relativo del centro de la distribución salarial.

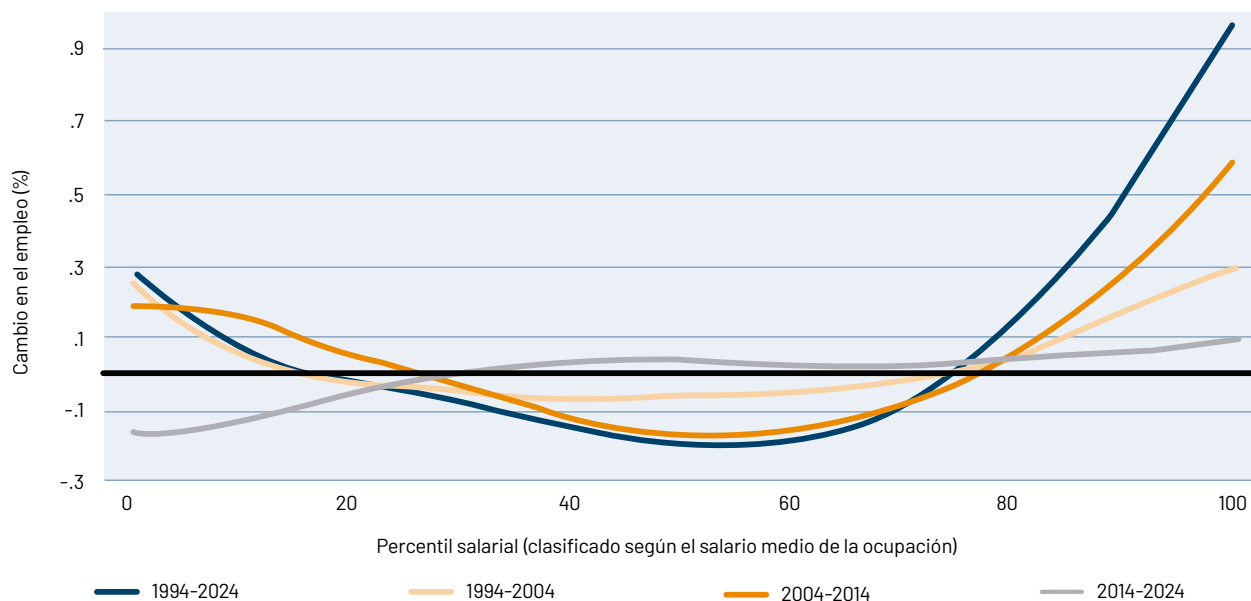
En la última década (2014–2024) se aprecia un cambio de perfil hacia un mejoramiento progresivo: las pérdidas de empleo se concentran en los percentiles inferiores, mientras que el crecimiento se desplaza hacia los percentiles superiores. Este patrón es consistente con la expansión reciente de la IA y de tecnologías complementarias a las habilidades cognitivas y analíticas, que habrían impulsado la demanda de ocupaciones de mayor cualificación sin erosionar de manera marcada el empleo intermedio. Resultados afines se encuentran en trabajos recientes para otros contextos, que apuntan a una recomposición del empleo a favor de segmentos altamente cualificados en la fase más reciente del cambio tecnológico (Acemoglu, 2025; Acemoglu y Johnson, 2024; Acemoglu y Restrepo, 2020; Albanesi *et al.*, 2025).

Tomado en conjunto, el período 1994–2024 muestra una tendencia neta hacia la polarización del empleo: aumentos en los extremos de la distribución —especialmente a partir del percentil 80— y retrocesos en el tramo medio (aproximadamente percentiles 20–80). Además, el avance ha sido más

GRÁFICO 2

CAMBIO OCUPACIONAL EN TÉRMINOS RELATIVOS ENTRE 1994-2024

En porcentaje



Fuentes: Elaboración propia a partir de los datos a medida de la Encuesta de población activa (1994, 2004, 2014 y 2024), la EPF (1990) y la EU-SILC (Estadísticas de la Unión Europea sobre ingresos y condiciones de vida) desde el 2004 hasta el 2019.

intenso en la parte alta de la distribución salarial que en la baja, lo que sugiere que la recuperación y el crecimiento más recientes han favorecido, en mayor medida, a las ocupaciones de mayor cualificación y mejor remuneración. Esta lectura, apoyada en el gráfico 2, permite entender no solo la dirección del cambio, sino también su localización dentro de la estructura ocupacional.

4. Dimensión de género

A continuación, se pasa de la visión agregada del cambio ocupacional a su descomposición por género. Como punto de partida, el cuadro n.º 1 compara la distribución de hombres y mujeres por ocupación al inicio y al cierre del período 1994-2024. El rasgo más llamativo es la fuerte convergencia en la participación laboral entre ambos colectivos: la brecha, que en 1994 rondaba los 20 puntos porcentuales (p. p.), desciende hasta aproximadamente 7 p. p. en 2024.

Esta aproximación entre sexos también se aprecia al clasificar las ocupaciones por nivel salarial. En el tramo de menor remuneración, la presencia femenina pasa a situarse por encima de la masculina en 2024; en el segmento medio, la distancia se reduce en torno a 10 p. p.; y en la parte alta de la distribución, la ventaja masculina se limita a unos 2 p. p.

Si ponemos el foco en las ocupaciones concretas, se observa que los hombres aumentan su peso únicamente en Servicios y ventas (ISCO-08, grupo 5, +1,72 p. p.), Técnicos y profesionales de apoyo (ISCO-08, grupo 3, +3,53 p. p.) y Profesionales (ISCO-08, grupo 2, +2,90 p. p.). Por el contrario, entre las mujeres solo se registra un descenso significativo —superior a un punto porcentual— en Directivos (ISCO-08, grupo 1, -1,34 p. p.). Estos patrones sirven de base para el análisis de la polarización laboral con perspectiva de género que desarrollamos a continuación.

CUADRO N. 01

PARTICIPACIÓN LABORAL DE HOMBRES Y MUJERES POR OCUPACIÓN (1994-2024)

NIVEL SALARIAL	OCUPACIÓN	HOMBRES			MUJERES		
		EMPLEO 1994	EMPLEO 2024	VARIACIÓN	EMPLEO 1994	EMPLEO 2024	VARIACIÓN
Bajo	Ocupaciones elementales	7,87	4,97	-2,91	5,08	5,42	0,34
	Agricultura, silvicultura y pesca	6,03	2,24	-3,78	1,36	0,51	-0,85
	Servicios y venta	6,86	8,58	1,72	5,84	11,85	6,01
	Total	20,77	15,79	-4,97	12,28	17,77	5,49
Medio	Artesanos y operarios de oficios	17,32	10,23	-7,09	1,55	1,04	-0,51
	Operadores y ensambladores	9,98	7,60	-2,38	1,41	1,15	-0,25
	Apoyo administrativo	5,24	3,26	-1,97	5,59	6,31	0,72
	Total	32,54	21,10	-11,45	8,55	8,50	-0,04
Alto	Técnicos y profesionales de apoyo	4,58	8,11	3,53	2,11	4,65	2,54
	Profesionales	5,35	8,25	2,90	4,14	10,69	6,55
	Directivos	6,65	3,44	-3,21	3,03	1,69	-1,34
	Total	16,59	19,80	3,22	9,28	17,03	7,76

Fuentes: Elaboración propia a partir de los datos a medida de la Encuesta de población activa (1994 y 2024) y la EU-SILC (Estadísticas de la Unión Europea sobre ingresos y condiciones de vida) desde el 2004 hasta el 2019.

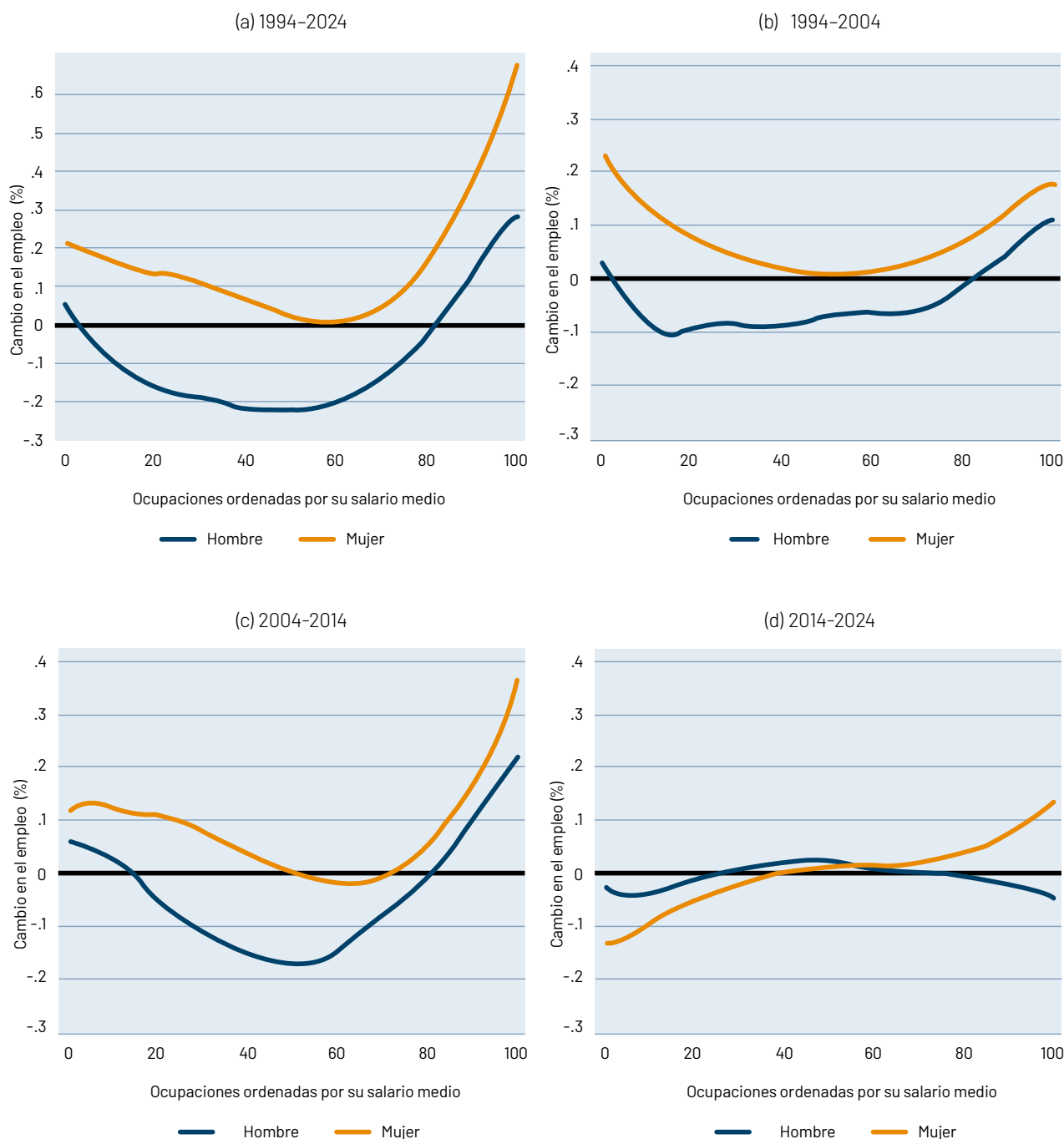
En línea con lo mostrado previamente, el gráfico 3 (paneles a, b, c y d) evidencia que la trayectoria del empleo ha sido muy distinta para hombres y mujeres, en sintonía con Sebastian (2023). Para todo el período 1994-2024, el empleo femenino crece en prácticamente todos los puntos de la distribución salarial, con la única excepción del entorno del percentil 60, donde se mantiene estable. En contraste, la contracción total del empleo asociada a la automatización recae sobre los hombres: solo en los extremos de la distribución salarial se aprecia un ligero avance masculino. Además, el perfil femenino presenta un patrón de polarización, similar al documentado por Cerina et al. (2021) para Estados Unidos en las últimas tres décadas.

Por décadas, emergen matices. Entre 1994 y 2004, el empleo femenino aumenta en todas las ocupaciones, mientras que el masculino solo mejora en las posiciones de mayor salario medio. En 2004-2014, las mujeres registran avances en el tramo inferior de la distribución y también por encima del percentil 80, al tiempo que los hombres apenas ganan peso en las ocupaciones mejor remuneradas y en el extremo inferior (por debajo del percentil 10). En 2014-2024, el patrón femenino se reconfigura: el crecimiento se concentra en la parte alta y se destruye empleo en la baja. Para los hombres, la evolución es más contenida, con un leve incremento en los percentiles medios y sin variaciones relevantes en los extremos. En conjunto, esta última etapa su-

GRÁFICO 3

CAMBIO OCUPACIONAL POR GÉNERO EN TÉRMINOS RELATIVOS ENTRE 1994-2024

En porcentaje



Fuentes: Elaboración propia a partir de los datos a medida de la Encuesta de población activa (1994 y 2024) y la EU-SILC (Estadísticas de la Unión Europea sobre ingresos y condiciones de vida) desde el 2004 hasta el 2019.

giere un ajuste más acotado, con menor dispersión del impacto por género y nivel salarial.

Analizar el cambio ocupacional por género es clave para entender quién gana y quién pierde con cada ola tecnológica y, en consecuencia, diseñar políticas eficaces y justas. La reasignación de tareas y puestos no afecta por igual a mujeres y hombres debido a la segregación sectorial y ocupacional, a la distinta exposición a tareas rutinarias o abstractas y a brechas persistentes en el acceso a formación, puestos directivos y redes profesionales. Sin esta lente, pueden invisibilizarse pérdidas concentradas en ocupaciones “feminizadas” o “masculinizadas”, así como oportunidades de ascenso en los tramos altos de la distribución salarial. Incorporar la perspectiva de género permite orientar la recualificación y la mejora de competencias hacia colectivos concretos, adaptar horarios y sistemas de cuidados para favorecer la participación y corregir sesgos en la adopción de tecnologías (incluida la IA) que podrían amplificar desigualdades existentes. En suma, leer la transformación del empleo con enfoque de género no es un añadido descriptivo: es una condición para anticipar impactos, cerrar brechas y asegurar que los beneficios del cambio tecnológico se repartan de forma equitativa.

El diagnóstico ocupacional por percentiles salariales y su descomposición por género permiten ubicar dónde se reordenan las posiciones en el mercado de trabajo y quiénes protagonizan esos movimientos. El siguiente paso es traducir ese mapa de desplazamientos en cambios sobre la distribución de salarios: no solo cuánto varía la dispersión total, sino también cómo se modifica la brecha entre mujeres y hombres cuando aislamos la contribución de las nuevas tecnologías. Con este objetivo, la sección tercera aplica un enfoque contrafactual que identifica la parte de la desigualdad atribuible a la automatización de la IA y evalúa sus efectos diferenciados por género.

III. TECNOLOGÍA, DESIGUALDAD Y GÉNERO

La sección segunda mostró que la reconfiguración del empleo en España responde a una polarización impulsada por el cambio tecnológico, con

patrones diferenciados por género. La existencia de esta polarización plantea la pregunta de si la tecnología ha contribuido al aumento de la desigualdad salarial, un fenómeno que, para el caso español, solo ha sido cuantificado de forma causal por un estudio (Palomino *et al.*, 2025). Por ello, esta sección revisa los resultados clave de dicho trabajo, centrándose en cómo la automatización (sustitución de tareas rutinarias) y la inteligencia artificial (complementación de tareas abstractas) impactan en la desigualdad total y en la brecha salarial de género, descomponiendo los efectos por grupos demográficos.

1. Marco empírico y efecto agregado de la tecnología

El análisis realizado se fundamenta en la teoría de tareas: las ocupaciones son conjuntos de tareas rutinarias, manuales y abstractas. El cambio tecnológico sustituye tareas codificables (automatización) y complementa (supuestamente) capacidades no rutinarias (IA), lo que impulsa la polarización del empleo y, potencialmente, de los salarios. El reto empírico consiste en medir de forma precisa la exposición tecnológica de cada grupo demográfico y trasladar este efecto micro a indicadores de desigualdad agregada, un problema abordado por Palomino *et al.* (2025) a través de un marco causal y contrafactual.

La identificación empírica se lleva a cabo en dos etapas:

1. *Estimación causal de crecimiento salarial.* Se estima el efecto causal de la exposición tecnológica sobre el crecimiento salarial promedio de grupos definidos por sexo, edad, nivel educativo y región. Para abordar la endogeneidad de las variables tecnológicas, se utiliza una estrategia de variables instrumentales (VI) tipo *shift-share* (Bartik). Este instrumento combina la estructura ocupacional inicial del grupo con *shocks* tecnológicos exógenos y externos (como el precio de los robots o la difusión global de la IA), lo que garantiza que los coeficientes tecnológicos estimados puedan interpretarse como efectos causales sobre el salario de cada grupo. Además, se aplican test de robustez, entre ellos un análisis de sensibilidad tipo *bounding* respecto al sesgo por variables omitidas.

2. *Construcción de distribuciones contrafactuales.* Los coeficientes tecnológicos de la regresión obtenidos en el primer paso se utilizan para construir una distribución de salarios "sin tecnología" para el período de estudio (2000–2019). Esta distribución contrafactual se compara con la distribución salarial observada utilizando métricas estándar (tales como el índice de Gini, el *MLD*, y cuotas salariales por tramos: 10 por 100 más alto, 50 por 100 más bajo, etc.). Si el índice de desigualdad en la distribución contrafactual es inferior al observado, se concluye que la tecnología ha contribuido a aumentar la desigualdad.

Métricas de exposición tecnológica

- *Automatización.* Se emplea una medida dinámica de rutina por ocupación denominada *RTI un-fixed* (RSH-UF, en adelante). Este índice captura la diferencia entre la intensidad de tareas rutinarias y abstractas para cada período considerado, y posteriormente se agrega por grupos demográficos utilizando para ello los pesos demográficos correspondientes. A diferencia de los índices clásicos empleados en la literatura (véase, por ejemplo, Autor y Dorn, 2013) que son estáticos, el índice RSH-UF incorpora los cambios en la composición del empleo entre ocupaciones y la evolución de la rutinización dentro de las ocupaciones a lo largo del tiempo.
- *Inteligencia artificial (IA).* Palomino *et al.* (2025) utilizan tres indicadores complementarios que recogen el potencial de la IA para incidir en las habilidades ocupacionales: i) el índice de Felten *et al.* (2018), que vincula el progreso de aplicaciones de IA con las habilidades ocupacionales; ii) el índice de Webb (2020), basado en la superposición textual entre patentes de IA/robots y las descripciones de tareas de la base de datos O*NET; y iii) la idoneidad para el aprendizaje automático (SML, *suitability for machine learning*) propuesto por Brynjolfsson *et al.* (2018), el cual evalúa el potencial transformador del *machine learning* sobre actividades concretas.

Es relevante destacar que todas las medidas de exposición tecnológica mencionadas se construyen a partir de fuentes de tareas y capacidades

desarrolladas para Estados Unidos (O*NET, patentes), lo que refuerza la validez de la estrategia de identificación al comparar tareas, puesto que la exposición no va a estar endógenamente determinada por la evolución de los salarios en España.

2. Brecha salarial de género: resultados e interpretación

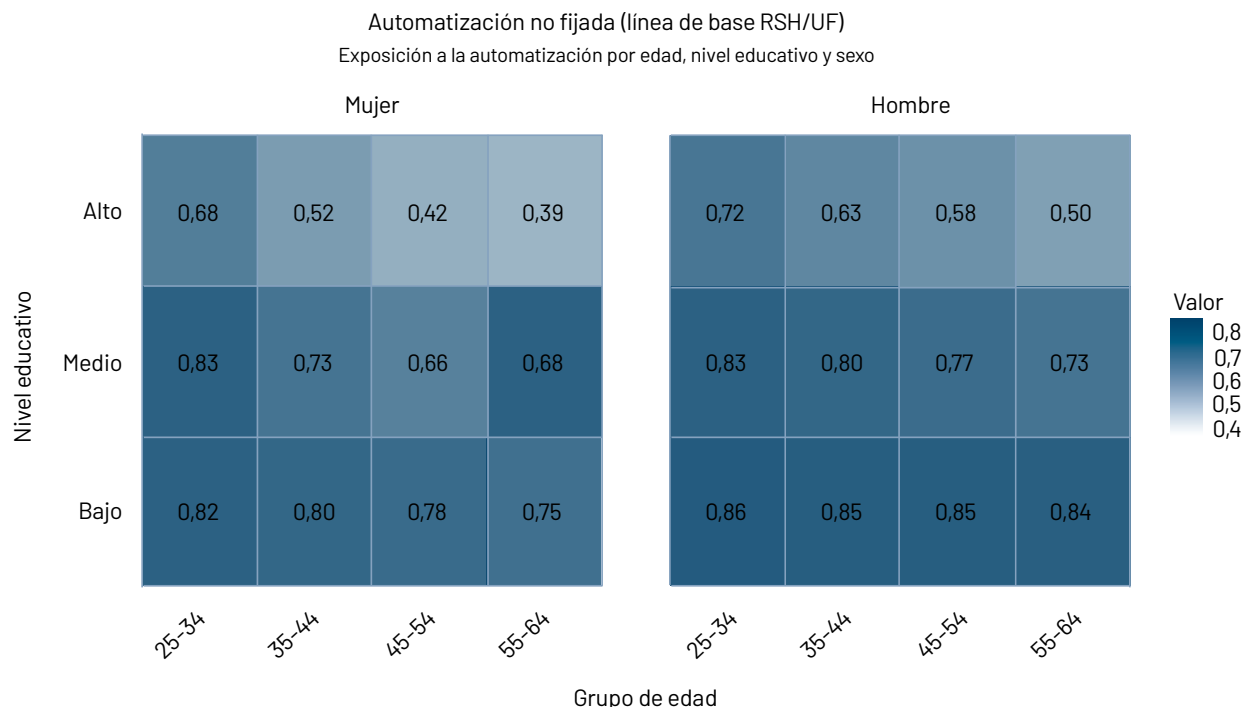
Una vez cuantificado el efecto agregado, el interés pasa de ser cuánto cambia la desigualdad a quiénes experimentan los cambios y por qué. El enfoque contrafactual de Palomino *et al.* (2025) permite medir la contribución de la tecnología a la brecha salarial de género mediante la comparación entre la distribución observada y una distribución "sin tecnología". La brecha se define como la diferencia de salarios medios entre hombres y mujeres; el indicador central es la variación relativa de esa brecha en la distribución contrafactual respecto a la observada: valores positivos implican que, sin tecnología, la brecha sería mayor y, por tanto, que la tecnología la ha reducido; valores negativos implican lo contrario. Esta misma lógica se aplica a la prima educativa, garantizando consistencia entre el análisis por grupos y los agregados distributivos.

El resultado central a largo plazo es que la automatización, medida con el índice dinámico RSH-UF, se asocia a una reducción de la brecha de género: en ausencia de ese canal, la brecha sería sustancialmente mayor. La explicación se basa en la composición de la fuerza laboral. Para el índice de exposición a la automatización RSH-UF, los hombres aparecen sistemáticamente más expuestos dentro de cada nivel educativo, frente a medidas clásicas de exposición a la automatización para las cuales las diferencias por sexo son menores e incluso se invierten para el grupo de baja educación. Es decir, para el índice que mejor capta la evolución de las tareas rutinarias aquellas ocupaciones más masculinizadas son las más expuestas a la automatización y, por este motivo, el diferencial o brecha salarial media entre hombres y mujeres se reduce cuando el componente tecnológico se excluye del salario.

En cuanto a la IA, los efectos por género no son unívocos y dependen de la métrica de exposición utilizada. Para el índice de Felten, que vincula los

GRÁFICO 4

EXPOSICIÓN A LA AUTOMATIZACIÓN POR GRUPOS DEMOGRÁFICOS (ÍNDICE RSH-UF)



Fuente: Palomino et al. (2025).

avances de la IA con las habilidades ocupacionales, se obtiene una reducción de la brecha salarial; por el contrario, para el índice de Webb— basado en el solapamiento entre patentes y los descriptores de tareas— y el índice SML —que mide la capacidad para que se dé aprendizaje automático mediante machine learning— se observa un ensanchamiento de la brecha de género. Esta divergencia es, después de todo, esperable dado que cada índice captura facetas distintas de la IA y, por tanto, cada índice de exposición a la IA recoge aspectos de la relación entre las composiciones ocupacionales y el género distintos. Por otro lado, la adopción de la IA en España entre los años 2015–2019 es reciente y aún está sesgada hacia ocupaciones de alta cualificación, donde la representación relativa de mujeres y hombres varía por rama y perfil.

Dicho todo esto, conviene interpretar los resultados anteriores junto a la evidencia descriptiva anterior. En el año 2000, la relación “en bruto” entre

exposición y salario ya mostraba gradientes de signo opuesto para la automatización e IA: los grupos más expuestos a la automatización presentaban salarios medios más bajos, mientras que para los índices de Felten y Webb la exposición a la IA se concentraba en los grupos salariales altos. Ese patrón de partida condiciona cómo la tecnología afecta a la brecha salarial: si la automatización incide más en ocupaciones masculinizadas de cualificación media, reducirá la brecha; si por el contrario, la IA recompensa las tareas y ocupaciones propias de la parte alta de la distribución salarial, el efecto sobre la brecha dependerá de la composición de género de este tramo.

3. Mecanismo y heterogeneidades: sexo, edad y educación

Para entender mejor cómo funciona el mecanismo detrás de las brechas, resulta útil partir de la distribución inicial de la exposición por sexo y educación.

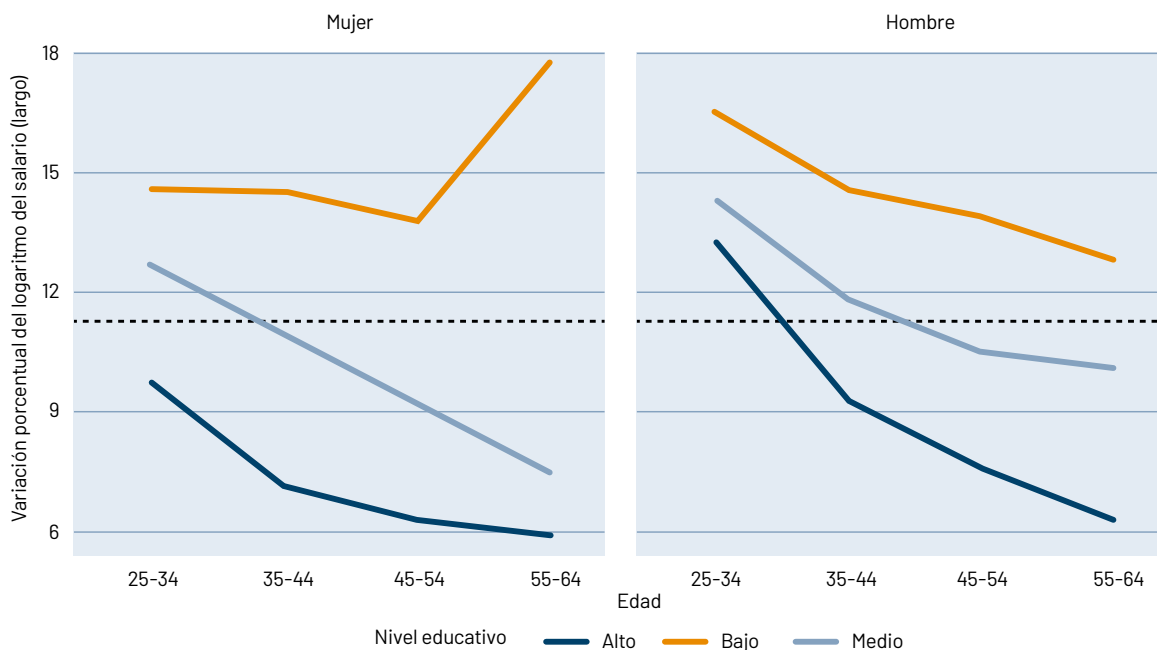
El gráfico 4, para el año 2000 y el índice RSH-UF, muestra que en cada nivel educativo los hombres presentan mayor exposición media a la automatización que las mujeres. Este patrón es consistente con la segregación ocupacional descrita en la sección segunda: las tareas rutinarias más susceptibles de sustitución se concentran en ocupaciones masculinizadas de cualificación intermedia (industria y ciertos servicios técnicos). Cuando se repite el ejercicio con la medida clásica de exposición a la automatización (Autor y Dorn, 2013), la diferencia por sexo se reduce e incluso se invierte para el nivel bajo de educación, lo que sugiere que el enfoque dinámico del índice RSH-UF captura mejor la evolución de la rutinización dentro de las ocupaciones y, con ello, el componente específicamente composicional que conecta automatización y brecha salarial de género.

Además, el propio gráfico 4 revela dos regularidades que amplifican esta lectura. Primero, aparece un gradiente educativo claro, siendo la exposición

a la automatización mayor cuanto menor es el nivel educativo. Esto, combinado con la mayor presencia masculina en ocupaciones de baja y media cualificación, refuerza la asimetría por sexo. Segundo, se observa una pauta por edad: la exposición tiende a ser más alta entre los grupos jóvenes y menor en las cohortes de mayor edad, lo que acentúa el sesgo de exposición masculino, dado que la entrada de hombres jóvenes en ocupaciones rutinarias ha sido relativamente más intensa. Ambas regularidades encajan con la teoría de tareas y ayudan a entender por qué, al excluir la influencia de las nuevas tecnologías, la compresión de la brecha de género emerge como un efecto agregado.

Para traducir esta exposición diferencial en resultados salariales por sexo, el análisis pasa de la fotografía inicial a los efectos estimados por cohortes. El gráfico 5 compara, para el período 2000-2019, el salario observado con el salario contrafactual sin automatización para cada com-

GRÁFICO 5
EL EFECTO DE LA AUTOMATIZACIÓN POR SEXO, EDAD Y NIVELES DE EDUCACIÓN



Nota: La línea discontinua negra muestra la diferencia media entre el salario hipotético y el salario real en todos los grupos.

Fuente: Palomino et al. (2025).

binación posible de sexo, edad y educación. La interpretación es clara desde la óptica de género: valores positivos indican que ese grupo habría tenido salarios más altos sin automatización, por lo que el impacto de la automatización ha sido relativamente más adverso.

Así, emergen tres pautas clave con implicaciones de género:

1. *Gradiente educativo pronunciado.* Las mayores pérdidas salariales relativas se concentran en el nivel bajo de educación, un segmento donde los hombres son más intensivos en tareas rutinarias. En la educación media, las pérdidas se moderan, y en el nivel de educación alta, el efecto adverso tiende a neutralizarse.
2. *Diferencial por sexo.* A igualdad de edad y educación, las mujeres suelen experimentar impactos menos negativos que los hombres, especialmente en los niveles de educación media y alta, lo que es coherente con una menor exposición femenina a las tareas automatizables dentro de esas categorías.
3. *Pauta por edad y vulnerabilidad.* El efecto adverso tiende a reducirse con la edad. Sin embargo, las excepciones más visibles se localizan en las mujeres de bajo nivel educativo, donde la combinación de menor movilidad ocupacional y la alta sustitución de tareas amplifica la vulnerabilidad relativa de este grupo.

Para cerrar la explicación de este enfoque de género, la conjunción de ambas piezas —exposición inicial (gráfico 4) y efectos salariales contrafactuales (gráfico 5)— da lugar a un mecanismo claro. Una mayor exposición masculina a la automatización en ocupaciones de cualificación intermedia, unida al castigo relativo al nivel bajo de educación, explica por qué la automatización eleva la desigualdad agregada (al vaciar el centro) y, simultáneamente, estrecha la brecha salarial de género (por un potente efecto composicional). Desde el punto de vista de la política pública, este resultado sugiere ciertas prioridades con perspectiva de género: recualificación y movilidad dirigida a los hombres en ocupaciones rutinarias

de baja y media cualificación; itinerarios de transición hacia funciones menos automatizables con apoyos específicos para mujeres de baja educación, que muestran bolsas de riesgo persistente; y un seguimiento de la difusión de las tecnologías complementarias en la parte alta de la distribución para evitar que nuevas dinámicas de complementariedad reviertan los avances logrados en la brecha salarial entre hombres y mujeres.

IV. CONCLUSIONES

Este trabajo concluye que la profunda transformación reciente del mercado laboral español está estrechamente ligada al cambio tecnológico y a su sesgo por tareas. A partir de un registro del empleo por percentiles salariales, documentamos una secuencia que combina fases de polarización con un tramo final de mejoramiento en la parte alta, en línea con la sustitución de tareas rutinarias y la complementariedad de tecnologías avanzadas como la IA con tareas abstractas. Al llevar este diagnóstico al terreno distributivo, un enfoque contrafactual permite aislar la contribución de la tecnología a la desigualdad salarial: la automatización explica una parte sustantiva del aumento de la dispersión, principalmente por el vaciado del segmento medio intensivo en rutinas, mientras que la IA, en su fase inicial de adopción, tiende a concentrar ganancias en la cola alta. Estos resultados son coherentes con la teoría de tareas y robustos a distintas métricas de exposición.

En clave de género, los efectos no son homogéneos, ya que la mayor exposición masculina a ocupaciones de cualificación media intensivas en tareas rutinarias hace que la automatización, aun elevando la desigualdad total, contribuya a reducir la brecha salarial entre mujeres y hombres por un mecanismo composicional. Para la IA, los efectos sobre la brecha dependen de la medida de exposición utilizada y del patrón de complementariedad entre tareas y tecnologías, lo que sugiere que la incidencia de la IA no es uniforme entre colectivos.

Los resultados ponen de relieve heterogeneidades relevantes por sexo, edad y educación. La penalización recae con mayor intensidad en traba-

adores de baja cualificación y en cohortes jóvenes ubicadas en ocupaciones rutinarias; en cambio, los grupos con mayor dotación de tareas abstractas capturan con más probabilidad las ganancias de productividad asociadas a las nuevas tecnologías. Esta geografía de impactos es clave para diseñar intervenciones eficaces.

El análisis causal, basado en instrumentos, se interpretó a la luz de sus supuestos. Si bien la estrategia *shift-share* y el uso de medidas de exposición basadas en tareas internacionales mitigan los problemas de endogeneidad, se aconseja cautela al extrapolar las conclusiones fuera del período y contexto estudiados.

Finalmente, las implicaciones de políticas públicas que se derivan de este análisis apuntan a la necesidad de un paquete de medidas orientado por tareas y con perspectiva de género que combine tres ejes fundamentales para gestionar la transición tecnológica:

1. *Fomentar la recualificación y movilidad ascendente* en ocupaciones rutinarias, especialmente las masculinizadas, mediante formación modular acreditable, reconocimiento de competencias transferibles y apoyos específicos al reempleo.
2. *Promover el acceso efectivo de las mujeres a habilidades y ocupaciones complementarias con IA*, lo que incluye la alfabetización en IA aplicada, el análisis de datos y la gestión de procesos digitales, junto con mecanismos que reduzcan los sesgos de selección y promoción.
3. *Reforzar la contención de la desigualdad agregada* a través de marcos de negociación colectiva, salarios mínimos bien calibrados, políticas de competencia en mercados donde puedan emerger rentas de posición y sistemas tributario-redistributivos que amortigüen los extremos.

Este enfoque dual permite aprovechar el potencial igualador del cambio tecnológico sin agravar la dispersión salarial.

BIBLIOGRAFÍA

- Acemoglu, D. (2025).** The simple macroeconomics of AI. *Economic Policy*, 39(120).
- Acemoglu, D., y Autor, D. (2011).** Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings. En O. Ashenfelter y D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (vol. 4, pp. 1043-1171). Elsevier.
- Acemoglu, D., y Johnson, S. (2024).** Learning from Ricardo and Thompson: Machinery and labor in the early Industrial Revolution—and in the age of AI. *Annual Reviews of Economics*, 16, 597-621.
- Acemoglu, D., y Restrepo, P. (2020).** Robots and jobs: Evidence from US labor markets. *Journal of Political Economy*, 128(6), 2188-2244.
- Albanesi, S., Dias da Silva, A., Jimeno, J. F., Lamo, A., y Wabitsch, A. (2025).** New technologies and jobs in Europe. *Economic Policy*, 40(121), 71-139.
- Anghel, B., De la Rica, S., y Lacuesta, A. (2014).** The impact of the Great Recession on employment polarization in Spain. *SERIEs*, 5(2-3), 143-171.
- Autor, D. H., y Dorn, D. (2013).** The Rise of the Machines: How Computers Have Changed Work. *American Economic Review*, 103(5), 1573-1602.
- Autor, D. H., Katz, L. F., y Kearney, M. S. (2006).** The Polarization of the U.S. Labor Market. *AEA Papers and Proceedings*, 96(2), 189-194.
- Autor, D., Levy, F., y Murnane, R. J. (2003).** The skill content of recent technological change: An empirical exploration. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1279-1333.
- Biagi, F., y Sebastian, R. (2020).** Technologies and "Routinization". En K. F. Zimmermann (Ed.), *Handbook of labor, human resources and population economics*. Springer.
- Brynjolfsson, E., Mitchell, T., y Rock, D. (2018).** What can machines learn, and what does it mean for occupations and the economy? *American Economic Review Papers and Proceedings*, 108: 43-47.
- Cerina, F., Moro, A., y Rendall, M. (2021).** The role of gender in employment polarization. *International Economic Review*, 62(4), 1655-1691.

- Felten, E. W., Raj, M. y Seamans, R. (2018).** A method to link advances in artificial intelligence to occupational abilities. *AEA Papers and Proceedings*, 108, 54–57.
- Frey, C. B. (2019).** *The Technology Trap: Capital, Labor, y Power in the Age of Automation*. Princeton University Press.
- Goos, M., y Manning, A. (2007).** Lousy and lovely jobs: The rising polarization of work in Britain. *Review of Economics and Statistics*, 89(1), 118–133.
- Goos, M., Manning, A., y Salomons, A. (2014).** Explaining Job Polarization: Routine-Biased Technological Change and Offshoring. *American Economic Review*, 104(8), 2509–2526.
- Graetz, G., y Michaels, G. (2018).** Robots at Work. *Review of Economics y Statistics*, 100(5), 753–768.
- Mokyr, J., Vickers, C., y Ziebarth, N. L. (2015).** The history of technological anxiety and the future of economic growth: Is this time different? *Journal of Economic Perspectives*, 29(3), 31–50.
- Palomino, J. C., Rodríguez, J. G., Salas-Rojo, P., y Sebastian, R. (2025).** *New technologies and the rise of wage inequality* (Mimeo).
- Rodríguez, J. G., Sebastian, R., y Zheng, B. (2025).** *The effects of new technologies on occupational change* (Mimeo).
- Rodríguez, J. G., y Sebastian, R. (2022).** *Automatización, polarización laboral e igualdad socioeconómica*. Fundación Cotec.
- Rodríguez, J. G., y Sebastian, R. (2023).** Desigualdad de las rentas de mercado en España: procesos generadores y políticas. *Cuadernos Económicos de ICE*, 105, 37–61.
- Sebastian, R. (2018).** Explaining job polarization in Spain from a task perspective. *SERIEs*, 9, 215–248.
- Sebastian, R. (2022).** The labour market, income per capita and welfare in Europe: An overview of the last two decades. *Ekonomiaz*, 101, 158–183.
- Sebastian, R. (2023).** Gender Job Polarisation. X ECINEQ Meeting, Aix-en-Provence (Francia).
- Sebastian, R. (2025).** *La evolución de la estructura ocupacional en España: Un análisis de largo plazo (1975-2024)*. Informe Fundación FOESSA. En prensa.
- Spitz-Oener, A. (2006).** Technical change, job tasks, y rising educational demands: Looking outside the wage structure. *Journal of Labor Economics*, 24(2), 235–270.
- Tinbergen, J. (1974).** Substitution of graduate by other labour. *Kyklos*, 27, 217–226.
- Webb, M. (2020).** The impact of artificial intelligence on the labor market. *SSRN Electronic Journal*.
- Wright, E. O., y Dwyer, R. E. (2003).** The patterns of job expansions in the USA: A comparison of the 1960s and 1990s. *Socio-Economic Review*, 1(3), 289–325.

DIFERENCIAS SECTORIALES EN LAS BRECHAS DE GÉNERO EN ESPAÑA: EXPLICANDO LA DESIGUALDAD SALARIAL ENTRE INDUSTRIAS (*)

Jimena Contreras

ESADE ECPOL, Universidad Ramon Llull

Claudia Hupkau

CUNEF Universidad

Resumen

España ha avanzado en la convergencia de género en participación en el mercado laboral y salarios, aunque las cifras agregadas ocultan disparidades sectoriales. Con microdatos de la Encuesta de estructura salarial (EES) 2010–2022, cuantificamos las brechas salariales de género por industria, descomponemos sus componentes observables y no observables, e investigamos cómo la segregación ocupacional, las características de las empresas y de los individuos las afectan. Encontramos brechas horarias brutas que van desde valores cercanos a cero en transporte a más del 20 por 100 en sanidad y servicios sociales. Después de controlar por ocupación, características de la empresa y de los trabajadores, persisten brechas en todos los sectores, alcanzando el 16–17 por 100 en algunas industrias. En sectores dominados por hombres, las mujeres parecen estar positivamente seleccionadas en observables, pero se enfrentan a penalizaciones salariales inexplicadas; en sectores dominados por mujeres, la composición explica una mayor parte de la brecha, pero persisten brechas inexplicadas significativas. Estos patrones sugieren que se necesitan herramientas políticas específicas por sector—combinando transparencia salarial, acuerdos de trabajo flexibles e iniciativas de diversidad específicas— para cerrar la brecha restante.

Palabras clave: brecha salarial de género, análisis sectorial, España, segregación ocupacional, transparencia salarial.

Abstract

Spain has achieved substantial convergence between men and women in terms of labor force participation and wages. However, the aggregate figures mask significant disparities across sectors. Using microdata from the Wage Structure Survey (EES) 2010–2022, this article quantifies gender wage gaps by industry, breaks them down into observable and unobservable components, and investigates how occupational segregation, firm characteristics, and individual characteristics shape these gaps. We find gross wage gaps ranging from values close to zero in transportation to over 20% in health care and social services. After controlling for occupation, firm characteristics, and worker characteristics, gaps persist across all sectors, reaching 16–17% in some industries. In male-dominated sectors, women appear to be positively selected on observables while facing higher residual penalties; in female-dominated sectors, composition explains a larger share of the gap, but significant residuals persist. These patterns suggest that sector-specific policy tools—combining wage transparency, flexible work arrangements, and targeted diversity initiatives—are needed to close the remaining gap.

Keywords: gender pay gap, sectoral analysis, Spain, occupational segregation, transparency.

JEL classification: J16, J31, J71.

I. INTRODUCCIÓN

España ha logrado un progreso significativo en la reducción de la brecha salarial de género en la última década. En 2010, los ingresos anuales promedio de las mujeres eran aproximadamente

un 23 por 100 inferiores a los de los hombres; para 2022, esta brecha se había reducido a aproximadamente el 17 por 100. De manera similar, la brecha salarial horaria (que tiene en cuenta el trabajo a tiempo parcial) cayó del 15 por 100 al 9 por 100, convirtiendo a 2022 en el primer año registrado con una brecha

salarial de género horaria de un solo dígito. Esta convergencia ha sido impulsada, en gran medida, por la creciente participación de las mujeres en el trabajo a tiempo completo y su movimiento hacia industrias y ocupaciones mejor remuneradas. En otras palabras, los cambios en la composición del empleo —más mujeres en sectores y roles mejor remunerados— explican una porción sustancial de la disminución de la brecha (véase Hupkau y Ruiz-Valenzuela, 2022; Martínez, 2024).

A pesar de esta tendencia positiva, persiste una brecha central. Después de tener en cuenta la educación, la experiencia, las horas, la ocupación y la industria, una brecha salarial “inexplicada” significativa de aproximadamente el 12-13 por 100 por hora todavía separa a hombres y mujeres comparativamente. Este componente inexplicado —a menudo atribuido a factores estructurales como la organización del trabajo, el poder de negociación desigual o los rendimientos diferenciales a características similares— apenas ha cambiado en la última década. En particular, a medida que las mujeres han entrado en empleos mejor remunerados, las disparidades de género dentro del mismo sector o trabajo se han vuelto más evidentes. Por ejemplo, en 2022, controlar por las diferencias en los sectores donde trabajan hombres y mujeres aumenta la brecha salarial estimada en aproximadamente 4 puntos porcentuales (p. p.). Esto indica que las mujeres ahora están bien representadas en industrias con salarios elevados, pero incluso dentro de esas industrias ganan sistemáticamente menos que los hombres en roles similares.

Fundamentalmente, la brecha salarial de género agregada enmascara grandes variaciones entre sectores. Algunas industrias en España casi carecen de brecha de género —o incluso una brecha inversa— en los ingresos, mientras que otras exhiben disparidades muy grandes. Por ejemplo, en el sector del transporte y almacenamiento, la diferencia salarial promedio entre hombres y mujeres es de solo alrededor del 1 por 100 a favor de los hombres, mientras que en sectores dominados por mujeres, como la sanidad y los servicios sociales y las actividades profesionales y científicas, la brecha bruta alcanza aproximadamente el 21 por 100 (las mujeres ganan 79 céntimos por cada euro ganado por los

hombres). En contraste, en la construcción —un sector tradicionalmente dominado por hombres, donde las mujeres constituyen menos del 12 por 100 de la fuerza laboral— los ingresos promedio de las mujeres en 2022 fueron aproximadamente un 15 por 100 más altos que los de los hombres. Estos ejemplos sugieren que la composición de género de los sectores y la segregación ocupacional dentro de ellos juegan roles importantes en las brechas salariales observadas. Esto también sugiere preguntas sobre las causas subyacentes: ¿son las brechas pequeñas o invertidas en algunos sectores un signo de verdadera igualdad, o ocultan desigualdades una vez que tenemos en cuenta los diferentes roles laborales? Del mismo modo, ¿por qué persisten brechas considerables en sectores donde predominan las mujeres?

Comprender estos patrones sectoriales es esencial por varias razones. Primero, la variación sectorial puede revelar si la desigualdad salarial de género proviene principalmente porque las mujeres se concentran en industrias de baja remuneración (efectos de composición entre sectores) o porque las mujeres ganan menos que los hombres dentro de la misma industria (efectos de precio dentro del sector). La evidencia reciente sugiere que gran parte de la desigualdad salarial de género existe dentro, en lugar de entre establecimientos y ocupaciones (Petersen y Morgan, 1995; Rute *et al.*, 2016), lo que señala la importancia del análisis desagregado.

En segundo lugar, los factores que impulsan las brechas salariales pueden diferir sustancialmente entre sectores: la segregación ocupacional puede ser el problema principal en la sanidad, mientras que la organización del trabajo (por ejemplo, la penalización por trabajo flexible) pueden dominar en la construcción o en las finanzas. Para España, De la Rica *et al.* (2008) documentan una variación significativa en las brechas de género entre niveles educativos y la distribución salarial, mientras que Cebrián y Moreno (2008) enfatizan el papel de la segregación ocupacional, tanto horizontal como vertical. En tercer lugar, es probable que las intervenciones políticas deban ser específicas por sector. Goldin (2014) argumenta que la persistencia de brechas de género en profesiones altamente cualificadas se

debe al “coste de la flexibilidad temporal”: empleos de alta remuneración recompensan desproporcionadamente a quienes trabajan en horarios no convencionales. Sin embargo, las mujeres suelen demandar mayor flexibilidad debido a las responsabilidades de cuidado. Este mecanismo puede operar de manera distinta entre industrias. Las estrategias que funcionan en un contexto (por ejemplo, requisitos de transparencia salarial en finanzas, como demuestran Bennedsen *et al.*, 2022 en Dinamarca) pueden ser menos relevantes en otro (por ejemplo, abordar los estereotipos en campos dominados por hombres). Por último, a medida que la brecha agregada sigue reduciéndose, mediante cambios en la composición del empleo, y no tanto por una convergencia dentro de los sectores, resulta importante comprender qué sectores y qué mecanismos explican la desigualdad restante, con el fin de diseñar políticas públicas más focalizadas.

Este artículo investiga las diferencias sectoriales en las brechas salariales de género en España utilizando microdatos de la *Encuesta de estructura salarial (EES)* para el período 2010–2022. Cuantificamos tanto las brechas salariales de género no ajustadas como las brechas ajustadas dentro de los sectores, después de contrastar un conjunto de características de los trabajadores, el empleo y las empresas. Al examinar cómo varía la brecha de género entre industrias —y descomponer cuánto de cada brecha puede explicarse por factores observables identificamos los mecanismos que impulsan estas disparidades. Esto nos permite evaluar la importancia relativa de los efectos de composición (diferencias en dónde y en qué roles trabajan hombres y mujeres) versus los efectos de precio (diferencias en el pago por trabajo similar).

El análisis arroja varios hallazgos clave. Primero, documentamos diferencias en las brechas salariales de género entre sectores. En 2022, las brechas salariales horarias brutas van desde el -15,2 por 100 en construcción (donde las mujeres ganan más que los hombres en promedio) hasta el 21,3 por 100 en sanidad y servicios sociales.

Después de controlar por observables, las brechas inexplicadas van del 4,7 por 100 al 17,1 por 100,

con brechas residuales particularmente grandes en industrias dominadas por hombres como manufactura (16,5 por 100), transporte (15,6 por 100) y construcción (13,2 por 100).

En segundo lugar, encontramos que el patrón de las brechas de género difiere sistemáticamente según la composición de género de los sectores. En sectores dominados por mujeres como sanidad, educación y servicios profesionales, gran parte de la brecha salarial bruta se explica por la segregación ocupacional: las mujeres se concentran en puestos peor remunerados, pero persisten brechas inexplicadas significativas del 7–12 por 100. Por el contrario, en sectores dominados por hombres como construcción, manufactura y transporte, las mujeres están positivamente seleccionadas en observables (tienden a tener mayor educación y cualificaciones que sus colegas masculinos), con brechas brutas más limitadas o incluso a favor de las mujeres. No obstante, se enfrentan a penalizaciones salariales inexplicadas del 13–17 por 100. Este patrón sugiere que la discriminación o la penalización por la flexibilidad pueden ser particularmente severos en entornos dominados por hombres.

En tercer lugar, mostramos que la segregación ocupacional dentro de los sectores explica una porción sustancial de las brechas salariales de género en varias industrias, pero su importancia ha disminuido con el tiempo a medida que la segregación ocupacional ha caído modestamente (aproximadamente al 90 por 100 de su nivel de 2010 para 2022). Controlar por la ocupación reduce la brecha de género en 7–8 p. p. en sectores como las finanzas, actividades profesionales y científicas y otros servicios, pero tiene poco efecto —o incluso aumenta la brecha— en sectores como la construcción, transporte y manufactura. Esto indica que, en el último grupo de sectores, las mujeres trabajan en ocupaciones mejor remuneradas que los hombres; sin embargo, aún reciben salarios más bajos, lo que señala la desigualdad salarial dentro de la ocupación.

En cuarto lugar, las características de las empresas e individuales (educación, experiencia, tipo de contrato) representan relativamente poco de la brecha salarial dentro del sector en la mayoría de

las industrias. La principal excepción es sanidad y servicios sociales, donde controlar por características individuales reduce la brecha en casi 5 p. p., lo que sugiere diferencias en las condiciones de empleo o cualificaciones. En otros sectores, agregar estos controles aumenta la brecha estimada, lo que refuerza que las mujeres tienen cualificaciones iguales o mejores, pero reciben un pago desigual.

En quinto lugar, la segregación sectorial ha disminuido solo modestamente con el tiempo (al 95 por 100 de su nivel de 2010 respecto de 2022), con manufactura, construcción y sanidad y servicios sociales permaneciendo como los mayores contribuyentes. La reducción gradual de la segregación sectorial y ocupacional indica que los cambios compositivos, aunque importantes, han sido insuficientes para cerrar la brecha restante.

En conjunto, estos resultados indican que la brecha salarial de género restante en España está cada vez más impulsada por diferencias salariales dentro del sector y la ocupación. Este cambio en la composición de la desigualdad tiene importantes implicaciones políticas. A medida que los efectos de composición disminuyen en importancia, las políticas deben centrarse más en los mecanismos que generan un pago desigual por trabajos similares, incluidos la discriminación, la penalización por flexibilidad, la falta de transparencia salarial y los rendimientos diferenciales de las características individuales. Este análisis revela que estos mecanismos varían entre industrias. Por tanto, se necesitan intervenciones específicas por sector: transparencia salarial estricta y auditorías en industrias dominadas por hombres donde las brechas inexplicadas son mayores; medidas para promover el acceso de las mujeres a roles superiores en sectores dominados por mujeres donde la segregación vertical es más pronunciada y políticas transversales para abordar las penalizaciones por maternidad y promover acuerdos de trabajo flexibles, pero bien remunerados.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera. La segunda sección describe los datos y la metodología econométrica. La tercera sección presenta los principales resultados, documentando tendencias agregadas de la economía, variación sec-

torial en las brechas salariales de género y el papel de la segregación ocupacional, las características de las empresas e individuales en la explicación de las brechas dentro del sector. La sección cuarta discute las implicaciones políticas de nuestros hallazgos y los sitúa en el marco de la literatura existente. La quinta sección concluye.

II. DATOS Y METODOLOGÍA

1. Datos

Utilizamos microdatos de los años 2010, 2014, 2018 y 2022 de la Encuesta de estructura salarial (EES). La encuesta cubre a empleados en empresas con al menos diez trabajadores y excluye a los autónomos. La muestra se restringe a empleados con edades comprendidas entre 20 y 60 años, eliminando observaciones con información salarial o de horas faltante. Esta encuesta, realizada cada cuatro años por el Instituto Nacional de Estadística (INE), proporciona información detallada sobre los ingresos de los empleados junto con sus características individuales (educación, edad, antigüedad, etc.) y atributos laborales (horas trabajadas, ocupación, industria, tamaño de la empresa, tipo de contrato, etc.).

Los datos permiten calcular las brechas salariales de género tanto sobre una base de ingresos anuales como sobre una base salarial horaria. Nuestro enfoque principal está en la brecha salarial horaria, que se ajusta por las diferencias de género en el tiempo de trabajo (notablemente la mayor incidencia del trabajo a tiempo parcial entre las mujeres). Al usar salarios por hora, aseguramos estar comparando a hombres y mujeres sobre una base más equivalente en términos de aporte laboral. Los salarios por hora se calculan dividiendo los ingresos anuales por las horas anuales trabajadas.

2. Especificación econométrica

Medición de la brecha salarial de género

Definimos la brecha salarial de género como el porcentaje en el que el salario promedio de las mu-

eres se sitúa por debajo del salario medio de los hombres. Por ejemplo, una brecha del 20 por 100 significa que las mujeres ganan, en promedio, un 20 por 100 menos que los hombres (es decir, el salario medio de las mujeres es el 80 por 100 del de los hombres). Una brecha negativa indicaría que las mujeres ganan, en promedio, más que los hombres en ese sector. Calculamos esta brecha bruta para la economía en general y dentro de cada industria. Para explorar cómo varios factores explican la brecha, estimamos una serie de modelos de regresión salarial con un indicador femenino y al que se añaden progresivamente variables de control. Los modelos se pueden resumir de la siguiente manera:

Sea W_{it} el salario anual o por hora del trabajo que, una vez que pasamos a regresiones a nivel de sector, ya no incluimos este control.

$$W_{it} = \alpha + \beta \times \text{Mujer}_i + X_{it}'\gamma + \varepsilon_{it}, \quad [1]$$

donde X_{it} son conjuntos de control progresivamente expandidos:

- *Modelo 1:* sin controles (brecha bruta). Comenzamos con un modelo básico, donde β captura la brecha salarial de género incondicional (esto es la brecha bruta).
- *Modelo 2:* + efectos fijos de sector. Incluimos indicadores de sector económico para tener en cuenta la segregación sectorial. Si las mujeres tienden a trabajar en sectores de menor remuneración que los hombres, controlar por esta variable reducirá el coeficiente femenino. Por el contrario, si las mujeres se han trasladado a sectores mejor remunerados, controlarlo podría incluso ampliar la brecha. Nótese que una vez que pasamos a regresiones a nivel de sector, ya no incluimos este control.
- *Modelo 3:* + efectos fijos de ocupación. Aquí incluimos indicadores de ocupación para tener en cuenta la segregación ocupacional. Si las mujeres tienden a trabajar en ocupaciones de menor remuneración que los hombres, controlar por ocupación reducirá el coeficiente de género. Por el contrario, si las mujeres se han trasladado a ocupaciones mejor remuneradas, controlarlo podría incluso ampliar la brecha.
- *Modelo 4:* + características de la empresa. Incluimos controles para atributos del empleador como el tamaño de la empresa, propiedad, alcance del mercado (local, nacional, internacional) y régimen de negociación colectiva. Esto refleja las diferencias de género en los tipos de empresas que emplean a hombres versus mujeres (por ejemplo, los hombres podrían tener más probabilidades de trabajar en grandes empresas o multinacionales que pagan salarios más altos). Si las mujeres trabajan desproporcionadamente en empresas más pequeñas o de menor remuneración, controlar por las características de la empresa reducirá la brecha. Si en cambio las mujeres están presentes en empresas bien remuneradas y en roles similares, pero sufren algún tipo de desventaja, controlar por los rasgos de la empresa podría ampliar la brecha.
- *Modelo 5:* + características del trabajador. Finalmente, controlamos por rasgos individuales como edad, nivel educativo, antigüedad, tipo de contrato (permanente vs. temporal; tiempo completo vs. tiempo parcial) y nacionalidad. Esto aborda las diferencias de género en calificaciones y estabilidad laboral. En la medida en que las mujeres, en promedio, han alcanzado mayores niveles de educación o experiencia (lo cual es cierto entre las cohortes más jóvenes en España), controlar por estas características debería reducir la brecha. Por otro lado, si las mujeres con calificaciones iguales aún ganan menos, la brecha persistirá. Después de agregar todos estos controles, cualquier coeficiente de género restante puede interpretarse como la brecha inexplicada, la porción de la brecha salarial no explicada por factores observables en nuestros datos. Aunque nuestros datos permiten un amplio conjunto de controles, no capturan perfectamente todos los matices de los roles laborales y los rasgos personales. Por ejemplo, aunque podemos controlar por tener el mismo rol laboral amplio (por ejemplo, director de sucursal bancaria), no observamos el tamaño de la sucursal, lo que podría afectar el pago.

Comparar β entre modelos revela cómo cada bloque de controles reduce o amplía la brecha. Las regresiones específicas del sector replican (ecuación [1]) en submuestras de la industria para obtener brechas ajustadas dentro del sector.

III. RESULTADOS

1. Tendencias a nivel de la economía

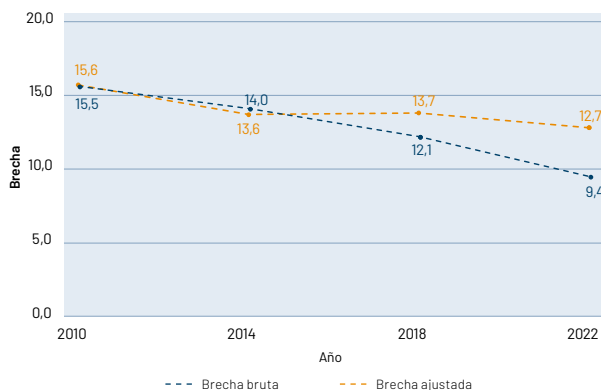
El gráfico 1 muestra que la brecha de género por hora, bruta y ajustada cae del 15,5 por 100 al 9,4 por 100 (bruta) y se estabiliza cerca del 12-13 por 100 (ajustada) (1). El gráfico 2 muestra las brechas salariales por hora al agregar las variables de control. Controlar por sector aumenta la brecha (por ejemplo, del 14 al 15,9 por 100 en 2014; del 12,1 al 15 por 100 en 2018; y del 9,4 al 13,4 por 100 en 2022), lo que significa que, mientras las mujeres ahora trabajan en sectores mejor remunerados, todavía no reciben el mismo salario que los hombres. Controlar adicionalmente por ocupaciones, lo que tiene en cuenta que las mujeres podrían estar eligiendo peores trabajos en los mismos sectores que los hombres, apenas cambia la brecha estimada, lo que significa que este mecanismo no está impulsando las desigualdades observadas. Del mismo modo, agregar variables de control a nivel de empresa no altera las brechas estimadas, y agregar controles de nivel individual reduce la brecha en todos los años, aunque mucho menos en 2018 y 2022 que en 2010 y 2014. Por ejemplo, mientras que agregar características individuales a las regresiones de brecha salarial redujo la brecha de género estimada del 17,4 al 15,6 por 100 en 2010, introducir estos controles no cambia la brecha estimada en 2022 (2).

2. Variación sectorial

El cuadro n.º 1 presenta las brechas salariales de género en las principales industrias en 2022, ordenadas por el tamaño de la brecha bruta. Los datos revelan una variación sustancial en los diferenciales salariales entre sectores. Las brechas de género brutas van desde un -15,2 por 100 en construcción (donde las mujeres ganan, en promedio, más que los hombres) hasta el 21,3 por 100 en sanidad y servicios sociales. Las brechas ajustadas (inexplicadas) –controlando por carac-

GRÁFICO 1
BRECHA SALARIAL DE GÉNERO HORARIA EN ESPAÑA, 2010-2022

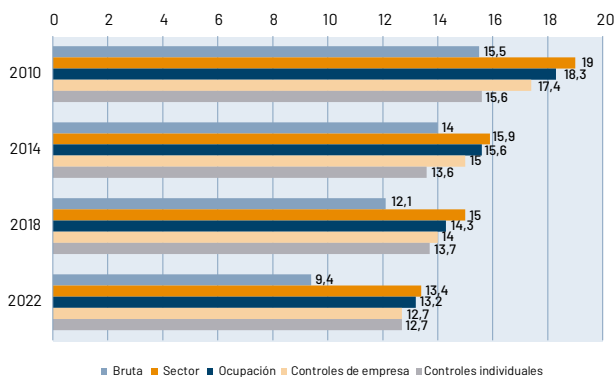
En porcentaje



Fuente: Elaboración propia, basada en datos de la Encuesta de estructura salarial (EES), 2010-2022.

GRÁFICO 2
DIFERENCIA EN SALARIOS POR HORA PROMEDIO ENTRE MUJERES Y HOMBRES COMO PORCENTAJE DE LOS SALARIOS POR HORA PROMEDIO PARA HOMBRES 2010-2022

En porcentaje



Fuente: Elaboración propia, basada en datos de la Encuesta de estructura salarial (EES), 2010-2022.

terísticas observables del trabajador, la empresa y el empleo— van del 4,1 por 100 al 16,5 por 100, lo que indica que el contexto sectorial juega un papel importante en la explicación de las disparidades salariales, y que las inequidades dentro del sector están lejos de ser uniformes.

CUADRO N.º 1

BRECHAS SALARIALES DE GÉNERO BRUTAS Y AJUSTADAS POR SECTOR, 2022

En porcentaje

SECTOR	CUOTA FEMENINA	BRECHA BRUTA	EXPLICADA	INEXPLICADA
Sanidad y servicios sociales	76,5	21,3	11,5	9,8
Actividades profesionales y científicas	56,2	21,2	9,4	11,8
Actividades administrativas	56,4	18,1	1,8	16,3
Otros servicios	69,8	17,5	7,8	9,7
Finanzas y seguros	57,3	16,5	8,1	8,4
Manufactura	27,5	15	-1,5	16,5
Comercio mayorista y minorista	50,3	15,8	0,8	15
Actividades artísticas	42,3	11,6	3,2	8,4
Información y comunicación	35,1	11,1	1	10,1
Educación	66,8	11	3,6	7,4
Suministro de agua y saneamiento	21,4	7,2	-5,8	13
Administración Pública y defensa	50,2	6,3	1,1	5,2
Hoteles y restaurantes	56,8	5,4	1,3	4,1
Transporte y almacenamiento	23,7	0,9	-14,7	15,6
Construcción	11,8	-15,2	-28,4	13,2

Fuente: Elaboración propia, basada en datos de la Encuesta de estructura salarial (EES), 2022.

Las características observables representan una gran parte de la brecha salarial bruta en varios sectores —como sanidad, finanzas, actividades profesionales y científicas—, lo que sugiere que la clasificación en roles (por ejemplo, enfermeras femeninas frente a médicos masculinos) es un factor clave en estos casos. Por el contrario, en sectores como actividades administrativas, comercio, información y comunicaciones y manufactura, gran parte de la brecha permanece inexplicada, sugiriendo un pago desigual por roles similares. En sectores dominados por hombres como transporte y construcción, el componente “explicado” es negativo —indicando que las mujeres en estos sectores tienden a tener cualificaciones promedio más altas o trabajan en ocupaciones de mayor nivel que sus colegas masculinos—, pero persisten brechas residuales significativas del 13–16 por 100, lo que sugiere la existencia de potencial discriminación o rendimientos desiguales a las habilidades.

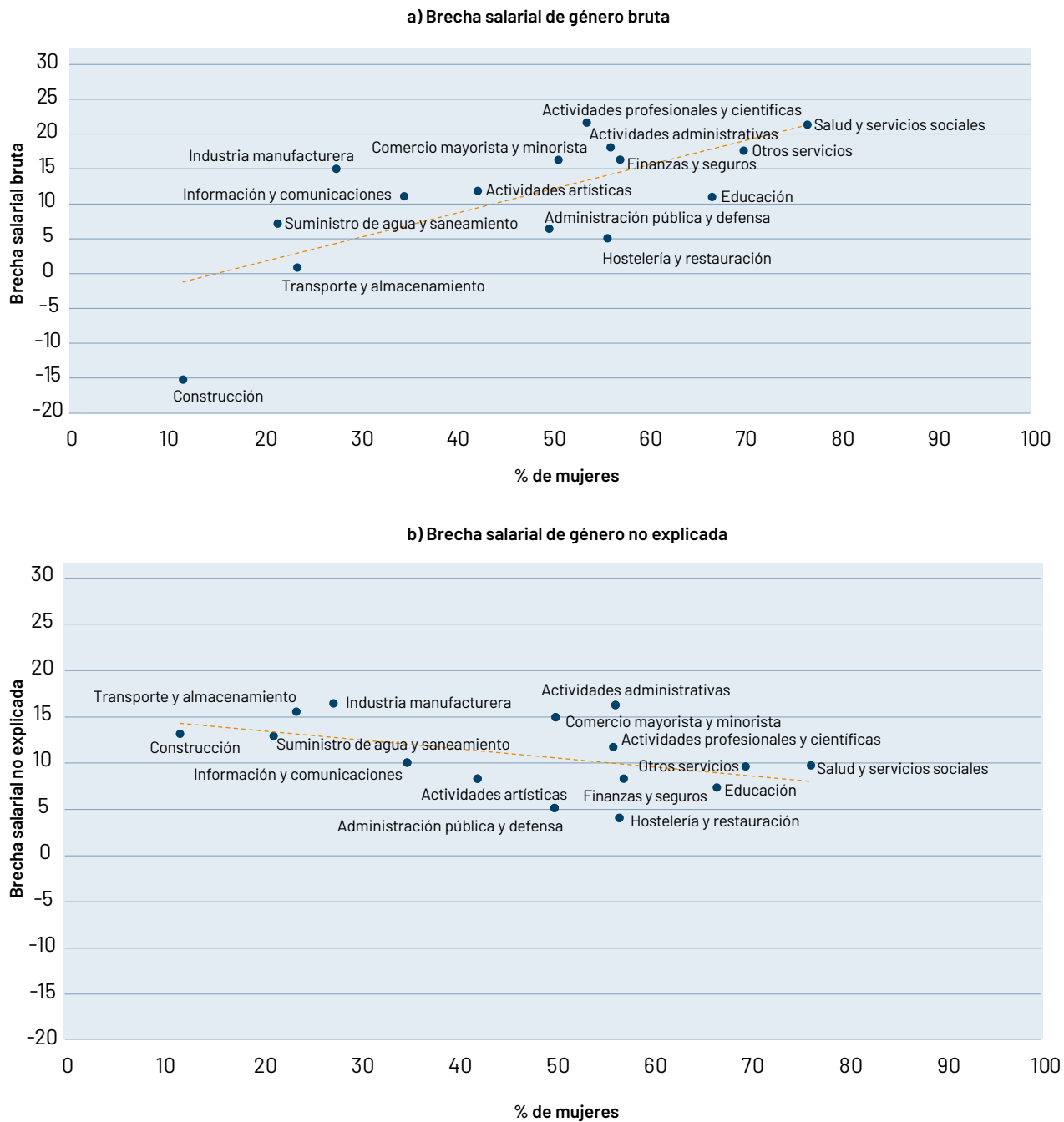
Por el contrario, en sectores dominados por mujeres, gran parte de la brecha refleja la elección de diferentes trabajos y roles, diferencias en la calidad de las empresas donde trabajan hombres y mujeres o distintas características individuales, mientras que el componente inexplicado es menor.

Los sectores públicos y regulados, como educación y Administración pública, se destacan por sus brechas salariales inexplicadas relativamente bajas (alrededor del 5–6 por 100), lo que puede reflejar estructuras salariales más transparentes, menor penalización por trabajos flexible, o controles institucionales más fuertes. En promedio entre sectores, la brecha salarial inexplicada se sitúa en aproximadamente el 10 por 100, lo que significa que, incluso después de comparar individuos similares, las mujeres ganan aproximadamente un 10 por 100 menos que los hombres dentro de la misma industria

GRÁFICO 3

BRECHAS SALARIALES DE GÉNERO Y CUOTAS DE EMPLEO FEMENINO ENTRE SECTORES, 2022

En porcentaje



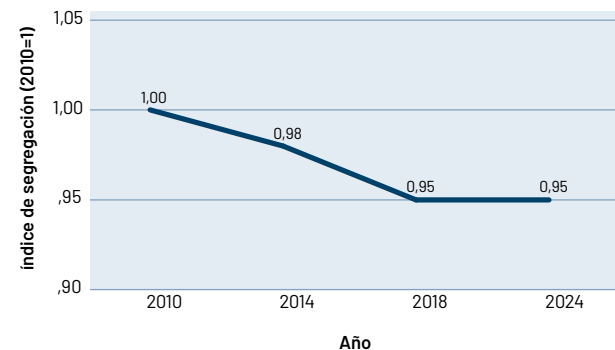
Notas: Diagramas de dispersión con línea de regresión ajustada. Cada punto representa un sector (véase el cuadro n.º 1). Las brechas brutas e inexplícadas se miden en porcentaje. La proporción de mujeres se refiere a la proporción de mujeres trabajadoras en el sector.

Fuente: Elaboración propia, basada en datos de la Encuesta de estructura salarial (EES), 2022.

El gráfico 3 ilustra la relación entre las brechas salariales de género y la composición de género de los sectores. Emerge una clara correlación positiva entre la cuota femenina del empleo y la brecha salarial bruta: los sectores dominados por mujeres, como sanidad y servicios sociales o actividades profesionales y científicas, muestran las brechas brutas más grandes, mientras que los sectores dominados por hombres, como construcción y transporte, muestran brechas brutas mínimas o incluso negativas. Sin embargo, al ajustar por observables, este patrón se invierte; los sectores con menos mujeres tienden a tener brechas salariales inexplicadas más grandes. Esto sugiere que en industrias dominadas por hombres, las mujeres están positivamente seleccionadas (por ejemplo, más educadas o experimentadas), pero aun así reciben un pago menor que hombres comparables, lo que destaca el papel de los efectos de precio dentro del sector sobre la composición. En las industrias dominadas por mujeres, gran parte de la brecha observada se debe a que las mujeres trabajan en ocupaciones peor remuneradas, empresas que pagan peor o tienen condiciones de contrato inferiores.

En conjunto, estos resultados indican que la brecha salarial de género restante en España se explica menos por la segregación sectorial u ocupacional —efectos de composición— y más por efectos de precio, es decir, diferencias en la remuneración por trabajos similares. Esto apunta a mecanismos relacionados con la estructura del mercado laboral y las penalizaciones por flexibilidad temporal. En línea con Goldin (2014), la brecha salarial de género dentro de ocupaciones similares podría explicarse en gran medida por la recompensa desproporcionada que reciben quienes trabajan en empleos con largas jornadas y baja flexibilidad horaria —los llamados *greedy jobs*— frente a quienes optan por empleos con mayor flexibilidad, que tienden a ser las mujeres, especialmente tras la maternidad. Es importante destacar que la reducción de la brecha bruta no se debe a mejoras en la igualdad salarial dentro de los sectores, sino a cambios en el tipo de empleos que ocupan las mujeres: estas se concentran cada vez más en sectores mejor remunerados y han superado a los hombres en nivel educativo.

GRÁFICO 4
SEGREGACIÓN SECTORIAL, 2010-2022



Nota: El índice de segregación ha sido indexado a 1 en el año 2010.

Fuente: Elaboración propia, basada en datos de la Encuesta de estructura salarial (EES), 2010-2022.

El gráfico 4 muestra la evolución de la segregación sectorial entre hombres y mujeres entre 2010 y 2022, utilizando el índice de segregación propuesto por Blau y Hendricks (1979). Este índice mide la divergencia global en la composición del empleo entre grupos. Toma un valor de 0 cuando hombres y mujeres están distribuidos de manera uniforme entre sectores, y un valor de 1 cuando cada sector está completamente dominado por un solo género. Los valores intermedios reflejan distintos grados de segregación parcial. La medida está ponderada de forma inherente, por lo que los sectores de mayor tamaño tienen más influencia en el nivel agregado de segregación (3). Normalizamos el índice para que tenga el valor 1 en 2010.

El gráfico 4 muestra solo una disminución modesta en la segregación en el tiempo: para 2022, se sitúa en aproximadamente el 95 por 100 de su nivel de 2010. Esta lenta convergencia indica que, aunque hombres y mujeres se están moviendo gradualmente hacia los mismos sectores —una tendencia que ayuda a reducir la brecha salarial de género agregada—, la segregación sectorial sigue siendo un factor importante de la desigualdad de género. El cuadro n.º 2 descompone la contribución de cada sector al índice de segregación. En 2010, la segregación fue impulsada, principalmente, por un pequeño número de sectores altamente segre-

CUADRO N.º 2

CONTRIBUCIÓN SECTORIAL AL ÍNDICE DE SEGREGACIÓN, 2010-2022

SECTOR	2010	2014	2018	2022
Industrias extractivas	1,75	1,55	1,36	1,35
Manufactura	23,78	23,67	23,65	24,32
Electricidad, gas, vapor y aire acondicionado	1,33	1,15	1,07	1,1
Suministro de agua y saneamiento	3,67	4,11	3,93	4,41
Construcción	11,35	10,88	11,04	7,45
Comercio mayorista y minorista	4,61	3,51	3,35	2,55
Transporte y almacenamiento	6,38	6,4	6,46	7,03
Hoteles y restaurantes	2,49	2,8	2,85	2,87
Información y comunicación	1,75	2,24	2,41	3,82
Finanzas y seguros	1,53	2,73	3,17	2,82
Actividades inmobiliarias	0,66	0,83	0,81	0,81
Actividades profesionales y científicas	4,97	5,71	5,37	4,85
Actividades administrativas	8,49	7,82	6,2	6,68
Administración Pública y defensa	2,24	1,42	1,49	1,42
Educación	4,19	4,74	4,81	5,73
Sanidad y servicios sociales	16,7	16,07	18,14	18,6
Actividades artísticas	0,17	0,5	0,08	0,52
Otros servicios	3,94	3,88	3,83	3,67
Índice de segregación	0,35	0,34	0,33	0,33

Notas: Las cuotas reportan la contribución porcentual de cada sector a la segregación sectorial. La información en la fila inferior muestra el índice de segregación sectorial, que cayó ligeramente de 0,35 (2010) a 0,33 (2022). Manufactura y, sanidad y servicios sociales siguen siendo los mayores contribuyentes, con este último aumentando del 16,7 por 100 al 18,6 por 100.

Fuente: Elaboración propia a partir de la EES 2010-2022.

gados por género: manufactura y construcción en el lado masculino, y sanidad y servicios sociales en el lado femenino. Estos siguen siendo contribuyentes clave en 2022, aunque el peso de la construcción en la segregación ha caído notablemente (del 11,4 por 100 al 7,5 por 100), mientras que la contribución de la sanidad y servicios sociales ha aumentado (del 16,7 por 100 al 18,6 por 100).

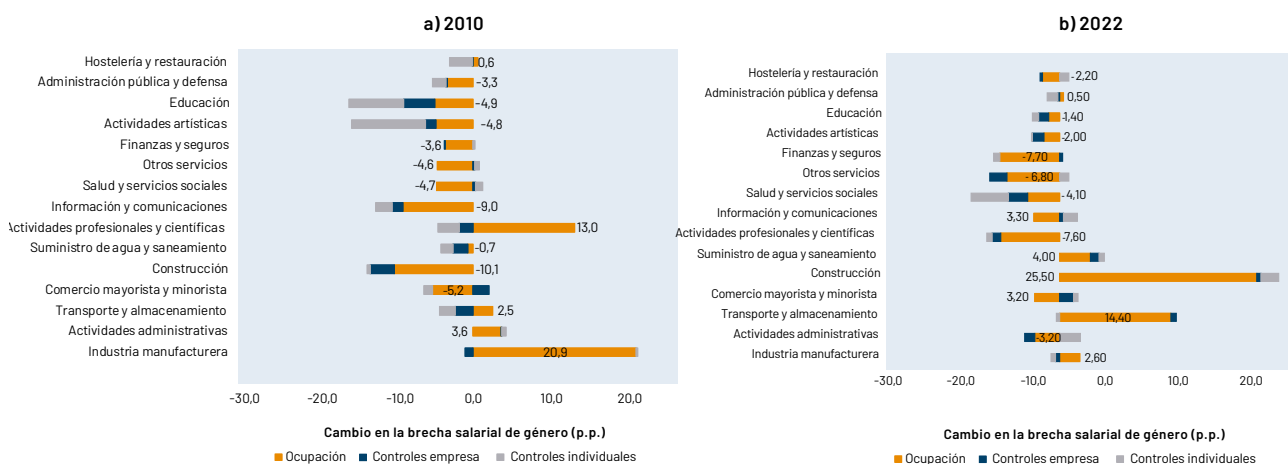
Curiosamente, algunos sectores que han crecido en importancia económica —como información y comunicaciones o finanzas y seguros— han visto aumentar sus contribuciones a la segregación, reflejando un empleo creciente, pero desequilibrios de género persistentes. Mientras tanto, sectores como el comercio mayorista y minorista y

los servicios administrativos se han vuelto menos segregados, posiblemente debido a patrones de contratación más equilibrados o cuotas de empleo decrecientes.

A pesar de la disminución en la segregación agregada, la persistencia de grandes brechas salariales no explicadas dentro de los sectores evidencia que una mayor integración de género no conduce automáticamente a la equidad salarial. Por tanto, las políticas centradas únicamente en promover la entrada de mujeres en sectores bien remunerados pueden ser insuficientes sin medidas complementarias que aborden las prácticas de fijación salarial, la progresión profesional y la valoración del trabajo dentro de las empresas y ocupaciones.

GRÁFICO 5

CAMBIOS EN LA BRECHA SALARIAL AL AGREGAR CONTROLES



Notas: Estos gráficos ilustran cómo las brechas salariales no ajustadas en diferentes sectores cambian a medida que controlamos gradualmente la ocupación, las características de la empresa y las características individuales.

Fuente: Elaboración propia, basada en datos de la Encuesta de estructura salarial (EES), 2010 y 2022.

A continuación examinamos los factores que explican la desigualdad de género dentro de los sectores.

3. Comprendiendo los impulsores de la desigualdad dentro del sector

Comprender la desigualdad de género en el mercado laboral requiere mirar más allá de los patrones generales de segregación sectorial. Incluso dentro del mismo sector, hombres y mujeres a menudo reciben un salario diferente, ocupan roles diferentes o trabajan bajo términos contractuales diferentes. Esta sección analiza los impulsores de estas disparidades dentro de los sectores, incorporando secuencialmente la segregación ocupacional, las características de las empresas y los atributos individuales. En particular, encontramos que los factores que contribuyen a la desigualdad intrasectorial varían sustancialmente entre sectores. Como resultado, los esfuerzos para reducir la desigualdad de género pueden requerir intervenciones adaptadas a la dinámica específica y las estructuras institucionales de cada sector.

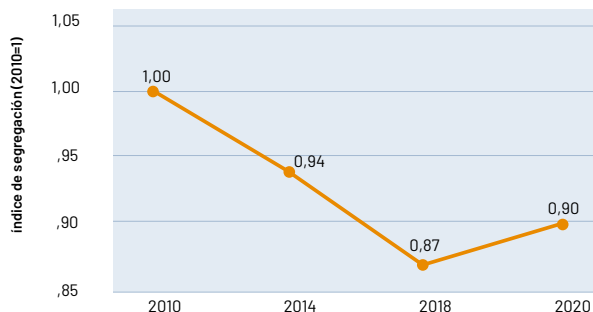
Segregación ocupacional

El gráfico 5 descompone la brecha salarial de género dentro de cada sector al agregar secuencialmente controles para ocupación, características de la empresa y factores a nivel individual (por separado para 2010 y 2022). Para cada sector, el gráfico muestra cómo estos controles afectan a la brecha salarial estimada.

Un valor negativo para un control indica que incluirlo reduce la brecha de género estimada, lo que sugiere que las mujeres tienden a trabajar en ocupaciones o empresas de menor remuneración o tienen características menos favorables (por ejemplo, educación, tipos de contrato). Un valor positivo, por el contrario, significa que agregar el control aumenta la brecha de género estimada. Esto implica que las mujeres, en promedio, ocupan mejores posiciones o tienen mejores credenciales que los hombres, pero aún ganan menos (apuntando a rendimientos desiguales a esos atributos).

La segregación ocupacional parece ser un determinante de la desigualdad dentro del sector

GRÁFICO 6
SEGREGACIÓN OCUPACIONAL, 2010-2022



Notas: El índice de segregación ha sido indexado a 1 en el año 2010.

Fuente: Elaboración propia, basada en datos de la Encuesta de estructura salarial (EES), 2010-2022.

en varias industrias. Controlar por ocupación reduce la brecha de género en 7,7 p. p. en finanzas y seguros, 6,8 p. p. en otros servicios y 7,6 p. p. en actividades profesionales y científicas. En estos sectores, la segregación ocupacional parece haber aumentado, de modo que en 2022 explica una porción sustancialmente mayor de la brecha de lo que solía en 2010.

En sectores como el comercio mayorista y minorista y en actividades administrativas, el efecto ocupacional es menor —solo una reducción de 3,2 p. p. (bajando de una reducción de 5,2 p. p. en 2010)—, pero las brechas inexplicadas restantes siguen siendo grandes en un 15 por 100 y un 16,3 por 100, respectivamente.

Curiosamente, en cuatro sectores, controlar por ocupación aumenta la brecha de género estimada.

Esto indica que es más probable que las mujeres trabajen en ocupaciones mejor remuneradas dentro de estos sectores, pero aún así ganan menos que los hombres en roles similares. El efecto es especialmente pronunciado en construcción, donde añadir efectos fijos de ocupación aumenta la brecha estimada en 25,5 p. p. (moviéndola de una brecha bruta a favor de las mujeres a una gran brecha a favor de los hombres), y en transporte y

almacenamiento, donde aumenta en 14,4 p. p. En 2010, esto fue sustancialmente distinto: controlar por ocupación redujo la brecha en 10,1 p. p. en construcción, y la aumentó solo en 2,5 por 100 en transporte.

La importancia continua de la segregación ocupacional en la explicación de las brechas salariales de género también se refleja en la reducción relativamente modesta en la segregación ocupacional agregada a lo largo del tiempo, presentada en el gráfico 6. El índice de segregación ocupacional en 2022 se sitúa en aproximadamente el 90 por 100 de su nivel de 2010, sugiriendo una convergencia lenta a medida que hombres y mujeres comienzan a trabajar en ocupaciones más similares. Este índice se calcula utilizando la misma metodología que el índice de segregación sectorial descrito anteriormente (siguiendo a Blau y Hendricks, 1979).

Características de la empresa y del individuo

Las características a nivel de empresa e individuales explican relativamente poco de la brecha salarial de género en la mayoría de los sectores. Una excepción es salud y servicios sociales, donde agregar características individuales reduce la brecha en casi 5 p. p. —sugiriendo que las mujeres en este sector pueden estar más concentradas en condiciones de empleo menos favorables (por ejemplo, tipo de contrato o estatus de tiempo parcial) o pueden tener menor antigüedad, cualificaciones o experiencia que los hombres—. En muchos otros sectores, agregar controles a nivel individual aumenta la brecha estimada, lo que implica que las mujeres tienen mejores cualificaciones o características laborales que los hombres, pero aún reciben un pago menor, reforzando la presencia de rendimientos desiguales incluso después de tener en cuenta las diferencias observables.

IV. DISCUSIÓN E IMPLICACIONES DE POLÍTICA

Nuestro análisis revela que la brecha salarial de género de España se ha reducido sustancialmente en la última década, pero esta convergencia ha sido impulsada, principalmente, por cambios composicionales —mujeres moviéndose hacia sectores y

ocupaciones mejor remunerados— en lugar de por una reducción en la desigualdad salarial dentro de sectores y ocupaciones. El componente inexplicado de la brecha salarial de género, que se situaba en aproximadamente el 15,6 por 100 en 2010, permanece esencialmente sin cambios en 2022. Esta persistencia de diferencias salariales dentro del sector y dentro de la ocupación, incluso cuando las mujeres han logrado la paridad o ventajas en educación y se han movido a campos tradicionalmente dominados por hombres, apunta a barreras estructurales que no pueden abordarse solo mediante un mejor acceso.

La heterogeneidad sustancial que documentamos entre sectores proporciona información importante sobre los mecanismos que sostienen la desigualdad salarial de género. A continuación se describen tres patrones distintos.

Sectores dominados por hombres (construcción, transporte, manufactura, servicios públicos)

En estos sectores, las mujeres están positivamente seleccionadas en características observables —tienden a trabajar en ocupaciones mejor remuneradas que sus colegas masculinos—, pero se enfrentan a grandes penalizaciones salariales inexplicadas del 13–17 por 100. El componente “explicado” de la brecha a menudo es negativo, lo que significa que si las mujeres y los hombres tuvieran características idénticas, se esperaría que las mujeres ganaran más. El gran componente no explicado positivo indica que las mujeres reciben rendimientos más bajos a sus cualificaciones o se enfrentan a discriminación. Este patrón es consistente con teorías de discriminación estadística (los empleadores subvaloran la productividad de las mujeres en trabajos tipificados como masculinos), discriminación basada en preferencias o “muros de cristal” que impiden que las mujeres accedan a los puestos mejor remunerados incluso dentro de la misma ocupación. La baja proporción de mujeres en estos sectores (normalmente inferior al 25 por 100) puede amplificar estas dinámicas a través de efectos de tokenismo (es decir, mayor escrutinio y presión para “demostrar su valía”) o la presencia de penalizaciones por flexibilidad laboral.

Sectores dominados por mujeres (sanidad y servicios sociales, educación, otros servicios)

En estos sectores se exhiben grandes brechas salariales brutas (hasta el 21 por 100), pero componentes inexplicados mucho más pequeños (7–10 por 100). No hay un patrón claro de factores que expliquen la brecha salarial en estos sectores. En sanidad y servicios sociales, la segregación ocupacional y las características individuales juegan aproximadamente el mismo papel, mientras que en educación la brecha bruta es modesta, pero apenas se reduce al controlar por observables. En otros servicios, la segregación ocupacional parece ser el factor más relevante. Una combinación de efectos de techo de cristal y segregación ocupacional parecen ser los principales impulsores de la desigualdad restante.

Sectores mixtos de género (finanzas, servicios profesionales y científicos, comercio mayorista, actividades administrativas)

Estos sectores presentan brechas brutas intermedias (15–21 por 100) con una división más equilibrada entre componentes explicados y no explicados. En finanzas y servicios profesionales, la ocupación explica una parte sustancial (7–9 p. p.), indicando que las mujeres están subrepresentadas en roles superiores o especializados. Sin embargo, persisten grandes brechas inexplicadas del 8–12 por 100, sugiriendo que incluso dentro de la misma ocupación, hombres y mujeres experimentan un pago diferencial. En comercio mayorista y actividades administrativas, la ocupación explica poco de la brecha, y los componentes inexplicados superan el 15 por 100, apuntando a una desigualdad salarial generalizada dentro de la ocupación.

Estos patrones sugieren que los mecanismos que sostienen la desigualdad salarial de género difieren entre sectores y requieren respuestas políticas diferenciadas. En sectores dominados por hombres, el problema principal no es el acceso al empleo ni la cualificación —las mujeres que ingresan a estos campos presentan características superiores que los hombres—, sino los rendimientos desiguales de sus cualificaciones y la posible discriminación. En sectores dominados por

mujeres, el desafío clave es la segregación vertical: las mujeres necesitan un mejor acceso a puesto de liderazgo y roles mejor remunerados dentro de sus sectores. En sectores mixtos, preocupan tanto el acceso a las posiciones superiores como la equidad salarial dentro de una misma ocupación.

1. Implicaciones de política

Nuestros hallazgos apuntan a varias prioridades políticas para cerrar la brecha salarial de género restante de España. Las grandes brechas salariales inexplicadas en casi todos los sectores —particularmente en las industrias dominadas por hombres, donde superan el 15 por 100— subrayan la necesidad de mecanismos eficaces de transparencia salarial. Si bien España ha dado pasos en esta dirección con el Real Decreto 902/2020, que requiere auditorías salariales para empresas con más de 50 empleados, la aplicación sigue siendo limitada. Extender estos requisitos a empresas más pequeñas, desarrollar auditorías algorítmicas estandarizadas (como en Islandia o Suiza) y vincular la contratación pública a criterios de equidad salarial fortalecería el cumplimiento. La divulgación pública de las brechas salariales a nivel de empresa o sector podría crear incentivos reputacionales adicionales para la mejora.

Abordar la segregación ocupacional y vertical requiere enfoques diferenciados entre sectores. En sectores mixtos de género como finanzas y seguros y actividades profesionales y científicas, donde gran parte de la brecha refleja la concentración de las mujeres en roles de menor remuneración, las políticas deben centrarse en procesos de promoción transparentes, pipelines de liderazgo para mujeres y revalorizar el trabajo realizado desproporcionadamente por mujeres a través de evaluaciones de valor comparable. En sectores dominados por hombres, expandir programas que alienten a las niñas a seguir carreras en ciencia, tecnología, ingeniería y matemáticas (CTIM), construcción y transporte —combinado con capacitación antidiscriminación y mentoría para las mujeres que ingresan a estos campos— puede ayudar a reducir tanto la segregación horizontal como las barreras culturales que sostienen grandes brechas inexplicadas.

2. Limitaciones e investigación futura

Nuestro análisis tiene varias limitaciones que apuntan a direcciones para la investigación futura. Primero, si bien nuestro amplio conjunto de variables de control nos permite tener en cuenta muchas diferencias observables entre hombres y mujeres, no podemos capturar completamente todos los aspectos del contenido del puesto, las responsabilidades y el desempeño. Por ejemplo, observamos categorías ocupacionales amplias (por ejemplo, gerentes), pero no títulos de trabajo específicos o el tamaño y complejidad de las unidades gestionadas. Esto significa que nuestras brechas inexplicadas aún pueden reflejar parcialmente diferencias no observadas en los roles. Sin embargo, el hecho de que controlar por ocupaciones detalladas, características de la empresa y rasgos individuales deja grandes brechas residuales —y que estas brechas son mayores donde las mujeres están positivamente seleccionadas— sugiere que la verdadera desigualdad salarial es sustancial.

En segundo lugar, nuestro análisis transversal no permite distinguir los mecanismos causales que impulsan las brechas salariales de género. Por ejemplo, ¿las grandes brechas inexplicadas en sectores dominados por hombres reflejan discriminación contra las mujeres que ingresan a estos campos, o resultan de que las mujeres en estos sectores tienen sistemáticamente preferencias (no observadas) o trayectorias profesionales diferentes? Los datos longitudinales que siguen a los individuos a lo largo del tiempo, o a los incluidos los periodos anteriores y posteriores a los de los cambios de trabajo o promociones, permitirían una identificación causal más precisa. Asimismo, los datos no permiten observar directamente la penalización por maternidad, aunque la literatura existente para España demuestra su relevancia.

En tercer lugar, si bien documentamos una heterogeneidad sectorial sustancial, no exploramos la variación dentro de los sectores por tamaño de empresa, propiedad (pública vs. privada) o región. Esta heterogeneidad puede ser importante para la focalización de políticas. Por ejemplo, ¿las empresas pequeñas dentro de sectores dominados por hombres tienen brechas inexplicadas más grandes que

las empresas grandes? ¿Los empleadores del sector público en sectores dominados por mujeres tienen brechas más pequeñas que los empleadores privados? Estas preguntas merecen mayor investigación.

En cuarto lugar, nuestro enfoque de descomposición atribuye todas las brechas residuales a la categoría “no explicada”, que probablemente engloba múltiples mecanismos: discriminación, poder de negociación desigual, acceso diferencial a redes informales y mentoría, diferencias en especialización o asignación de tareas dentro de las ocupaciones y rendimientos diferenciales a la productividad no observada, por ejemplo debido a la existencia de penalizaciones por puestos de trabajo más flexibles. Distinguir estos mecanismos requeriría datos más granulares o métodos cuasiexperimentales.

Finalmente, nuestro análisis se centra en las brechas salariales entre empleados, excluyendo a los autónomos y ciertos sectores. Dado que las tasas de trabajo autónomo y los ingresos pueden diferir según el género, esta limitación puede afectar a la generalización de nuestros hallazgos. Futuras investigaciones que incorporen datos fiscales administrativos o vinculen los datos de la EES con registros de seguridad social podrían abordar esta brecha.

V. CONCLUSIONES

España ha logrado un progreso notable en la reducción de la brecha salarial de género en la última década, con la brecha salarial por hora bruta cayendo del 15,5 por 100 en 2010 al 9,4 por 100 en 2022. Esta convergencia refleja mejoras sustanciales en la vinculación de las mujeres al mercado laboral, el logro educativo y el acceso a sectores y ocupaciones bien remunerados. Sin embargo, debajo de este progreso agregado subyace una realidad más compleja: el componente no explicado de la brecha salarial ha permanecido esencialmente sin cambios, en el 12-13 por 100, a lo largo de este período. A medida que las mujeres se han trasladado cada vez más a las mismas industrias y ocupaciones que los hombres, la desigualdad salarial dentro de sectores y ocupaciones se ha vuelto más visible y representa una proporción creciente de la brecha total.

Este artículo ha investigado las dimensiones sectoriales de la desigualdad salarial de género en España utilizando microdatos de la Encuesta de estructura salarial para 2010-2022. Nuestros principales hallazgos se pueden resumir de la siguiente manera:

- *Heterogeneidad sectorial sustancial.* Las brechas salariales de género brutas en 2022 van desde el -15 por 100 en construcción (donde las mujeres ganan más en promedio) hasta el 21 por 100 en sanidad y servicios sociales. Las brechas inexplicadas van del 5 por 100 al 17 por 100, lo que indica que el contexto sectorial importa significativamente para comprender la desigualdad salarial de género.
- *Patrones diferentes según la composición de género del sector.* En sectores dominados por hombres (construcción, transporte, manufactura), las mujeres están positivamente seleccionadas en observables, pero se enfrenta a grandes penalizaciones salariales inexplicadas del 13 -17 por 100. En sectores dominados por mujeres (sanidad, educación, servicios sociales), una mezcla de elección ocupacional, características de la empresa e individuales explica parte, pero no mucho, de la brecha, persistiendo brechas inexplicadas significativas del 7-10 por 100. En sectores mixtos de género (finanzas, servicios profesionales), tanto la elección ocupacional como la desigualdad salarial dentro de la ocupación contribuyen sustancialmente.
- *Papel variable de la segregación ocupacional.* Si bien la segregación ocupacional ha disminuido modestamente con el tiempo, su poder explicativo varía ampliamente entre sectores. Controlar por ocupación reduce la brecha en 7-8 p. p. en finanzas y servicios profesionales, pero la aumenta en construcción y transporte, donde las mujeres trabajan en ocupaciones mejor remuneradas pero aún ganan menos.
- *Papel limitado de las características de la empresa y del individuo.* Las características de la empresa y del individuo representan hoy relativamente poco de la brecha dentro del sector en la mayoría de las industrias, con la principal

excepción de la sanidad y servicios sociales. Esto es diferente de 2010, donde estas características explicaban porciones más grandes de la brecha salarial. Esto sugiere que la desigualdad opera principalmente dentro de empresas y ocupaciones en lugar de entre ellas y que las mujeres han alcanzado a los hombres en términos de educación y calidad laboral amplia (por ejemplo, tipo de contrato).

- *Cambio de efectos de composición a efectos de precio.* La brecha salarial de género restante de España está cada vez más impulsada por diferencias salariales dentro del sector y dentro de la ocupación —pago desigual por similar trabajo— en lugar de por la elección de las mujeres de sectores o trabajos de menor remuneración. Las mejoras composicionales han reducido la brecha agregada, pero persiste la desigualdad dentro del sector.

Estos hallazgos tienen claras implicaciones políticas. Las políticas genéricas a nivel de economía son insuficientes para abordar las fuentes heterogéneas de desigualdad salarial de género entre sectores. En cambio, se necesitan intervenciones específicas del sector y dirigidas. En sectores dominados por hombres, la transparencia salarial estricta, las auditorías y las medidas antidiscriminación son esenciales para combatir las grandes brechas inexplicadas. En sectores dominados por mujeres, las políticas deben centrarse en romper los techos de cristal y promover el acceso de las mujeres a roles superiores, al tiempo que revalorizan el trabajo realizado desproporcionadamente por mujeres. En todos los sectores, las medidas para abordar la penalización por maternidad —a través del cuidado infantil asequible, el permiso parental equitativo y los acuerdos de trabajo flexibles sin penalizaciones salariales— siguen siendo críticas.

NOTAS

- (*) Las autoras agradecen al Instituto Español de Banca y Finanzas (IEBF) por el apoyo financiero y a Funcas por la invitación a contribuir. Hupkau agradece el

apoyo financiero del Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades a través de la ayuda PID2022-1402060B-I0 del programa Proyectos de Generación de Conocimiento 2022. Hupkau agradece la financiación del Ministerio de Ciencia e Innovación a través de la ayuda RYC2023-044087-I.

- (1) Los resultados completos de regresión para brechas no ajustadas se representan en el cuadro A1 del Anexo, mientras que los de brechas ajustadas figuran en el cuadro n.º A2 del Anexo.
- (2) Los resultados de regresión al agregar gradualmente controles para los años 2010 a 2022 se pueden encontrar en los cuadros n.º A3 a A8 del Anexo.
- (3) El índice se calcula de la siguiente manera:

$$S_g = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I |p_{gt} - p_{mt}|,$$

donde i indexa sector u ocupación, g indexa el grupo de interés (por ejemplo, mujeres), y m es el grupo de referencia (hombres). p_{igt} denota la proporción de todos los miembros empleados del grupo g en el sector u ocupación i , tal que

$$\sum_{i=1}^I p_{gt} = 1.$$

BIBLIOGRAFÍA

- Alon, T., Coskun, S., y Olmstead-Rumsey, J. (2025). Gender divergence in sectors of work. *IAB Discussion Paper*, 11/2025. Institute for Employment Research (IAB).
- Bennedsen, M., Simintzi, E., Tsoutsoura, M., y Wolfenzon, D. (2022). Do firms respond to gender pay gap transparency? *Journal of Finance*, 77(4), 2051-2091.
- Blau, F. D., y Hendricks, W. E. (1979). Occupational segregation by sex: Trends and prospects. *Journal of Human Resources*, 14(2), 197-210.
- Cardoso, A., Guimar, P. y Varejo, J. ((2016). What Drives the Gender Wage Gap? A look at the Role of Firm and Job-Title Heterogeneity. *Oxford Economic Papers*, 68(2). 506-524.
- Cebrián, I., y Moreno, G. (2008). La situación de las mujeres en el mercado de trabajo español: desajustes y retos. *Economía Industrial*, 367, 121-137.

- De la Rica, S., Dolado, J. J., y Llorens, V. (2008).** Ceilings or floors? Gender wage gaps by education in Spain. *Journal of Population Economics*, 21(3), 751-776.
- Goldin, C. (2014).** A grand gender convergence: Its last chapter. *American Economic Review*, 104(4), 1091-1119.
- Hupkau, C., y Ruiz-Valenzuela, J. (2022).** Work and children in Spain: Challenges and opportunities for equality between men and women. *SERIEs*, 13(2), 243-268.
- Martínez, Á. (2024).** Spain's gender pay gap: Convergence faces upcoming challenges. *Spanish Economic and Financial Outlook*, 13(6), 71-75.
- Petersen, T., y Morgan, L. A. (1995).** Separate and unequal: Occupation-establishment sex segregation and the gender wage gap. *American Journal of Sociology*, 101(2), 329-365.
- Rute Cardoso, A., Guimarães, P., y Portugal, P. (2016).** What drives the gender wage gap? A look at the role of firm and job-title heterogeneity. *Oxford Economic Papers*, 68(2), 506-524

ANEXO

CUADRO N.º A1
BRECHA SALARIAL HORARIA NO AJUSTADA, 2010-2022

VARIABLE	(1) 2010	(2) 2014	(3) 2018	(4) 2022
Mujer	-2,293*** (0,0900)	-1,978*** (0,0754)	-1,703*** (0,0802)	-1,294*** (0,0862)
Constante	14,82*** (0,0899)	14,10*** (0,0780)	14,12*** (0,0797)	13,80*** (0,0844)
Salario horario promedio - hombres (euros)	14,82	14,10	14,12	13,80
Salario horario promedio - mujeres (euros)	12,53	12,12	12,42	12,51
Porcentaje menos que los hombres	15,48	14,02	12,06	9,374
N	216.769	209.436	216.726	240.490
R ²	0,0144	0,0150	0,0106	0,00645

Notas: Los niveles de significación estadística se indican mediante * < ,05, ** < ,01, *** < ,001. Errores estándar entre paréntesis. Salario horario promedio mujeres = Salario horario promedio hombres + β de Mujer (ecuación 1).

Fuente: EES 2010-2022.

CUADRO N.º A2
BRECHA SALARIAL HORARIA AJUSTADA, 2010-2022

VARIABLE	(1) 2010	(2) 2014	(3) 2018	(4) 2022
Mujer	-2,312*** (0,0768)	-1,916*** (0,0599)	-1,932*** (0,0658)	-1,750*** (0,0736)
Constante	26,51*** (1,180)	22,99*** (0,963)	21,96*** (0,820)	22,52*** (1,102)
Salario horario promedio - hombres (euros)	14,82	14,10	14,12	13,80
Salario horario promedio - mujeres (euros)	12,51	12,19	12,19	12,05
Porcentaje menos que los hombres	15,60	13,58	13,68	12,68
N	216769	209436	216726	240490
R ²	0,360	0,392	0,394	0,413

Notas: Los niveles de significación estadística se indican mediante * < ,05, ** < ,01, *** < ,001. Errores estándar entre paréntesis. Salario horario promedio mujeres = Salario horario promedio hombres + β de Mujer (ecuación 1).

Fuente: EES 2010-2022.

CUADRO N.º A3

BRECHA SALARIAL HORARIA AL AGREGAR CONTROLES GRADUALMENTE, 2010

VARIABLE	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mujer	-2,293** (0,0900)	-2,809** (0,0846)	-2,705** (0,0817)	-2,572** (0,0776)	-2,312** (0,0768)
Constante	14,82** (0,0899)	16,24** (0,638)	32,73** (0,888)	32,71** (0,982)	26,51** (1,180)
Sector	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Ocupación	No	No	Sí	Sí	Sí
Características empresa	No	No	No	Sí	Sí
Características individuales	No	No	No	No	Sí
Salario horario promedio - hombres (euros)	14,82	14,82	14,82	14,82	14,82
Salario horario promedio - mujeres (euros)	12,53	12,01	12,11	12,25	12,51
% menos que los hombres	15,48	18,95	18,25	17,35	15,60
N	216769	216769	216769	216769	216769
R ²	0,0144	0,116	0,279	0,309	0,360

Notas: Los niveles de significación estadística se indican mediante * < ,05, ** < ,01, *** < ,001. Errores estándar entre paréntesis. Salario horario promedio mujeres = Salario horario promedio hombres + $\hat{\beta}$ de Mujer (ecuación 1).

Fuente: EES 2010.

CUADRO N.º A4

BRECHA SALARIAL HORARIA AL AGREGAR CONTROLES GRADUALMENTE, 2014

VARIABLE	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mujer	-1.978** (0.0754)	-2.241** (0.0732)	-2.201** (0.0667)	-2.111** (0.0637)	-1.916** (0.0599)
Constante	14.10** (0.0780)	17.57** (1.119)	30.55** (0.962)	29.26** (0.906)	22.99** (0.963)
Sector	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Ocupación	No	No	Sí	Sí	Sí
Características empresa	No	No	No	Sí	Sí
Características individuales	No	No	No	No	Sí
Salario horario promedio - hombres (€)	14,10	14,10	14,10	14,10	14,10
Salario horario promedio - mujeres (€)	12,12	11,86	11,90	11,99	12,19
% menos que los hombres	14,02	15,89	15,61	14,97	13,58
N	209436	209436	209436	209436	209436
R ²	0,015	0,113	0,299	0,329	0,392

Notas: Los niveles de significación estadística se indican mediante * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001. Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: EES 2014.

CUADRO N.º A5

BRECHA SALARIAL HORARIA AL AGREGAR CONTROLES GRADUALMENTE, 2018

VARIABLE	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mujer	-1.703** (0.0802)	-2.121** (0.0771)	-2.020** (0.0702)	-1.976** (0.0677)	-1.932** (0.0658)
Constante	14.12** (0.0797)	17.18** (1.160)	29.94** (0.882)	29.27** (0.775)	21.96** (0.820)
Sector	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Ocupación	No	No	Sí	Sí	Sí
Características empresa	No	No	No	Sí	Sí
Características individuales	No	No	No	No	Sí
Salario horario promedio - hombres (€)	14,12	14,12	14,12	14,12	14,12
Salario horario promedio - mujeres (€)	12,42	12,00	12,10	12,14	12,19
% menos que los hombres	12,06	15,02	14,30	14,00	13,68
N	216726	216726	216726	216726	216726
R ²	0,011	0,119	0,292	0,328	0,394

Notas: Los niveles de significación estadística se indican mediante * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001. Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: EES.

CUADRO N.º 6

BRECHA SALARIAL HORARIA AL AGREGAR CONTROLES GRADUALMENTE, 2014

VARIABLE	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mujer	-1.978** (0.0754)	-2.241** (0.0732)	-2.201** (0.0667)	-2.111** (0.0637)	-1.916** (0.0599)
Constant	14.10** (0.0780)	17.57** (1.119)	30.55** (0.962)	29.26** (0.906)	22.99** (0.963)
Sector	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Ocupación	No	No	Sí	Sí	Sí
Características empresa	No	No	No	Sí	Sí
Características individuales	No	No	No	No	Sí
Salario horario promedio - hombres (€)	14,10	14,10	14,10	14,10	14,10
Salario horario promedio - mujeres (€)	12,12	11,86	11,90	11,99	12,19
% menos que los hombres	14,02	15,89	15,61	14,97	13,58
N	209436	209436	209436	209436	209436
R ²	0,015	0,113	0,299	0,329	0,392

Notas: Los niveles de significación estadística se indican mediante * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001. Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: EES 2014.



COLABORACIONES III

**FAMILIA, HOGAR Y DECISIONES
PERSONALES**

EFECTOS A LARGO PLAZO DEL CONFINAMIENTO POR COVID-19 SOBRE LA DISTRIBUCIÓN DEL TIEMPO EN LOS HOGARES (*)

Lidia Farré ()**

Universitat de Barcelona, IAE-CSIC

Libertad González

Barcelona School of Economics, Universitat Pompeu Fabra

Claudia Meza-Cuadra

Universitat Pompeu Fabra

Resumen

Se utilizan los datos en tiempo real recogidos de una muestra representativa de hogares españoles en mayo de 2020 y mayo de 2022 para estimar los efectos a largo plazo del confinamiento por COVID-19 sobre la distribución del trabajo remunerado y no remunerado en los hogares. Dos años después de producirse el brote del virus, se observa una reducción de la brecha de género en el total de horas trabajadas. El tiempo dedicado al trabajo remunerado tanto por hombres como por mujeres, ha vuelto a los niveles anteriores al confinamiento; en cambio, observamos una reducción significativa de la brecha de género en el trabajo no remunerado que se explica por un incremento del número de horas semanales dedicadas por los hombres al cuidado de los hijos y una disminución de las horas dedicadas por las mujeres. Los resultados indican que el aumento de la exposición de los hombres a la carga familiar durante el confinamiento originado por el *shock* imprevisto de la demanda laboral, que obligó a muchos hombres a quedarse en casa, puede haber sido responsable de la reducción de la brecha de género en el tiempo de cuidado de los hijos.

Palabras clave: brecha de género, cuidado de hijos, COVID-19, efectos largo plazo.

Abstract

We use real-time data collected from a national representative sample of house-holds in May 2020 and May 2022 to estimate the long-term effects of the COVID-19 lockdown on the distribution of paid and unpaid work within households. Two years after the outbreak of the virus, we observe a reduction in the gender gap in total hours worked. Time devoted to paid work by both men and women has returned to pre-lockdown levels. In contrast, we observe a significant reduction in the gender gap in unpaid work. This reduction is driven by an increase in the weekly hours that men devote to childcare and a decrease in those devoted by women. Our results indicate that the higher exposure of men to the family burden during the lockdown resulting from the unexpected labor demand shock that forced many men to stay at home may be responsible for the reduction in the gender gap in childcare time.

Keywords: gender gap, childcare time, COVID-19, long-term effects.

JEL classification: J16, J31.

I. INTRODUCCIÓN

Las medidas de confinamiento y distanciamiento social ampliamente adoptadas a fin de contener la propagación de la pandemia del

COVID-19 dieron lugar a una disrupción de la organización tradicional del cuidado de los hijos, ya que el cierre prolongado de los colegios obligó a muchos padres a asumir responsabilidades adicionales en ese sentido. La investigación ha documentado efec-

tos de género desiguales de la pandemia: la probabilidad de perder el empleo y asumir una mayor parte del cuidado de los hijos y las tareas domésticas afectó más a las mujeres (Stantcheva, 2022).

España sufrió uno de los confinamientos más severos de Europa. Colegios y negocios no esenciales estuvieron cerrados durante varios meses y, en el punto álgido de abril de 2020, un 20 por 100 de los trabajadores se encontraban en situación de suspensión de empleo. Farré *et al.* (2022) muestran cómo, en el caso español, la pandemia se tradujo en un aumento de la brecha de género en cuanto al número total de horas trabajadas, tanto en trabajo remunerado como no remunerado. Observan que, si bien la participación de los hombres en las tareas domésticas y el cuidado de los hijos se incrementó ligeramente, el peso principal del aumento de la carga recayó en las mujeres, que ya estaban ocupándose de la mayor parte del trabajo no remunerado antes del confinamiento.

En este artículo analizamos los efectos a largo plazo de la pandemia sobre la desigualdad de género en el tiempo dedicado a trabajo remunerado y no remunerado dos años después de la aparición del brote pandémico en España y tras retirarse las medidas de confinamiento y distanciamiento social. Para ello, utilizamos datos en tiempo real recogidos de una muestra representativa de hogares españoles en mayo de 2020 y mayo de 2022.

Observamos que en 2022 se ha reducido la brecha de género en cuanto al total de horas trabajadas, incluido el trabajo remunerado y no remunerado. Aunque las mujeres siguen trabajando más horas en total, la brecha disminuye debido a un descenso de la diferencia relativa al cuidado de los hijos, ya que el número de horas semanales dedicadas por los hombres a esa tarea se ha incrementado. El cambio parece deberse a una mayor exposición a la tarea de atender a los hijos durante la pandemia por parte de una fracción no despreciable de hombres, sobre todo entre hombres que vieron suspendido su empleo.

Antes de la pandemia, las mujeres dedicaban ocho horas más que los hombres a trabajo remunerado y no remunerado. En mayo de 2022, la

brecha se había reducido en tres horas (Farré *et al.*, 2022). En el caso de parejas heterosexuales en las que ambos miembros de la pareja tenían empleo, la disminución de la brecha de género es incluso mayor: de 11 a 5 horas.

Una investigación detallada de los distintos usos del tiempo revela que, en lo relativo al trabajo remunerado, la brecha de género no ha cambiado en términos generales. Los hombres siguen empleando más de cinco horas que las mujeres en trabajos remunerados, y cualquier cambio observado en cuanto al tiempo dedicado por hombres y mujeres a trabajo remunerado durante los confinamientos ha desaparecido (Carlson *et al.*, 2020; Alon *et al.*, 2020).

En cambio, observamos que la brecha de género en cuanto a tiempo dedicado a trabajo no remunerado se ha reducido en relación con el período anterior a la pandemia debido a una reasignación de las tareas de cuidado de los hijos. La brecha de género media en tareas domésticas no ha variado: las mujeres siguen dedicando dos horas semanales más que los hombres. Sin embargo, la brecha relativa al cuidado de los hijos ha disminuido significativamente, entre cuatro y siete horas o en torno a un 30 por 100-50 por 100 de la diferencia existente en el período previo (Biroli *et al.*, 2021; Boll *et al.*, 2021). La reducción se explica por un incremento del número de horas semanales que los hombres dedican al cuidado de los hijos y una disminución de las horas dedicadas por las mujeres, especialmente en parejas heterosexuales con empleo. Esta conclusión es sólida utilizando especificaciones diversas y añadiendo numerosos controles.

El análisis de heterogeneidad proporciona evidencia de que el cambio está determinado por hogares en los que los hombres permanecieron en casa y sin trabajar durante el confinamiento. Concretamente, los hombres que estuvieron en situación de suspensión de empleo durante el confinamiento por COVID-19 aumentaron su participación en las tareas domésticas y el cuidado de los hijos en ese período, y el incremento medio de la dedicación de los hombres al cuidado de los hijos en 2022 se debe a parejas en las que el hombre probablemente estuvo en situación de suspensión de empleo (Del Boca *et al.*, 2020; Zamarro y Prados, 2021).

Una reducción de la brecha de género en el tiempo dedicado al cuidado de los hijos tiene consecuencias potenciales importantes. Por ejemplo, se ha demostrado que la falta de acceso al cuidado de los hijos incide en la participación de las mujeres en la fuerza laboral (Bick, 2016; Bauernschuster y Schlotter, 2015). Además, la intervención de los padres en el cuidado de los hijos puede desempeñar un papel relevante en la formación de actitudes sobre el papel de los géneros en los niños (Cano y Hofmeister, 2022).

Este artículo aborda distintas vertientes de la literatura. En primer lugar, se relaciona con la literatura que trata los efectos de la pandemia de COVID-19 sobre la desigualdad de género en el trabajo remunerado y no remunerado (Adams-Prassl *et al.*, 2020; Farré *et al.*, 2022). Aunque la investigación existente se centra especialmente en los efectos de la crisis a corto plazo, este artículo es uno de los primeros en estudiar sus efectos a más largo plazo. En segundo lugar, se suma a la literatura general existente sobre el modo en que los shocks a gran escala, como las guerras, y los shocks a pequeña escala, como la pérdida de trabajo o el disfrute de una baja por paternidad, pueden contribuir a cambios en el comportamiento en los hogares y la desigualdad de género (Hennecke y Pape, 2022; Teso, 2019; Fernández *et al.*, 2004).

II. CONTEXTO

España fue uno de los países más azotados por la pandemia de COVID-19, con un número elevado de casos confirmados y fallecimientos. En respuesta a la situación, el 14 de marzo de 2020 el Gobierno español puso en marcha un confinamiento parcial que conllevó el cierre de colegios y la restricción de movimientos. El 28 de marzo se endurecieron las medidas y todos los trabajadores de actividades no esenciales se vieron obligados a permanecer en casa. El confinamiento, cuya duración inicial iba a ser de dos semanas, se prolongó hasta el 26 de abril. A partir de esa fecha, las restricciones empezaron a retirarse progresivamente. Los colegios volvieron a abrir solo en el curso escolar de septiembre de 2020.

En el verano y el otoño de 2020, un nuevo aumento del número de casos dio lugar a la imposición de algunas

restricciones, incluido el toque de queda y la limitación de las reuniones. El país sufrió una segunda ola de infecciones a principios de 2021, lo que llevó al Gobierno a imponer medidas más estrictas, tales como confinamientos regionales y la obligación de llevar mascarilla. Sin embargo, los centros escolares y los lugares de trabajo continuaron abiertos y, al finalizar 2021, la mayoría de las restricciones se habían retirado.

En marzo de 2020, España también implementó el procedimiento denominado expediente de regulación temporal de empleo (ERTE) con el objetivo de evitar el desempleo masivo, permitiendo a las empresas reducir las horas de trabajo o suspender el empleo de los trabajadores de forma temporal, mientras los salarios eran cubiertos por el Gobierno. Esta medida hizo posible mantener a los empleados en la nómina de las empresas y la prestación de ayuda financiera a los trabajadores afectados. En el punto álgido de abril de 2020, más de un 20 por 100 de los trabajadores estaban en situación de suspensión de empleo, pero en julio de 2020 el número se había reducido hasta menos de un 5 por 100.

III. DATOS

Durante los meses de mayo de 2020 y mayo de 2022, encargamos a una empresa especializada en sondeos (Ipsos) que realizara dos encuestas a muestras representativas de la población española de edades comprendidas entre 24 y 50 años. El tamaño final de la muestra fue de 5.001 personas en la primera encuesta y de 4.000 personas en la segunda. La encuesta se realizó con cuotas por regiones para preservar la representatividad a escala tanto nacional como regional. También se establecieron cuotas por nivel de estudios y composición familiar para garantizar que la muestra fuera representativa en esas dimensiones.

El primer sondeo se efectuó a principios de mayo de 2020, cuando acababa de empezar la relajación de las condiciones del confinamiento. Las preguntas de la encuesta se referían a dos períodos:

1. El período "anterior a la declaración del estado de alarma del 14 de marzo debido a la evolución de la pandemia de COVID-19 en España".

CUADRO N.º 1

ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES PRINCIPALES

VARIABLES	(1) N	(2) MEDIA	(3) DESVIACIÓN ESTÁNDAR	(4) MÍNIMA	(5) MÁXIMA	(6) N	(7) MEDIA	(8) DESVIACIÓN ESTÁNDAR	(9) MÍNIMA	(10) MÁXIMA
Edad de la persona encuestada	2.841	39,00	6,689	24	50	1.515	39,06	6,745	24	50
Edad del otro miembro de la pareja	2.841	39,32	6,941	19	67	1.515	39,31	6,836	20	67
Título universitario de la persona encuestada	2.841	0,297	0,457	0	1	1.515	0,324	0,468	0	1
Título universitario del otro miembro de la pareja	2.841	0,352	0,478	0	1	1.515	0,380	0,485	0	1
Hijos menores de 1 año	2.841	0,0605	0,239	0	1	1.515	0,0587	0,235	0	1
Hijos de entre 1 y 5 años	2.841	0,422	0,494	0	1	1.515	0,428	0,495	0	1
Hijos de entre 6 y 12 años	2.841	0,562	0,496	0	1	1.515	0,576	0,494	0	1
Número de hijos	2.841	1,664	0,857	1	10	1.515	1,655	0,827	1	10
Mujer	2.841	0,483	0,500	0	1	1.515	0,440	0,497	0	1
Parejas hetero-sexuales	2.837	0,741	0,438	0	1	1.515	1	0	1	1
Horas trabajadas	2.841	31,33	15,66	0	99	1.515	36,14	10,55	0	90
Horas de tareas domésticas	2.841	10,39	9,769	0	99	1.515	9,258	7,036	0	60
Horas de cuidado de los hijos	2.841	24,17	23,42	0	99	1.515	23,64	21,94	0	99
Después	2.841	0,452	0,498	0	1	1.515	0,444	0,497	0	1
Mujer × Después	2.841	0,199	0,399	0	1	1.515	0,165	0,371	0	1

CUADRO N.º 1 (continuación)

ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES PRINCIPALES

VARIABLES	(1) N	(2) MEDIA	(3) DESVIACIÓN ESTÁNDAR	(4) MÍNIMA	(5) MÁXIMA	(6) N	(7) MEDIA	(8) DESVIACIÓN ESTÁNDAR	(9) MÍNIMA	(10) MÁXIMA
Suspensión de empleo (1.ª ronda)	1.337	0,203	0,402	0	1	841	0,200	0,400	0	1
Muestra	Muestra completa	Muestra completa	Muestra completa	Muestra completa	Muestra completa	Muestra completa	Muestra restringida	Muestra restringida	Muestra restringida	Muestra restringida

Notas: Ambas muestras se limitan a personas encuestadas con hijos menores de 17 años que responden sobre el tiempo dedicado a trabajo remunerado y cuidado de los hijos, además de la información de su pareja, y que dicen no tener más de 10 hijos. La muestra restringida incluye solo a miembros de parejas heterosexuales, ambos con empleo en el momento de la encuesta y que proporcionan información válida sobre el sector de actividad. Después se refiere al período posterior al confinamiento en mayo de 2022.

2. “Desde la declaración del estado de alarma el 14 de marzo”.

Así, cada una de las preguntas empieza por “antes de la declaración del estado de alarma” o “durante la declaración del estado de alarma” para recordar a la persona encuestada el período al que se refiere el contenido de la pregunta.

La segunda encuesta se realizó en mayo de 2022, cuando hacía ya tiempo que habían terminado las condiciones de confinamiento y se habían retirado las últimas restricciones relativas al uso de mascarilla en el interior, excepto en el transporte público. Las preguntas de esta segunda encuesta se referían a la situación “actual” en ese momento.

En ambos sondeos, la formulación de las tres preguntas principales es la siguiente:

- [Período de referencia], ¿cuántas horas trabaja a la semana (incluidas las horas de trabajo desde casa)?
- [Período de referencia], ¿cuántas horas dedica a tareas domésticas a la semana?
- [Período de referencia], ¿cuántas horas dedica al cuidado de sus hijos (de todo tipo: físicos, educativos, de juego, etc.) a la semana?

El análisis se realiza utilizando dos muestras principales. La primera, denominada “muestra completa”,

se limita a familias de dos progenitores e hijos menores de 17 años que responden sobre el tiempo dedicado al trabajo remunerado y al cuidado de los hijos. En cambio, la “muestra restringida” es más limitada e incluye solo a miembros de parejas heterosexuales, ambos con empleo en el momento de la encuesta, que proporcionan información válida sobre el sector de actividad. Esta muestra reducida nos permite aislar más el efecto de una posible redistribución de las tareas dentro de los hogares

IV. ESTRATEGIA EMPÍRICA

Para estudiar los efectos a medio plazo de la crisis del COVID-19 sobre la desigualdad de género en el trabajo remunerado y no remunerado estimamos la siguiente regresión:

$$\text{Horas}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Mujer}_i + \beta_2 \text{Despues}_t + \beta_3 (\text{Mujer}_i \times \text{Después}_t) + \gamma X_i + \varepsilon_{it}, \quad [1]$$

donde la variable dependiente es el número de horas semanales que la persona encuestada dice haber dedicado al trabajo remunerado, tareas domésticas o cuidado de los hijos, bien antes del confinamiento o en el momento de la segunda encuesta, y las principales variables explicativas son un indicador de si la persona encuestada es una mujer, una variable ficticia para el período siguiente al confinamiento y un término de interacción. Incluimos efectos fijos de 17 regiones y controles adicionales como edad, nivel

de estudios de ambos progenitores y composición familiar.

Para estudiar los mecanismos por los que la pandemia de COVID-19 puede haber afectado a la distribución a medio plazo del tiempo en los hogares, a continuación efectuamos un análisis de heterogeneidad. En línea con las predicciones de Alon *et al.* (2020), estudiamos la heterogeneidad en los cambios de la brecha de género en horas de trabajo en función de si el hombre de la pareja se quedaba en casa durante el confinamiento. Particularmente, nos centramos en la heterogeneidad teniendo en cuenta si los hombres se quedaban en casa por la suspensión de empleo, utilizando este hecho como un *shock* en el uso del tiempo (1). Manejamos la hipótesis de que un aumento de la exposición a responsabilidades familiares durante el confinamiento puede haber afectado a las horas que los padres dedicaron a las tareas domésticas y que, para un subconjunto de familias en las que los hombres permanecían en casa, puede haber modificado la brecha de género en trabajo no remunerado.

Para probar esta hipótesis, primero exploramos la heterogeneidad a corto plazo de los cambios de utilización del tiempo durante el confinamiento empleando la primera ronda de nuestra encuesta. Concretamente, comparamos el tiempo empleado en cada actividad antes y durante la pandemia, desagregando los cambios por la situación de suspensión o no suspensión del hombre de la pareja mediante la siguiente ecuación:

$$\text{Horas}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Mujer}_i + \beta_2 \text{Después}_t + \beta_3 \text{Mujer}_i \times \text{Después}_t + \beta_4 \text{Hombrecasa}_i + \beta_5 \text{Hombrecasa}_i \times \text{Después}_t + \beta_6 \text{Hombrecasa}_i \times \text{Mujer}_i + \beta_7 \text{Hombrecasa}_i \times \text{Después}_t \times \text{Mujer}_i + \gamma X_i + \varepsilon_{it}, \quad [2]$$

donde β_7 es el coeficiente de interés y *Hombrecasa_i* es una variable ficticia igual a 1 si la persona encuestada o la pareja de la persona encuestada era un hombre que estuvo en situación de suspensión de empleo durante la pandemia.

Luego exploramos la heterogeneidad a este respecto a largo plazo, empleando la segunda ronda de nuestra encuesta. No obstante, aunque observamos si los encuestados de la primera ronda del

sondeo estuvieron en situación de suspensión del trabajo durante el confinamiento, no lo observamos directamente en el caso de los encuestados de la segunda ronda. Es decir, utilizamos características individuales de los encuestados en ambas rondas, así como el sector de actividad de quienes tenían empleo en el momento de cada ronda de la encuesta, para predecir su probabilidad de quedarse en casa durante el confinamiento. El sector de actividad es especialmente útil porque la probabilidad de estar en situación de suspensión de empleo variaba significativamente en función del sector, de 0 a 66 por 100, siendo la cuota más alta la del sector de hostelería.

Utilizando la muestra de personas de la primera ronda, calculamos la siguiente ecuación por separado para hombres y mujeres:

$$\text{Casa}_i = \alpha + \beta_1 \text{estudi}_i \times \text{sector}_i \times \text{región}_i + \beta_2 \text{edad}_i + \beta_3 \text{edad}_i^2 + \beta_4 \text{inmigrante}_i + \varepsilon_i, \quad [3]$$

donde *Casa_i* es una variable binaria que toma valor igual a 1 si la persona estuvo en suspensión de empleo durante el confinamiento y 0 en caso contrario; *estudi* es el nivel de estudios de la persona encuestada; *sector_i* es el sector de actividad en el momento de la encuesta, y también incluimos controles de situación de inmigrante y edad (lineal y cuadrática) (2). A continuación, utilizamos esos cálculos para predecir la probabilidad de que las personas de ambas rondas estuvieran en situación de suspensión de empleo durante el confinamiento por COVID-19 en función de sus características.

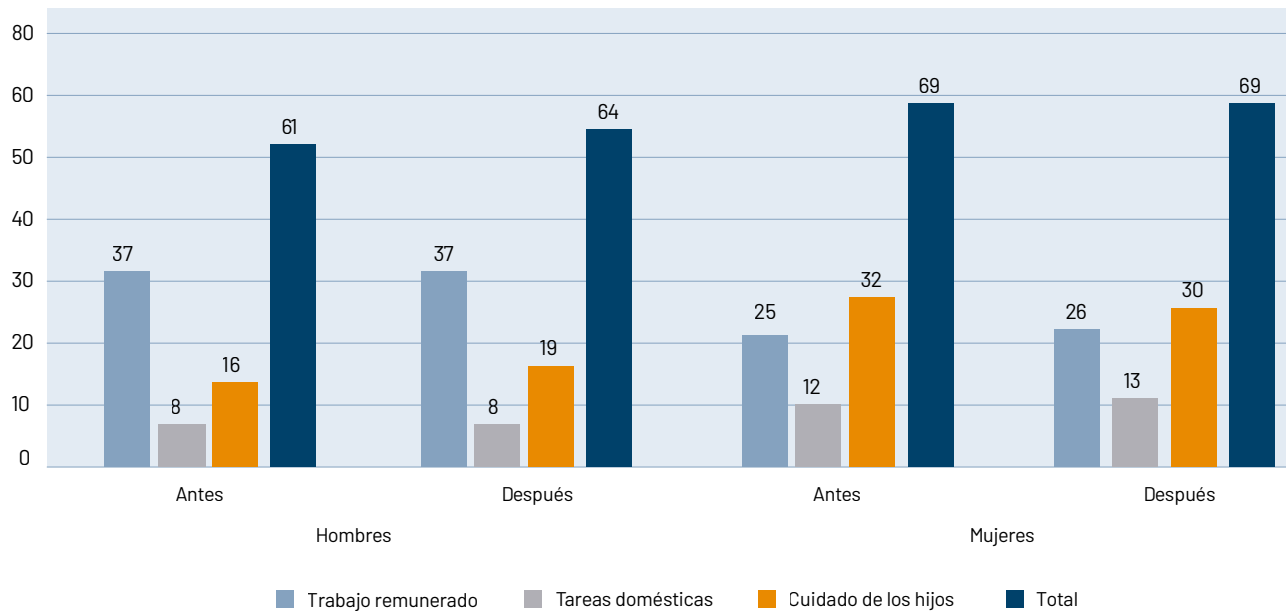
Por último, recalculamos la ecuación [2] utilizando las horas de los períodos previo y posterior al confinamiento como resultados y utilizando la situación predicha en lugar de la observada, es decir, donde *Hombrecasa_i* es una variable ficticia igual a 1 para todas las parejas en las que la probabilidad de que el hombre se quedara en casa durante el confinamiento es superior a la media y 0 en los demás casos.

V. RESULTADOS

Antes del confinamiento, las mujeres trabajaban una media de ocho horas por semana más (en tra-

GRÁFICO 1

HORAS SEMANALES MEDIAS POR ACTIVIDAD Y GÉNERO, ANTES Y DESPUÉS DEL CONFINAMIENTO



Nota: Antes se refiere al periodo comprendido entre la declaración del estado de alarma en marzo de 2020 y Después al periodo posterior al confinamiento en mayo de 2022. La muestra incluye a todas las personas encuestadas con hijos menores de 17 años que responden sobre el tiempo dedicado a trabajo remunerado y cuidado de los hijos, además de la información de su pareja, y que dicen no tener más de 10 hijos (muestra completa).

Fuente: Elaboración propia.

bajos remunerados como no remunerados) que los hombres (gráfico 1). En 2022, la diferencia se había reducido parcialmente al aumentar el número total de horas de los hombres de 61 a 64. En el cuadro n.º 2 se muestran los resultados de estimar la ecuación [1] utilizando el total de horas de trabajo como la variable dependiente, que aporta evidencia más precisa de ese cambio.

Si nos centramos en los cálculos utilizando la muestra completa en las columnas (1) y (2), lo primero que notamos es que la brecha de género media es aún más amplia cuando añadimos controles y efectos fijos. Además, el tiempo medio dedicado al trabajo se incrementó significativamente en 2022, entre 2,7 y 3,1 horas. Además, el coeficiente negativo y de magnitud considerable estimado para la interacción entre mujer y después sugiere que existe un cambio determinado por los hombres. El análisis marginal confirma que la diferencia del total de horas predi-

chas de hombres antes y después es significativa en el nivel de 5 por 100, pero no significativa en mujeres.

Los cálculos de las columnas (3) y (4) utilizando la muestra restringida, que incluye solo parejas heterosexuales en las que ambos miembros tenían empleo en el momento de la encuesta, aportan evidencia adicional de un efecto específico de género. Si bien el aumento medio de horas empleadas en el total de trabajo es ligeramente mayor y aún significativo, el coeficiente negativo estimado sobre la interacción de mujer y después es casi el doble estadísticamente significativo en ambas especificaciones. Entre las personas de esta muestra, las mujeres parecen haber reducido su total de horas en más de dos (la suma del coeficiente “después” y “mujer x después”), mientras que los hombres aumentaron sus horas en más de tres. La diferencia del total de horas predichas de esta muestra vuelve a ser significativa solo en el caso de los hombres (en el nivel de 5 por 100).

CUADRO N.º 2

TOTAL DE HORAS TRABAJADAS EN TRABAJO REMUNERADO Y NO REMUNERADO

VARIABLES	MUESTRA COMPLETA		MUESTRA RESTRINGIDA	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	8,56*** [1,51]	8,22*** [1,78]	11,29*** [2,15]	10,82*** [2,35]
Después	2,68** [1,06]	3,22** [1,37]	3,48** [1,37]	3,57** [1,49]
Mujer × Después	-3,14 [1,88]	-3,43 [2,00]	-6,15** [2,76]	-6,04** [2,61]
Controles	No	Sí	No	Sí
E.F. Región	No	Sí	No	Sí
Observaciones	2.841,00	2.841,00	1.515,00	1.515,00

Notas: La variable dependiente es la suma de las horas semanales que la persona encuestada afirma haber dedicado a trabajo remunerado (incluido 0 en caso de no trabajar), tareas domésticas (como limpieza de la casa, compra, colada, comida, reparaciones domésticas y gestión de la economía familiar) y cuidado de los hijos (incluidas atención física y emocional y actividades de ocio). Ambas muestras se limitan a personas encuestadas con hijos menores de 17 años que informan sobre el tiempo dedicado al cuidado de los hijos y al trabajo, y que dicen no tener más de 10 hijos. La muestra restringida incluye solo a miembros de parejas heterosexuales, ambos con empleo en el momento de la encuesta, que proporcionan información válida sobre el sector de actividad. Los controles son el número de hijos, un indicador para la presencia de hijos, un indicador para la existencia de hijos menores de 1 año, un indicador para la existencia de un hijo/a de entre 1 y 5 años, un indicador para la existencia de un hijo de entre 6 y 12 años, la edad de ambos padres y un indicador para la existencia de título universitario de cada miembro de la pareja. Los errores estándar agrupados por región se muestran entre corchetes. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: Elaboración propia.

Este hallazgo apunta a una reducción importante de la desigualdad de género en términos de tiempo empleado trabajando en este subconjunto de hogares, determinado por un aumento en los hombres.

A continuación, observamos los efectos sobre las distintas subcategorías de trabajo: remunerado, tareas domésticas y cuidado de los hijos. Como se ha visto en el gráfico 1, la brecha de género en cuanto a trabajo remunerado se mantuvo prácticamente igual entre los dos períodos. Es decir, el hombre medio empleó doce horas más por semana en trabajo remunerado que la mujer media en 2020, y más de once horas más por semana en 2022 (gráfico 2). Farré

et al. (2020) concluyeron la existencia de un aumento de la desigualdad de género en cuanto a horas de trabajo remunerado en 2021. Sin embargo, nuestros resultados muestran que la brecha de género en trabajo remunerado volvió a los niveles previos a la pandemia y que, en todo caso, disminuyó ligeramente.

Los resultados de calcular la ecuación [1] utilizando las horas de trabajo remunerado como la variable dependiente se muestran en el cuadro n.º 3. En las cuatro especificaciones, la mujer media empleó entre 11,3 y 5,7 horas menos que el hombre medio en trabajo remunerado. Los coeficientes de las filas 2 y 3 confirman que no hubo cambios significativos del tiempo empleado por hombres o mujeres en trabajo remunerado en ninguna de las muestras.

CUADRO N.º 3

HORAS EN TRABAJO REMUNERADO

VARIABLES	MUESTRA COMPLETA		MUESTRA RESTRINGIDA	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	-11,37*** [1,09]	-10,74*** [1,18]	-5,72*** [2,15]	-5,23*** [0,87]
Después	-0,06 [0,47]	-0,19 [0,50]	-0,45 [0,65]	-0,46 [0,64]
Mujer × Después	0,17 [1,11]	0,41 [1,19]	-0,28 [1,31]	-0,32 [1,30]
Controles	No	Sí	No	Sí
E.F. Región	No	Sí	No	Sí
Observaciones	2.841,00	2.841,00	1.515,00	1.515,00

Notas: La variable dependiente es el número de horas semanales que la persona encuestada empleó en trabajo remunerado (incluido 0 en caso de no trabajar). Ambas muestras se limitan a personas encuestadas con hijos menores de 17 años que informan sobre el tiempo dedicado al cuidado de los hijos y al trabajo, y que dicen no tener más de 10 hijos. La muestra restringida incluye solo a miembros de parejas heterosexuales, ambos con empleo en el momento de la encuesta, que proporcionan información válida sobre el sector de actividad. Los controles son el número de hijos, un indicador para la presencia de hijos, un indicador para la existencia de hijos menores de 1 año, un indicador para la existencia de hijos de entre 1 y 5 años, un indicador para la existencia de hijos de entre 6 y 12 años, la edad de ambos padres y un indicador para la existencia de título universitario de cada miembro de la pareja. Los errores estándar agrupados por región se muestran entre corchetes. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO N.º 4

HORAS DE TAREAS DOMÉSTICAS

VARIABLES	MUESTRA COMPLETA		MUESTRA RESTRINGIDA	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	4,07*** [0,45]	3,65*** [0,50]	2,21*** [0,42]	-2,07*** [0,42]
Después	0,36 [0,34]	0,28 [0,34]	0,20 [0,41]	-0,07 [0,45]
Mujer × Después	0,67 [0,81]	0,55 [0,75]	0,69 [0,62]	0,75 [0,64]
Controles	No	Sí	No	Sí
E.F. Región	No	Sí	No	Sí
Observaciones	2.841	2.841	1.515	1.515

Notas: La variable dependiente es la suma de las horas trabajadas semanalmente por la persona encuestada en tareas domésticas (como limpieza de la casa, compra, colada, comida, reparaciones domésticas y gestión de la economía familiar). Ambas muestras se limitan a personas encuestadas que tienen hijos menores de 17 años e informan del tiempo dedicado al cuidado de los hijos y a trabajo remunerado. La muestra restringida incluye solo a miembros de parejas heterosexuales, ambos con empleo en el momento de la encuesta, que proporcionan información válida sobre el sector de actividad. Los controles son el número de hijos, un indicador para la presencia de hijos, un indicador para la existencia de hijos menores de 1 año, un indicador para la existencia de hijos de entre 1 y 5 años, un indicador para la existencia de hijos de entre 6 y 12 años, la edad de ambos padres y un indicador para la existencia de título universitario de cada miembro de la pareja. Los errores estándar agrupados por región se muestran entre corchetes. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

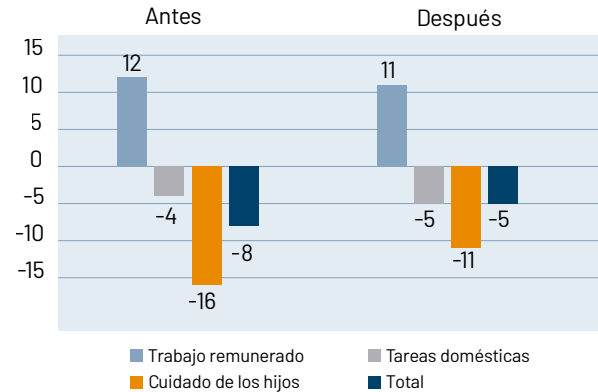
Fuente: Elaboración propia.

De modo similar, no apreciamos cambios significativos en cuanto al tiempo empleado en tareas domésticas por hombres o mujeres. Antes del confinamiento, las mujeres trabajaban una media de cuatro horas más por semana que los hombres en tareas domésticas no remuneradas y cinco más en 2022 (gráfico 2). Como se muestra en el cuadro n.º 4, una vez incluidos controles y efectos fijos, la diferencia es de alrededor de 3,6 horas. Aun así, no hubo cambios significativos en las horas dedicadas a tareas domésticas por ninguno de los géneros en ninguna de las especificaciones.

En cambio, nuestros resultados sugieren que hubo un cambio importante en la distribución del tiempo empleado en el cuidado de los hijos. Antes del confinamiento existía una amplia brecha de género en cuanto al tiempo dedicado al cuidado de los hijos; las

GRÁFICO 2

BRECHA DE GÉNERO EN HORAS SEMANALES POR ACTIVIDAD, ANTES Y DESPUÉS DEL CONFINAMIENTO



Notas: Antes se refiere al período comprendido entre la declaración del estado de alarma en marzo de 2020 y Después al período posterior al confinamiento en mayo de 2022. La brecha de género es el número de horas semanales en cada actividad informado por el hombre menos las horas informadas por la mujer media. La muestra incluye a todas las personas encuestadas con hijos menores de 17 años que responden sobre el tiempo dedicado a trabajo remunerado y cuidado de los hijos, además de la información de su pareja, y que dicen no tener más de 10 hijos (muestra completa).

Fuente: Elaboración propia.

mujeres dedicaban una media de dieciséis horas más por semana que los hombres a esa tarea. En la muestra completa, la mujer media respondió que empleaba treinta y dos horas semanales en el cuidado de los hijos antes del confinamiento, en comparación con las dieciséis horas de los hombres. Es decir, las mujeres se ocupaban de dos terceras partes del cuidado de los hijos (gráfico 2).

Sin embargo, después del confinamiento, el tiempo dedicado por el hombre medio de nuestra muestra había aumentado más de dos horas, o más de un 13 por 100 por semana. Simultáneamente, el tiempo dedicado por la mujer media se redujo más de dos horas, lo que implica una amplia disminución de la brecha de género.

Los resultados del cuadro n.º 5 confirman la importante brecha de género existente en horas de cuidado de los hijos en el período previo, así como el cambio de esa brecha en 2022. Si nos centramos en los resultados utilizando la muestra completa e incluyendo controles (columna 2), la brecha de

CUADRO N.º 5

HORAS DE CUIDADO DE LOS HIJOS

VARIABLES	MUESTRA COMPLETA		MUESTRA RESTRINGIDA	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	15,86*** [1,16]	15,31*** [1,17]	14,80*** [1,75]	13,97*** [1,86]
Después	2,38*** [0,77]	3,13*** [0,86]	3,74*** [0,95]	4,11*** [1,05]
Mujer x Después	3,98*** [1,33]	-4,39*** [1,26]	6,56*** [2,15]	-6,47*** [2,13]
Controles	No	Sí	No	Sí
E.F. Región	No	Sí	No	Sí
Observaciones	2.841,00	2.841,00	1.515,00	1.515,00

Notas: La variable dependiente es el número de horas semanales que la persona encuestada confirma que dedicó al cuidado de los hijos (incluidas atención física y emocional y actividades de ocio). Ambas muestras se limitan a personas encuestadas con hijos menores de 17 años que responden sobre el tiempo dedicado al cuidado de los hijos y a trabajo remunerado, y que dicen no tener más de diez hijos. La muestra restringida incluye solo a miembros de parejas heterosexuales, ambos con empleo en el momento de la encuesta, que proporcionan información válida sobre el sector de actividad. Los errores estándar robustos aparecen entre corchetes. Los controles son el número de hijos, un indicador para la presencia de hijos, un indicador para la existencia de hijos menores de 1 año, un indicador para la existencia de hijos de entre 1 y 5 años, un indicador para la existencia de hijos de entre 6 y 12 años, la edad de ambos padres y un indicador para la existencia de título universitario de cada miembro de la pareja. Los errores estándar agrupados por región se muestran entre corchetes. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: Elaboración propia.

género en cuidado de los hijos en el período previo se estima en torno a 15,3 horas. No obstante, el coeficiente negativo sobre "mujer x después" apunta a un descenso significativo de esta diferencia tras el confinamiento. Aunque la persona media dedicó 3 horas adicionales al cuidado de los hijos en 2022 en relación con el período previo, hubo un descenso de la brecha de género de alrededor de 4,4 horas, que corresponde al 19 por 100 de la media de horas dedicadas al cuidado de los hijos en toda la muestra. El cambio lo determinó un aumento de las horas dedicadas por los hombres, de aproximadamente tres (significativo en el nivel de 1 por 100).

Cuando nos centramos solo en parejas heterosexuales que tenían empleo en el momento de la

encuesta, la brecha es aún mayor. Como se muestra en la columna (4), si se controlan por características individuales y efectos fijos, los hombres de la muestra restringida aumentaron significativamente el tiempo dedicado al cuidado de los hijos en cuatro horas, mientras que las mujeres redujeron el suyo, con el resultado de una disminución total de la brecha de género de casi 6,5 horas, o más del 50 por 100 de la brecha en el período previo. El cambio predicho en cuanto al tiempo dedicado al cuidado de los hijos por los hombres es especialmente grande y significativo en esta muestra, lo que sugiere que los cambios que identificamos están determinados por un cambio del comportamiento de los padres, en parte por la reasignación de tiempo dedicado por las madres al cuidado de los hijos.

1. Mecanismos

A continuación, probamos la hipótesis de que nuestros resultados se deben a un aumento de la exposición de los hombres a responsabilidades familiares durante el confinamiento. Para ello, primero investigamos si hubo heterogeneidad en el cambio de horas empleadas en cada actividad durante el confinamiento entre parejas heterosexuales, en función de si el hombre se quedó en casa durante el confinamiento (tratado).

En el cuadro n.º 6 se muestran los resultados de estimar la ecuación [2] con las horas empleadas en cada una de las categorías de trabajo como la variable dependiente, con y sin controles y efectos fijos. Nos centramos en la heterogeneidad de los cambios de la brecha de género durante la pandemia, comparando el coeficiente sobre la interacción de "mujer y después" (fila 3) y en la triple interacción con la variable binaria que identifica parejas en las que el hombre estuvo en situación de suspensión de empleo durante el confinamiento (fila 7).

Cuando la variable dependiente es el total de horas trabajadas, ambos coeficientes de interés son positivos y significativos, lo que implica un aumento de la brecha de género media durante el confinamiento, que fue aún mayor en familias tratadas. Sin embargo, en el caso de familias tratadas, el amplio aumento de la brecha de género en cuanto a horas trabajadas es mecánico, tal como se muestra en las columnas (3) y (4), ya que los hombres que se

CUADRO N.º6

HORAS EMPLEADAS POR ACTIVIDAD ANTES Y DURANTE EL CONFINAMIENTO (EFECTOS A CORTO PLAZO), HETEROGENEIDAD POR SUSPENSIÓN DE EMPLEO DEL HOMBRE

VARIABLES	TOTAL		TRABAJO REMUNERADO		TAREAS DOMÉSTICAS		CUIDADO DE LOS HIJOS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	9,00*** [2,02]	8,86*** [2,27]	-12,29*** [1,23]	-11,51*** [1,18]	4,58*** [0,55]	4,32*** [0,83]	16,72*** [1,57]	16,05*** [1,79]
Después	-1,46 [1,04]	-1,60 [1,01]	-9,11*** [0,62]	-9,18*** [0,63]	2,82*** [0,44]	2,88*** [0,44]	4,83*** [0,62]	4,70*** [0,63]
Hombre en ERTE	1,97 [2,23]	3,64 [2,63]	1,14 [1,00]	2,29** [1,00]	-0,69 [0,98]	-0,83 [1,10]	1,52 [1,21]	2,18* [1,21]
Mujer × Después	3,63** [1,30]	3,76*** [1,23]	-0,38 [1,07]	-0,32 [1,09]	0,04 [0,67]	-0,04 [0,67]	3,97*** [0,93]	4,12*** [0,90]
Mujer × Hombre en ERTE	5,29 [5,51]	3,91 [5,80]	1,83 [1,88]	0,83 [1,86]	1,24 [1,44]	1,71 [1,63]	2,22 [3,72]	1,37 [4,19]
Después × Hombre en ERTE	-20,43*** [1,98]	-20,22*** [1,94]	-28,71*** [1,38]	-28,64*** [1,40]	1,63 [1,08]	1,55 [1,10]	6,65*** [1,65]	6,87*** [1,65]
Mujer × Después × Hombre en ERTE	15,35*** [2,65]	15,23*** [2,64]	24,13*** [1,85]	24,02*** [1,92]	-2,57* [1,27]	-2,46* [1,31]	-6,22** [2,57]	-6,33** [2,62]
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí
E.F. Región								
Observaciones	2.380	2.380	2.380	2.380	2.380	2.380	2.380	2.380,00

Notas: La variable dependiente es el número de horas semanales que la persona encuestada confirma haber dedicado a cada una de las actividades del encabezamiento. La variable "hombre casa" es una variable ficticia igual a 1 si el hombre de la pareja estuvo en situación de suspensión de empleo durante el confinamiento por COVID-19. Incluye solo a personas empleadas que no estaban de permiso antes del confinamiento. Después se refiere al tiempo de confinamiento en mayo de 2020. El análisis solo incluye a personas con hijos menores de 17 años, en parejas heterosexuales, donde la persona encuestada aporta información válida sobre la situación de empleo del hombre y el tiempo empleado en cada actividad, y que dicen no tener más de 10 hijos. Los errores estándar robustos entre corchetes están agrupados por región. Los controles son el número de hijos, un indicador para la presencia de hijos, un indicador para la existencia de hijos menores de 1 año, un indicador para la existencia de hijos de entre 1 y 5 años, un indicador para la existencia de hijos de entre 6 y 12 años, la edad de ambos padres y un indicador para la existencia de título universitario de cada miembro de la pareja. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: Elaboración propia.

encontraban en suspensión de empleo cesaron el trabajo remunerado en ese período, incrementando las horas relativas trabajadas por mujeres.

Por otra parte, cuando se utiliza cuidado de los hijos como la variable dependiente (columnas 7 y 8), observamos una fuerte heterogeneidad de los resultados entre familias tratadas y familias no tratadas. Si bien el coeficiente sobre "mujer y des-

pués" es positivo y significativo, lo que implica que el confinamiento dio lugar a una mayor desigualdad de género en el cuidado de los hijos, el coeficiente sobre la interacción triple es grande y negativo. En línea con nuestra hipótesis, observamos que la brecha de género en el tiempo dedicado al cuidado de los hijos se redujo durante el confinamiento más de horas en este subconjunto de parejas, pese a un gran aumento en el resto de la muestra.

CUADRO N.º 7

**HORAS EMPLEADAS POR ACTIVIDAD ANTES Y DESPUÉS DEL CONFINAMIENTO (EFECTOS A LARGO PLAZO),
HETEROGENEIDAD POR PROBABLE SITUACIÓN DE SUSPENSIÓN DE EMPLEO DEL HOMBRE**

VARIABLES	TOTAL		TRABAJO REMUNERADO		TAREAS DOMÉSTICAS		CUIDADO DE LOS HIJOS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	8,54** [3,23]	7,50** [3,20]	-5,79*** [1,01]	-5,07*** [1,05]	1,85*** [0,51]	1,46** [0,51]	12,48*** [2,40]	11,12*** [2,47]
Después	4,01** [1,83]	3,23* [1,81]	-0,16 [0,59]	-0,11 [0,64]	0,36 [0,58]	-0,13 [0,69]	3,81** [1,76]	3,46** [1,55]
Hombre casa (prob. de ERTE ≥ media)	1,51 [2,04]	-0,10 [2,02]	1,12 [0,68]	1,67** [0,77]	-0,01 [0,54]	-0,55 [0,64]	0,40 [1,35]	-1,23 [1,30]
Mujer × Después	-0,09 [3,09]	0,61 [2,94]	0,46 [1,68]	0,38 [1,80]	1,88** [0,76]	2,23** [0,90]	-2,43 [3,06]	-2,01 [2,83]
Mujer × Hombre casa	4,87 [4,71]	6,27 [4,55]	0,09 [1,31]	-0,31 [1,31]	0,71 [1,03]	1,20 [1,13]	4,07 [2,83]	5,39* [2,75]
Después × Hombre casa	-0,97 [3,04]	0,72 [2,70]	-0,51 [1,10]	-0,54 [1,19]	-0,34 [0,55]	0,03 [0,64]	-0,12 [3,14]	1,23 [2,98]
Mujer × Después × Hombre casa	-11,81** [5,22]	-12,94*** [4,43]	-1,45 [3,29]	-1,49 [3,29]	-2,50** [1,05]	-3,03** [1,08]	-7,86** [3,64]	-8,42** [2,98]
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí
E.F. Región	-	-	-	-	-	-	-	-
Observaciones	1.513	1.513	1.513	1.513	1.513	1.513	1.513	1.513

Notas: La variable dependiente es el número de horas semanales que la persona encuestada confirma haber dedicado a cada una de las actividades del encabezamiento. La variable "hombre casa" es una variable ficticia igual a 1 si se estima que la probabilidad de que el hombre de la pareja estuviera en situación de suspensión de empleo durante el confinamiento por COVID-19 es superior a la media. Después se refiere al periodo posterior al confinamiento en mayo de 2022. El análisis se limita a la "muestra restringida", es decir, la muestra incluye solo a miembros de parejas heterosexuales, con hijos menores de 17 años, ambos con empleo en el momento de la encuesta y que aportan información válida sobre el sector de actividad del hombre y sobre el tiempo empleado en trabajo remunerado y cuidado de los hijos, y que dicen no tener más de diez hijos. Los errores estándar robustos entre corchetes están agrupados por región. Los controles son el número de hijos, un indicador para la presencia de hijos, un indicador para la existencia de hijos menores de 1 año, un indicador para la existencia de hijos de entre 1 y 5 años, un indicador para la existencia de hijos de entre 6 y 12 años, la edad de ambos padres y un indicador para la existencia de título universitario de cada miembro de la pareja. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

El coeficiente positivo y significativo sobre la interacción de hombre en suspensión de empleo y después sugiere que este cambio lo determina un movimiento de las horas de cuidado de los hijos de las mujeres a los hombres. Marginalmente, observamos que, permaneciendo igual todo lo demás, los hombres en situación de suspensión de empleo aumentaron significativamente las horas dedicadas al cuidado de los hijos más que todos los demás grupos. También observamos un descenso similar de la brecha de género en cuanto a tareas

domésticas (columnas 5 y 6) en este subgrupo de parejas, a pesar de no haber un cambio medio (3).

En general, los resultados del análisis de heterogeneidad a corto plazo sugieren que hubo una reducción de la desigualdad de género en el tiempo dedicado al cuidado de los hijos en parejas en las que el hombre estuvo en situación de suspensión de empleo durante el confinamiento. Además, parece haber existido un descenso de la brecha de género en cuanto a las horas dedicadas

CUADRO N.º 8

HETEROGENEIDAD EN HORAS DEDICADAS AL CUIDADO DE LOS HIJOS, ROBUSTEZ

VARIABLES	UTILIZANDO INTERACCIÓN POR PROBABILIDAD DE QUE EL HOMBRE ESTÉ EN CASA				UTILIZANDO INTERACCIÓN POR PROBABILIDAD DE QUE LA MUJER ESTÉ EN CASA	
	PERCENTIL 40		PERCENTIL 60		PERCENTIL 40	PERCENTIL 50
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Mujer	13,37*** [2,60]	11,14*** [2,75]	11,98*** [2,12]	10,63*** [2,32]	14,02*** [3,11]	13,62*** [2,36]
Después	4,00** [1,42]	3,79** [1,44]	2,98** [1,32]	2,74* [1,37]	3,16* [1,66]	3,85** [1,43]
Mujer × Después	-0,79 [3,13]	-0,28 [2,98]	-0,95 [2,78]	-0,33 [2,82]	-9,37** [3,31]	-8,44*** [2,48]
Hombre probablemente casa (≥ p40)	0,92 [0,98]	-0,29 [1,33]	-	-	-	-
Mujer × Hombre casa (p40)	2,03 [2,79]	4,41 [3,13]	-	-	-	-
Después × Hombre casa (p40)	-0,38 [2,15]	0,55 [2,27]	-	-	-	-
Mujer × Después × Hombre casa (p40)	-9,06** [3,43]	-9,73** [3,69]	-	-	-	-
Hombre probablemente casa (≥ p60)	-	-	-1,00 [1,35]	-2,64* [1,32]	-	-
Mujer × Hombre casa (p60)	-	-	6,11* [3,5]	7,8* [3,6]	-	-
Después × Hombre casa (p60)	-	-	1,95 [2,26]	3,49 [2,25]	-	-
Mujer × Después × Hombre casa (p60)	-	-	-13,31*** [3,32]	-14,62*** [3,20]	-	-
Mujer probablemente casa (≥ p40)	-	-	-	-	-2,53 [1,78]	-
Mujer × Mujer casa (p40)	-	-	-	-	0,32 [2,72]	-
Después × Mujer casa (p40)	-	-	-	-	1,58 [1,91]	-
Mujer × Después × Mujer casa (p40)	-	-	-	-	4,15 [3,78]	-
Mujer probablemente casa (≥ p50)	-	-	-	-	-	-1,80 [1,71]
Mujer × Mujer casa (p50)	-	-	-	-	-	0,72 [2,07]
Después × Mujer casa (p50)	-	-	-	-	-	0,23 [1,82]
Mujer × Después × Mujer casa (p50)	-	-	-	-	-	3,99 [3,07]
Controles	No	Sí	No	Sí	Sí	Sí
E.F. Región						
Observaciones	1.513	1.513	1.513	1.513	1.513	1.513

Notas: La variable dependiente es el número de horas semanales que la persona encuestada confirma haber dedicado al cuidado de los hijos (incluidas atención física y emocional y actividades de ocio). La variable "hombre probablemente casa" es una variable ficticia igual a 1 si se estima que la probabilidad de que el hombre de la pareja estuviera en situación de suspensión de empleo durante el confinamiento por COVID-19 es superior al umbral del percentil del encabezamiento (es decir, 40 o 60). La variable "mujer probablemente casa" es una variable ficticia igual a 1 si se estima que la probabilidad de que la mujer de la pareja estuviera en situación de suspensión de empleo durante el confinamiento por COVID-19 es superior al umbral del percentil del encabezamiento (es decir, 40 o 50). El análisis se limita a la "muestra restringida", es decir, miembros de parejas heterosexuales, con hijos menores de 17 años, ambos con empleo. Los errores estándar robustos entre corchetes son a nivel de región. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

a las tareas domésticas en este subconjunto de familias.

A continuación, mostramos los resultados del análisis de heterogeneidad a largo plazo, en el que predecimos la probabilidad de que los hombres de cada una de las parejas probablemente estuvieran en situación de suspensión de empleo durante el confinamiento (4). Concretamente, el cuadro n.º 7 muestra heterogeneidad en los cambios de asignación del tiempo antes y dos años después del confinamiento, en función de si las personas estaban en una pareja en la que el hombre probablemente se quedó en casa durante el confinamiento debido a una situación de suspensión de empleo (5).

Los resultados del cuadro n.º 6 muestran que el descenso de la brecha de género en cuanto a horas trabajadas en 2022 se debió en su totalidad a parejas en las que el hombre probablemente estuvo en suspensión de empleo durante el confinamiento. El coeficiente de 12,74 sobre la interacción triple implica un aumento en las horas dedicadas por el hombre al cuidado de los hijos en este subgrupo. Como se muestra en el análisis agregado del cuadro n.º 3, no encontramos cambio persistente en las horas de trabajo remunerado en ninguno de los subgrupos. Por otra parte, los resultados sugieren que la heterogeneidad en el cambio de horas de trabajo no remunerado que identificamos a corto plazo era persistente. Concretamente, encontramos coeficientes amplios y significativos sobre la interacción triple en las columnas (7) y (8), lo que implica una reducción de la brecha en las horas dedicadas al cuidado de los hijos de más de ocho horas en este subconjunto de familias. Igual que ocurre con el análisis a corto plazo, los resultados también apuntan a que hubo una reducción persistente de la brecha de género en las horas dedicadas a tareas domésticas en familias en las que el hombre probablemente estuvo en situación de suspensión de empleo durante el confinamiento, pese a un aumento de la desigualdad en el resto.

En el cuadro n.º 8 se presentan algunos análisis de robustez que muestran que el coeficiente sobre la interacción sigue siendo amplio y negativo cuando varía el umbral de probabilidad de que el hombre

estuviera en situación de suspensión de empleo (columnas 1-4). Si el análisis se repite utilizando en cambio una variable ficticia para la probabilidad de que la mujer de la pareja estuviera en situación de suspensión de empleo, el coeficiente sobre la interacción triple es positivo y no significativo.

En los cuadros n.º A5 y A6 del Anexo se muestran los resultados de repetir los análisis a corto y largo plazo utilizando, en cambio, una variable binaria que combina suspensión de empleo con pérdida de trabajo. Los resultados son coherentes con ellos cuando los análisis se realizan por separado.

En general, observamos un descenso de la desigualdad de género en el tiempo dedicado al cuidado de los hijos. Nuestros análisis de heterogeneidad aportan evidencia de que ese efecto está determinado por una redistribución significativa del cuidado de los hijos y las tareas domésticas entre un subgrupo de parejas en las que los hombres no trabajaron durante el confinamiento. Concretamente, los hombres que estuvieron en situación de suspensión de empleo aumentaron significativamente su participación en el cuidado de los hijos durante el confinamiento, y ese cambio parece haber persistido hasta al menos 2022.

VI. CONCLUSIÓN

Utilizando datos en tiempo real recogidos de una muestra representativa de hogares españoles en mayo de 2020 y mayo de 2022, calculamos los efectos a largo plazo del confinamiento por COVID-19 sobre la distribución del trabajo remunerado y no remunerado de los hogares. Concluimos que, dos años después de producirse el brote del virus, la brecha de género en el total de horas trabajadas se ha reducido. La reducción se explica por una disminución de la brecha de género en horas dedicadas al cuidado de los hijos, motivada por un aumento de las horas dedicadas por los padres y una reducción menor de las de las madres. Aportamos evidencia de que el aumento de la exposición de los hombres al incremento de las responsabilidades familiares durante el confinamiento —debido al *shock* imprevisto de la demanda laboral que obligó a muchos hombres a quedarse en casa— puede

haber sido el causante de la reducción de la brecha de género en el cuidado de los hijos. Además, nuestros hallazgos sugieren que los cambios a corto plazo en la participación de los padres en el cuidado de los hijos durante la pandemia pueden tener efectos duraderos en la división del trabajo no remunerado y en la desigualdad en el uso del tiempo en las familias.

NOTAS

- (*) Farré y González agradecen el apoyo financiero de la Agencia Estatal de Investigación (AEI) a través del Programa Severo Ochoa: subvención CEX2024-001476-S financiada por el MICIU/AEI/10.13039/501100011033/. Farré agradece la financiación del Ministerio de Ciencia e Innovación (subvención PID2022-1402060B-I00) y González, de Icrea Acadèmia.
- (**) Las autoras agradecen los comentarios de los participantes en los seminarios de la UPF, BSE PhD Jamboree, la Conferencia 2023 de European Society for Population Economics y la Conferencia 2024 de European Association of Labour Economists.
- (1) También investigamos si hubo heterogeneidad por la permanencia del hombre en el hogar durante el confinamiento debido a la pérdida de su trabajo o a que trabajara desde casa. Los resultados se muestran en los cuadros n.º A1-A4 del Anexo.
- (2) El R^2 en esta ecuación al utilizar las distintas muestras es de 0,4 a 0,70.
- (3) Los cuadros n.º A1 y A2 del Anexo muestran el mismo análisis utilizando en cambio variables ficticias para la situación de desempleo o de trabajo desde casa del hombre de la pareja durante el confinamiento. A diferencia de lo que ocurre en el caso de suspensión de empleo, no encontramos heterogeneidad en el cambio de la brecha de género en tiempo dedicado al cuidado de los hijos a este respecto.
- (4) Para el análisis a largo plazo nos centramos solo en personas de la muestra restringida, ya que solo observamos el sector de empleo de las personas que estaban empleadas en el momento de la entrevista. Asimismo, asumimos que las personas estaban en el mismo sector de empleo durante el confinamiento que cuando fueron entrevistadas.
- (5) Los cuadros n.º A3 y A4 del Anexo muestran el mismo análisis utilizando en cambio variables ficticias para la situación de más probabilidad de que el hombre de la pareja perdiera el empleo o trabajara desde casa durante el confinamiento. A diferencia de lo que ocurre en el caso de la suspensión de empleo, no encontramos heterogeneidad en el cambio de la brecha de género en cuanto a tiempo dedicado al cuidado de los hijos a este respecto que pueda explicar nuestros resultados.

BIBLIOGRAFÍA

- Adams-Prassl, A., Boneva, T., Golin, M., y Rauh, C. (2020).** Inequality in the impact of the coronavirus shock: Evidence from real-time surveys. *Journal of Public Economics*, 189, 104245.
- Alon, T., Doepke, M., Olmstead-Rumsey, J., y Tertilt, M. (2020).** The impact of covid-19 on gender equality. *Covid Economics: Vetted and Real-Time Papers*, 4, 62-85.
- Bauernschuster, S., y Schlotter, M. (2015).** Public child care and mothers' labor supply- evidence from two quasi-experiments. *Journal of Public Economics*, 123, 1-16.
- Bick, A. (2016).** The quantitative role of child care for female labor force participation and fertility. *Journal of the European Economic Association*, 14(3), 639-668.
- Biroli, P., Bosworth, S., Della Giusta, M., Di Girolamo, A., Jaworska, S., y Vollen, J. (2021).** Family life in lockdown. *Frontiers in Psychology*, 12.
- Boll, C., Müller, D., y Schüller, S. (2021).** Neither backlash nor convergence: Dynamics of intra-couple childcare division after the first COVID-19 lockdown in Germany. *CESifo Working Papers*, 9091.
- Cano, T., y Hofmeister, H. (2022).** The intergenerational transmission of gender: Paternal influences on children's gender attitudes. *Journal of Marriage and Family*, 85(1), 193-214.
- Carlson, D. L., Petts, R., y Pepin, J. R. (2020).** Us couples' divisions of housework and childcare during covid-19 pandemic. *SocArXiv Papers*, 10.
- Del Boca, D., Oggero, N., Profeta, P., y Rossi, M. (2020).** Women's and men's work, housework and childcare, before and during covid-19. *Review of Economics of the Household*, 18(4), 1001-1017.

- Farré, L., Fawaz, Y., González, L., y Graves, J. (2022).** Gender inequality in paid and unpaid work during covid-19 times. *Review of Income and Wealth*, 68(2), 323–347.
- Fernández, R., Fogli, A., y Olivetti, C. (2004).** Mothers and sons: Preference formation and female labor force dynamics. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(4), 1249–1299.
- Hennecke, J., y Pape, A. (2022).** Suddenly a stay-at-home dad? short-and long-term consequences of fathers' job loss on time investment in the household. *Review of Economics of the Household*, 20(2), 579–607.
- Stantcheva, S. (2022).** Inequalities in the times of a pandemic. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 29657.
- Teso, E. (2019).** The long-term effect of demographic shocks on the evolution of gender roles: Evidence from the transatlantic slave trade. *Journal of the European Economic Association*, 17(2), 497–534.
- Zamarro, G., y Prados, M. J. (2021).** Gender differences in couples' division of childcare, work and mental health during covid-19. *Review of Economics of the Household*, 19,11–40.

ANEXO

CUADRO N.º A1

**HORAS EMPLEADAS EN CADA ACTIVIDAD ANTES Y DURANTE EL CONFINAMIENTO (EFECTO A CORTO PLAZO),
HETEROGENEIDAD POR PÉRDIDA DE EMPLEO DEL HOMBRE**

VARIABLES	TOTAL	TRABAJO REMUNERADO		TAREAS DOMÉSTICAS		CUIDADO DE LOS HIJOS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	12,06*** [1,88]	10,11*** [1,76]	-5,73*** [0,84]	-5,74*** [1,13]	2,09*** [0,41]	1,91*** [0,50]	15,71*** [1,49]	13,94*** [1,73]
Después	-4,65*** [0,93]	-4,74*** [0,92]	-13,13*** [0,77]	-13,16*** [0,77]	2,74*** [0,28]	2,77*** [0,29]	5,75*** [0,56]	5,65*** [0,54]
Pérdida empleo hombre	4,13 [5,99]	3,76 [6,51]	0,36 [3,04]	0,80 [2,97]	-1,99*** [0,45]	-2,24*** [0,47]	5,76 [4,35]	5,20 [4,95]
Mujer × Después	4,66*** [1,48]	4,77*** [1,41]	-0,15 [1,44]	-0,11 [1,45]	0,65 [0,44]	0,60 [0,44]	4,15*** [0,96]	4,28*** [0,94]
Mujer × Pérdida empleo hombre	-10,26 [11,19]	-9,84 [12,12]	0,35 [4,42]	0,22 [4,21]	2,98 [2,02]	3,12 [2,04]	-13,59 [8,69]	-13,18 [9,46]
Después × Pérdida empleo hombre	-15,55*** [2,27]	-15,45*** [2,27]	-26,10*** [3,33]	-26,07*** [3,34]	2,88*** [0,87]	2,85*** [0,87]	7,67** [2,86]	7,77** [2,87]
Mujer × Después × Pérdida empleo hombre	9,72** [4,52]	9,72** [4,55]	17,86*** [5,17]	17,69*** [5,28]	-3,65*** [1,03]	-3,47*** [1,07]	-4,49 [6,09]	-4,49 [6,01]
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí
E.F. Región								
Observaciones	1.636,00	1.636,00	1.636,00	1.636,00	1.636,00	1.636,00	1.636,00	1.636,00

Notas: La variable dependiente es el número de horas semanales que la persona encuestada confirma haber dedicado a cada una de las actividades del encabezamiento. La variable "pérdida empleo hombre" es una variable ficticia igual a 1 si el hombre de la pareja estuvo empleado antes, pero desempleado durante el confinamiento por COVID-19. Después se refiere al tiempo de confinamiento en mayo de 2020. El análisis solo incluye a personas con hijos menores de 17 años, en parejas heterosexuales, donde la persona encuestada aporta información válida sobre la situación de empleo del hombre y el tiempo empleado en cada actividad, y que dicen no tener más de 10 hijos. Los errores estándar robustos entre corchetes están agrupados por región. Los controles son el número de hijos, un indicador para la presencia de hijos, un indicador para la existencia de hijos menores de 1 año, un indicador para la existencia de hijos de entre 1 y 5 años, un indicador para la existencia de hijos de entre 6 y 12 años, la edad de ambos padres y un indicador para la existencia de título universitario de cada miembro de la pareja. Se incluyen efectos fijos de 17 regiones en las columnas 2, 4, 6 y 8. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO N.º A2

**HORAS EMPLEADAS EN CADA ACTIVIDAD ANTES Y DURANTE EL CONFINAMIENTO (EFECTO A CORTO PLAZO),
HETEROGENEIDAD POR TRABAJO DESDE CASA DEL HOMBRE**

VARIABLES	TOTAL	TRABAJO REMUNERADO		TAREAS DOMÉSTICAS		CUIDADO DE LOS HIJOS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	11,94*** [3,14]	9,80*** [3,17]	-7,62*** [1,13]	-7,50*** [1,19]	1,46** [0,63]	1,38* [0,67]	18,10*** [2,18]	15,92*** [2,56]
Después	-0,62 [2,03]	-0,74 [2,03]	-7,28*** [1,27]	-7,29*** [1,30]	2,59*** [0,77]	2,58*** [0,78]	4,06*** [0,91]	3,97*** [0,90]
Hombre teletrabaja	-3,38 [2,06]	-5,00** [2,23]	-1,79** [0,74]	-3,52*** [0,65]	-1,36** [0,61]	-0,86 [0,56]	-0,23 [1,35]	-0,63 [1,41]
Mujer × Después	1,98 [3,39]	2,02 [3,41]	-6,10*** [2,02]	-6,07*** [2,03]	1,39 [0,93]	1,37 [0,94]	6,69*** [1,32]	6,72*** [1,26]
Mujer × Hombre teletrabaja	-2,22 [4,91]	-1,76 [5,15]	2,69* [1,52]	2,72* [1,35]	0,32 [1,00]	0,02 [0,87]	-5,23 [3,84]	-4,51 [4,01]
Después × Hombre teletrabaja	1,12 [2,22]	1,16 [2,23]	-0,60 [1,66]	-0,59 [1,70]	-0,19 [0,83]	-0,16 [0,84]	1,91 [1,32]	1,91 [1,35]
Mujer × Después × Hombre teletrabaja	-0,98 [4,22]	-0,89 [4,29]	4,33 [2,57]	4,30 [2,56]	-0,35 [1,06]	-0,37 [1,06]	-4,97* [2,77]	-4,82 [2,79]
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí
E.F. Región								
Observaciones	1.200,00	1.200,00	1.200,00	1.200,00	1.200,00	1.200,00	1.200,00	1.200,00

Notas: La variable dependiente es el número de horas semanales que la persona encuestada confirma haber dedicado a cada una de las actividades del encabezamiento. La variable "hombre teletrabaja" es una variable ficticia igual a 1 si el hombre de la pareja trabajó un 75 por 100 o más de sus horas semanales desde casa durante el confinamiento por COVID-19. Incluye solo a personas que tenían empleo y trabajaron durante el confinamiento. Después se refiere al tiempo de confinamiento en mayo de 2020. El análisis solo incluye a personas con hijos menores de 17 años, en parejas heterosexuales, donde la persona encuestada aporta información válida sobre la situación de empleo del hombre y el tiempo empleado en cada actividad, y que dicen no tener más de 10 hijos. Los errores estándar robustos entre corchetes están agrupados por región. Los controles son el número de hijos, un indicador para la presencia de hijos, un indicador para la existencia de hijos menores de 1 año, un indicador para la existencia de hijos de entre 1 y 5 años, un indicador para la existencia de hijos de entre 6 y 12 años, la edad de ambos padres y un indicador para la existencia de título universitario de cada miembro de la pareja. Se incluyen efectos fijos de 17 regiones en las columnas 2, 4, 6 y 8. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO N.º A3

HORAS EMPLEADAS POR ACTIVIDAD ANTES Y DESPUÉS DEL CONFINAMIENTO, HETEROGENEIDAD POR PROBABLE PÉRDIDA DE EMPLEO DEL HOMBRE

VARIABLES	TOTAL	TRABAJO REMUNERADO			TAREAS DOMÉSTICAS		CUIDADO DE LOS HIJOS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	10,47*** [2,75]	10,18*** [2,59]	-6,13*** [0,72]	-5,61*** [0,83]	2,45*** [0,65]	2,17*** [0,64]	14,16*** [1,87]	13,62*** [1,78]
Después	2,91* [1,58]	2,14 [1,64]	-0,79 [0,53]	-0,84 [0,61]	-0,57 [0,49]	-1,14** [0,46]	4,27** [1,55]	4,12** [1,45]
Pérdida probable empleo hombre	0,96 [2,64]	-0,31 [2,60]	0,05 [0,73]	0,13 [0,68]	-0,29 [0,61]	-0,69 [0,53]	1,20 [1,77]	0,25 [1,87]
Mujer × Después	-3,69 [3,78]	-3,07 [3,12]	0,75 [1,43]	0,64 [1,46]	2,05* [1,13]	2,40* [1,16]	-6,49* [3,64]	-6,12* [3,17]
Mujer × Pérdida empleo hombre	1,65 [5,38]	1,31 [5,27]	0,82 [1,49]	0,76 [1,47]	-0,47 [1,13]	-0,14 [1,06]	1,30 [4,14]	0,69 [4,10]
Después × Pérdida empleo hombre	1,12 [3,37]	2,81 [3,01]	0,66 [1,23]	0,73 [1,20]	1,53 [0,96]	2,15** [0,90]	-1,07 [2,01]	-0,07 [1,67]
Mujer × Después × Pérdida empleo hombre	-4,82 [6,21]	-5,75 [5,50]	-2,02 [3,01]	-1,87 [2,78]	-2,59 [1,90]	-3,17 [1,93]	-0,21 [4,52]	-0,71 [4,05]
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí
E.F. Región								
Observaciones	1.515,00	1.515,00	1.515,00	1.515,00	1.515,00	1.515,00	1.515,00	1.515,00

Notas: La variable dependiente es el número de horas semanales que la persona encuestada confirma haber dedicado a cada una de las actividades del encabezamiento. La variable "pérdida empleo hombre" es una variable ficticia igual a 1 si se estima que la probabilidad de que el hombre de la pareja estuviera empleado antes, pero desempleado durante el confinamiento por COVID-19 es superior a la media. Después se refiere al periodo posterior al confinamiento en mayo de 2022. El análisis se limita a la "muestra restringida", es decir, la muestra incluye solo a miembros de parejas heterosexuales, con hijos menores de 17 años, ambos con empleo en el momento de la encuesta y que aportan información válida sobre el sector de actividad del hombre y sobre el tiempo empleado en trabajo remunerado y cuidado de los hijos, y que dicen no tener más de 10 hijos. Los errores estándar robustos entre corchetes están agrupados por región. Los controles son el número de hijos, un indicador para la presencia de hijos, un indicador para la existencia de hijos menores de 1 año, un indicador para la existencia de hijos de entre 1 y 5 años, un indicador para la existencia de hijos de entre 6 y 12 años, la edad de ambos padres y un indicador para la existencia de título universitario de cada miembro de la pareja. Se incluyen efectos fijos de 17 regiones en las columnas 2, 4, 6 y 8. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO N.º A4

HORAS EMPLEADAS POR ACTIVIDAD ANTES Y DESPUÉS DEL CONFINAMIENTO, HETEROGENEIDAD POR PROBABLE TELETRABAJO DEL HOMBRE

VARIABLES	TOTAL	TRABAJO REMUNERADO		TAREAS DOMÉSTICAS		CUIDADO DE LOS HIJOS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	11,25*** [3,55]	9,99*** [3,38]	-5,79*** [1,28]	-5,46*** [1,25]	1,75** [0,71]	1,80** [0,65]	15,29*** [2,81]	13,64*** [2,69]
Después	0,85 [1,82]	-0,01 [1,55]	-0,97 [0,82]	-1,29* [0,73]	-0,48 [0,61]	-0,58 [0,58]	2,30* [1,17]	1,86 [1,12]
Hombre probablemente teletrabaja	-2,58 [1,66]	-3,43** [1,43]	0,31 [0,87]	-0,10 [0,69]	-1,57** [0,61]	-1,14* [0,59]	-1,32 [1,32]	-2,20* [1,20]
Mujer × Después	-6,15 [5,00]	-5,01 [4,71]	0,70 [1,87]	0,83 [1,69]	0,98 [0,86]	0,82 [0,88]	-7,83* [3,84]	-6,66* [3,76]
Mujer × Hombre teletrabaja	-0,77 [3,70]	1,00 [3,26]	0,27 [1,30]	0,53 [1,12]	0,56 [0,99]	0,30 [0,96]	-1,59 [2,90]	0,17 [2,60]
Después × Hombre teletrabaja	5,27** [1,89]	7,37*** [1,62]	1,29** [0,61]	1,89*** [0,49]	1,08 [0,70]	0,86 [0,67]	2,91* [1,41]	4,61*** [1,21]
Mujer × Después × Hombre teletrabaja	0,93 [6,04]	-1,44 [5,74]	-2,38 [2,38]	-2,65 [2,29]	-0,15 [1,48]	0,18 [1,56]	3,47 [5,33]	1,03 [5,23]
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí
E.F. Región								
Observaciones	1.515,00	1.515,00	1.515,00	1.515,00	1.515,00	1.515,00	1.515,00	1.515,00

Notas: La variable dependiente es el número de horas semanales que la persona encuestada confirma haber dedicado a cada una de las actividades del encabecamiento. La variable "hombre teletrabaja" es una variable ficticia igual a 1 si se estima que la probabilidad de que el hombre de la pareja trabajara un 75 por 100 o más de sus horas semanales desde casa durante el confinamiento por COVID-19 es superior a la media. Después se refiere al periodo posterior al confinamiento en mayo de 2022. El análisis se limita a la "muestra restringida", es decir, la muestra incluye solo a miembros de parejas heterosexuales, con hijos menores de 17 años, ambos con empleo en el momento de la encuesta y que aportan información válida sobre el sector de actividad del hombre y sobre el tiempo empleado en trabajo remunerado y cuidado de los hijos, y que dicen no tener más de 10 hijos. Los errores estándar robustos entre corchetes están agrupados por región. Los controles son el número de hijos, un indicador para la presencia de hijos, un indicador para la existencia de hijos menores de 1 año, un indicador para la existencia de hijos de entre 1 y 5 años, un indicador para la existencia de hijos de entre 6 y 12 años, la edad de ambos padres y un indicador para la existencia de título universitario de cada miembro de la pareja. Se incluyen efectos fijos de 17 regiones en las columnas 2, 4, 6 y 8. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO N.º A5

**HORAS EMPLEADAS EN CADA ACTIVIDAD ANTES Y DURANTE EL CONFINAMIENTO (EFECTO A CORTO PLAZO),
HETEROGENEIDAD POR PÉRDIDA DE EMPLEO O SUSPENSIÓN DE EMPLEO DEL HOMBRE (COMBINADO)**

VARIABLES	TOTAL	TRABAJO REMUNERADO		TAREAS DOMÉSTICAS		CUIDADO DE LOS HIJOS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	11,44*** [2,06]	9,68*** [2,05]	-6,30*** [1,00]	-6,09*** [1,15]	1,82*** [0,41]	1,62*** [0,51]	15,92*** [1,41]	14,15*** [1,92]
Después	-0,37 [1,12]	-0,51 [1,11]	-7,60*** [0,85]	-7,63*** [0,85]	2,53*** [0,41]	2,57*** [0,42]	4,70*** [0,54]	4,55*** [0,50]
Pérdida empleo/ suspensión empleo hombre	2,99 [2,93]	3,83 [3,05]	-0,31 [1,30]	0,26 [1,35]	-0,83 [0,74]	-0,83 [0,73]	4,12* [2,07]	4,40* [2,30]
Mujer × Después	1,78 [2,04]	1,88 [1,97]	-4,19** [1,65]	-4,14** [1,65]	1,20* [0,63]	1,13* [0,64]	4,76*** [0,81]	4,89*** [0,77]
Mujer × Shock hombre	-0,57 [5,37]	-1,05 [5,53]	2,27 [1,83]	2,17 [1,67]	1,84 [1,11]	1,92* [0,97]	-4,68 [4,30]	-5,14 [4,76]
Después × Shock hombre	-22,76*** [2,03]	-22,59*** [2,00]	-31,06*** [1,46]	-31,04*** [1,45]	1,70** [0,75]	1,65** [0,77]	6,60*** [1,50]	6,80*** [1,47]
Mujer × Después × Shock hombre	16,34*** [3,50]	16,39*** [3,60]	23,64*** [2,32]	23,57*** [2,36]	-3,17** [1,12]	-3,02** [1,18]	-4,13** [1,83]	-4,15** [1,90]
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí
E.F. Región								
Observaciones	1.636,00	1.636,00	1.636,00	1.636,00	1.636,00	1.636,00	1.636,00	1.636,00

Notas: La variable dependiente es el número de horas semanales que la persona encuestada confirma haber dedicado a cada una de las actividades del encabezamiento. La variable "pérdida empleo o suspensión empleo hombre" es una variable ficticia igual a 1 si el hombre de la pareja perdió su trabajo o estuvo en suspensión de empleo (ERTE) durante el confinamiento por COVID-19. Después se refiere al tiempo de confinamiento en mayo de 2020. El análisis solo incluye a personas con hijos menores de 17 años, en parejas heterosexuales, donde la persona encuestada aporta información válida sobre la situación de empleo del hombre y el tiempo empleado en cada actividad, y que dicen no tener más de 10 hijos. Los errores estándar robustos entre corchetes están agrupados por región. Los controles son el número de hijos, un indicador para la presencia de hijos, un indicador para la existencia de hijos menores de 1 año, un indicador para la existencia de hijos de entre 1 y 5 años, un indicador para la existencia de hijos de entre 6 y 12 años, la edad de ambos padres y un indicador para la existencia de título universitario de cada miembro de la pareja. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO N.º A6

HORAS EMPLEADAS EN CADA ACTIVIDAD ANTES Y DESPUÉS DEL CONFINAMIENTO (EFECTO A LARGO PLAZO), HETEROGENEIDAD POR PÉRDIDA DE EMPLEO O SUSPENSIÓN DE EMPLEO DEL HOMBRE (COMBINADO)

VARIABLES	TOTAL	TRABAJO REMUNERADO		TAREAS DOMÉSTICAS		CUIDADO DE LOS HIJOS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	8,16** [3,16]	6,90** [3,10]	-5,24*** [1,10]	-4,62*** [1,09]	0,72 [0,48]	0,30 [0,50]	12,69*** [2,44]	11,22*** [2,62]
Después	2,51 [1,61]	2,03 [1,57]	0,14 [0,55]	0,00 [0,57]	-0,49 [0,47]	-0,98* [0,49]	2,87* [1,46]	3,01** [1,43]
Probable ERTE o pérdida empleo hombre	1,76 [2,03]	0,05 [2,18]	2,11** [0,82]	2,51*** [0,86]	-0,78* [0,42]	-1,38*** [0,34]	0,44 [1,23]	-1,07 [1,40]
Mujer × Después	1,97 [2,92]	2,39 [2,76]	0,62 [1,75]	0,67 [1,87]	3,29*** [0,89]	3,70*** [0,83]	-1,94 [2,64]	-1,98 [2,57]
Mujer × Probable ERTE o pérdida empleo hombre	5,04 [5,10]	6,71 [5,05]	-1,12 [1,67]	-1,44 [1,55]	2,64*** [0,86]	3,26*** [0,88]	3,52 [3,35]	4,89 [3,50]
Después × ERTE/pérdida empleo hombre	1,98 [2,82]	3,18 [2,67]	-1,17 [0,98]	-0,86 [1,06]	1,38* [0,75]	1,81** [0,71]	1,77 [2,13]	2,22 [2,07]
Mujer × Después × ERTE/pérdida empleo hombre	-14,99** [5,57]	-15,71** [5,46]	-1,64 [3,61]	-1,88 [3,58]	-4,84*** [1,33]	-5,53*** [1,20]	-8,51** [2,98]	-8,30*** [2,72]
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí
E.F. Región								
Observaciones	1.515,00	1.515,00	1.515,00	1.515,00	1.515,00	1.515,00	1.515,00	1.515,00

Notas: La variable dependiente es el número de horas semanales que la persona encuestada confirma haber dedicado a cada una de las actividades del encabezamiento. La variable "pérdida empleo o suspensión empleo hombre" es una variable ficticia igual a 1 si se estima que la probabilidad de que el hombre de la pareja perdiera su trabajo o estuviera en suspensión de empleo durante el confinamiento por COVID-19 es superior a la media. Después se refiere al período posterior al confinamiento en mayo de 2022. El análisis se limita a la "muestra restringida", es decir, la muestra incluye solo a miembros de parejas heterosexuales, con hijos menores de 17 años, ambos con empleo en el momento de la encuesta y que aportan información válida sobre el sector de actividad del hombre y sobre el tiempo empleado en trabajo remunerado y cuidado de los hijos, y que dicen no tener más de 10 hijos. Los errores estándar robustos entre corchetes están agrupados por región. Los controles son el número de hijos, un indicador para la presencia de hijos, un indicador para la existencia de hijos menores de 1 año, un indicador para la existencia de hijos de entre 1 y 5 años, un indicador para la existencia de hijos de entre 6 y 12 años, la edad de ambos padres y un indicador para la existencia de título universitario de cada miembro de la pareja. Se incluyen efectos fijos de 17 regiones en las columnas 2, 4, 6 y 8. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fuente: Elaboración propia.

ELECCIÓN DE CARRERA Y GÉNERO: EL PAPEL DE LA INFLUENCIA PARENTAL

Pilar Beneito (*)

Óscar Vicente-Chirivella

Universitat de València y ERI-CES

Resumen

La elección de estudios y carrera profesional condiciona la inserción laboral, los ingresos futuros y la movilidad social. Los jóvenes con capacidades similares eligen en menor medida carreras de proyección económica y social cuando provienen de entornos socioeconómicos menos favorecidos. Este estudio analiza el efecto de la educación y ocupación de los padres y madres, tanto conjuntamente como por separado, sobre las notas de acceso y la elección de carreras de alta proyección por hijos e hijas. Se utilizan registros administrativos de estudiantes que ingresaron entre 2013 y 2018 en las dos universidades públicas de Valencia, clasificando los grados en aspiracionales y no aspiracionales, incluidas las titulaciones STEM. Los resultados muestran que la educación y la ocupación parental elevan las notas de ingreso y, además, aumentan la probabilidad de elegir carreras aspiracionales, con efectos diferenciados por género y tipo de ocupación. El trabajo contribuye a aclarar los mecanismos de reproducción social y orientar políticas de igualdad.

Palabras clave: elección de carrera, género, educación de los padres, ocupación de los padres.

Abstract

The choice of academic program and career path influences labor market entry, future income, and social mobility. Young people with similar abilities are less likely to choose careers with strong economic and social prospects when they come from disadvantaged backgrounds. This study analyzes the effect of parents' education and occupation—both jointly and separately—on their children's entrance exam scores and their choice of high-prospect careers. We use administrative records of students who enrolled between 2013 and 2018 at the two public universities in Valencia, classifying degree programs as aspirational and non-aspirational, including STEM. The results show that parental education and occupation raise admission scores and also increase the probability of choosing aspirational degree programs, with effects that differ by gender and type of occupation. Our work contributes to clarifying mechanisms of social reproduction and guiding equality policies.

Keywords: career choice, gender, parental education, parental occupation.

JEL classification: C10, L60, O30.

I. INTRODUCCIÓN

La elección de estudios y de carrera profesional constituye una de las decisiones más relevantes en la vida de los individuos, con efectos duraderos sobre su inserción en el mercado laboral, sus ingresos futuros y sus oportunidades de movilidad social. La literatura en economía de la educación ha mostrado que las restricciones materiales del hogar condicionan fuertemente

estas decisiones (Chowdry *et al.*, 2013; Carneiro y Heckman, 2002; Lochner y Monge-Naranjo, 2011; Hoxby y Turner, 2015; McGuigan *et al.*, 2016; Dynarski *et al.*, 2018). Sin embargo, estas restricciones no son suficientes para explicar por qué los jóvenes con igual capacidad académica, e incluso cuando se enfrentan a las mismas restricciones materiales, tienden a elegir carreras universitarias de menor proyección económica y social (Campbell *et al.*, 2022).

Investigaciones relativamente recientes subrayan la existencia de restricciones internas, derivadas de factores psicológicos y de presión social, que pueden sumarse a las mencionadas restricciones externas, lo que agrava la posición desventajosa de aquellos con menos recursos (por ejemplo, Banerjee y Mullainathan, 2010; o Mani *et al.*, 2013). Una de estas restricciones internas es el “fracaso” de aspirar (Appadurai, 2004), es decir, carencias para imaginar futuros posibles y deseables que orientan de manera decisiva la inversión de los jóvenes en su capital humano (Appadurai, 2004; Ray, 2006; Genicot y Ray, 2020). En ausencia de aspiraciones elevadas, muchos estudiantes tienden a dirigirse hacia campos de estudio y ocupaciones con menores retornos salariales y menores posibilidades de progreso laboral, perpetuando así los patrones de desigualdad intergeneracional y limitando su movilidad social (Dalton *et al.*, 2016) (1).

El entorno de los jóvenes, especialmente hasta la edad de incorporación a la universidad, está muy fuertemente influido por la familia, en particular por la figura del padre y de la madre. Numerosos estudios muestran que tanto la educación como la ocupación de los padres moldean los logros académicos de los hijos y sus aspiraciones respecto al futuro (Black y Devereux, 2011; Ermisch *et al.*, 2012; La Ferrara, 2019). No obstante, estos dos factores, aunque correlacionados, pueden operar a través de canales distintos. Por un lado, la educación de los padres actúa como una forma de capital cultural y cognitivo que facilita mejores resultados académicos, de modo que los hijos de familias con mayor formación suelen obtener mejores notas en pruebas estandarizadas o en los exámenes de acceso a la universidad, lo que les permite acceder a estudios superiores más selectivos (Chevalier, 2004; Holmlund *et al.*, 2011). Además, la educación transmite normas y valores vinculados al mérito y al valor de la formación. Por otro lado, la ocupación del padre y de la madre ejerce una influencia más directa en las aspiraciones profesionales, transmitiendo información específica sobre ciertas profesiones, moldeando percepciones de prestigio y facilitando el acceso a redes de contactos, lo que puede traducirse en oportunidades concretas de inserción laboral (Aina y Nicoletti, 2018). La literatura reciente sugiere que estos mecanismos no

son meramente complementarios, sino que operan en fases distintas de la trayectoria educativa y laboral. Mientras la educación parental incide más en los resultados académicos tempranos, la ocupación tiene una incidencia decisiva en las elecciones aspiracionales y en la transición al mercado de trabajo (2).

Un aspecto adicional en este contexto es el de las diferencias de género. La influencia de padres y madres no es homogénea y, además, puede variar según el sexo del hijo. Los primeros estudios relacionados con el tema indicaban que los hijos, tanto varones como mujeres, aspiraban a la carrera del padre (Holland, 1962; Werts y Watley, 1972), probablemente porque era el padre quien desempeñaba el trabajo fuera de casa o, en todo caso, quien ocupaba una posición laboral más prestigiosa. Con el paso de las décadas y la incorporación de las mujeres al mercado laboral, las madres han ido ocupando trabajos más interesantes y, por lo tanto, más deseables por los hijos. Gottfredson (1981) sugirió además que este aspecto del prestigio de la profesión ocupada por los padres es relevante, puesto que, entre los jóvenes de esa edad, el estatus es probablemente el determinante más importante en el proceso de elección de carrera universitaria.

La literatura más reciente sugiere que, actualmente, hijos e hijas muestran patrones de respuesta a la influencia parental diferenciados. Los varones tienden a identificarse más con la trayectoria laboral del padre, mientras que las hijas lo hacen con la de la madre, reflejando mecanismos de *rol model* y de transmisión de patrones diferenciada según el género (Bertrand, 2011; Altmejd *et al.*, 2021; Zhu, 2022). Además, cuando el padre o la madre rompen estereotipos de género en sus propias carreras, por ejemplo, mujeres en puestos de dirección elevados o varones en ocupaciones tradicionalmente feminizadas, su impacto sobre las aspiraciones de sus hijos puede verse reforzado, al ampliar el conjunto de trayectorias percibidas como posibles y socialmente aceptables (Altmejd, 2024). Estas dinámicas sugieren que el género introduce matices fundamentales en la transmisión intergeneracional de aspiraciones y elecciones profesionales.

En suma, la evidencia muestra que las aspiraciones no se generan en el vacío, sino que están moldeadas tanto por las oportunidades objetivas como por la influencia de la familia y el entorno. Si oportunidades y aspiraciones van de la mano, es decir, aquellos menos favorecidos son también los que con menor facilidad aspiran y viceversa, entonces podemos caer en una *trampa de pobreza*, donde esta se perpetúa a sí misma (3). Resulta fundamental identificar y diseñar políticas capaces de intervenir de manera efectiva en este círculo vicioso, con el fin de promover una verdadera igualdad de oportunidades.

En este trabajo analizamos empíricamente el papel de la educación y ocupación del padre y de la madre, conjuntamente y por separado, tanto en los resultados académicos de los hijos e hijas como en la elección de su carrera universitaria. Los datos utilizados provienen de los registros administrativos de los estudiantes que se matricularon en el primer año de cualquiera de los programas de grado universitario ofrecidos por la Universitat de València (UV, en adelante) y la Universitat Politècnica de València (UPV, en adelante), en España, desde el año académico 2013-2014 hasta 2017-2018. Estas dos universidades representan la oferta completa de grados universitarios públicos en la región (alrededor de cien titulaciones de grado) y, en conjunto, concentran la mayor parte de los estudiantes universitarios que ingresan a la universidad cada año en la región (aproximadamente 10.000 estudiantes por año). Clasificamos todos los grados ofrecidos por la UV y la UPV en aquellos que pueden considerarse aspiracionales y aquellos que no lo son. En particular, definimos los grados aspiracionales como aquellos que conducen a carreras con altos ingresos o que son académicamente selectivas (elevadas notas de entrada). Por las razones que explicaremos más adelante, también consideramos las opciones en ciencias, tecnología, ingeniería y matemáticas (usaremos el acrónimo inglés STEM) como aspiracionales.

Nuestro análisis intenta contribuir a responder importantes preguntas aún abiertas acerca de cómo interactúan la educación y la ocupación parental en la conformación de las aspiraciones, y acerca de si la transmisión intergeneracional opera de manera distinta desde padre y/o madre para

hijos y/o hijas. De este modo, esperamos avanzar en la comprensión de los factores que contribuyen a perpetuar la desigualdad intergeneracional a partir de la elección de carrera universitaria y profesión.

II. MARCO INSTITUCIONAL Y TIPOLOGÍA DE CARRERAS

1. UV, UPV y registros de preinscripción de los estudiantes

Con el fin de analizar las cuestiones planteadas anteriormente, utilizamos los datos administrativos de las preinscripciones presentadas por los estudiantes en las dos universidades públicas de la provincia de Valencia, esto es, la UV y la UPV. En particular, nuestra base de datos contiene información anonimizada de todos los formularios de solicitud de ingreso de los estudiantes de primer curso en estas dos universidades, desde el curso académico 2013-2014 hasta el curso 2017-2018.

La UV, con alrededor de 40.000 estudiantes en 2018, es una de las mayores universidades públicas de España y ofrece unas 60 titulaciones en prácticamente todas las ramas del conocimiento: humanidades, ciencias sociales, ciencias experimentales, ciencias de la salud y determinadas titulaciones técnicas. Por su parte, la UPV ofrece en torno a 40 titulaciones de grado, aproximadamente 20.000 estudiantes, centradas principalmente en ingeniería, arquitectura, informática y otras disciplinas técnicas. Dado que no es habitual en España que los estudiantes de grado cursen sus estudios fuera de su región de origen, nuestro conjunto de datos recoge información sobre la gran mayoría de los estudiantes de la región que accedieron a la universidad durante los años considerados en la muestra (4).

En las universidades públicas españolas, el acceso a los grados universitarios depende tanto de la nota de acceso del estudiante como de la nota de corte específica que cada universidad establece para cada titulación y para cada curso académico. La nota de acceso se calcula como una media ponderada entre la calificación media obtenida durante

los dos últimos años de educación secundaria superior (bachillerato) y la puntuación alcanzada en la prueba de acceso a la universidad (selectividad), estandarizada a nivel de comunidad autónoma (5).

Una vez obtenidas las calificaciones definitivas, los estudiantes deben cumplimentar los formularios de preinscripción, en los que se recoge información relevante del estudiante, tanto a nivel académico como socioeconómico y demográfico. En particular, la información recogida por estos formularios incluye la nota de acceso a la universidad del estudiante, el nivel educativo y la situación laboral del padre y de la madre, así como variables demográficas básicas, entre ellas el género y la fecha de nacimiento. Además, estos formularios ofrecen información poco común en los estudios sobre el acceso a la educación superior, al incluir la declaración explícita y ordenada de las preferencias de los estudiantes, que pueden señalar hasta 20 grados distintos. La primera opción señalada por el estudiante, con independencia de que finalmente se consiga o no acceder a ella, refleja de manera más fiel sus verdaderas aspiraciones académicas y profesionales. Por ello, nuestro análisis se centra en dicha primera opción expresada en los formularios de ingreso. Cabe destacar que, en nuestra muestra, la correspondencia entre la primera opción preferida y la matrícula efectiva se sitúa, en promedio, por debajo del 60 por 100. Este hecho sugiere que la matrícula final podría constituir un indicador sesgado de las verdaderas preferencias y aspiraciones de los estudiantes.

2. Clasificación de los grados universitarios: aspiracionales y/o STEM

Una carrera aspiracional no debe entenderse únicamente como la preferencia individual del estudiante, sino como aquella titulación que goza de un estatus social elevado. Estas titulaciones se asocian con prestigio, éxito y movilidad social ascendente, y suelen caracterizarse bien por altas barreras de acceso académico (como notas de corte exigentes o procesos de admisión muy competitivos) y/o por la expectativa de buenos resultados futuros, ya sea en términos de estabilidad laboral, oportunidades profesionales o ingresos económicos. Así, el carácter aspiracional de cier-

tas titulaciones se apoya tanto en aspectos objetivos (selectividad, rentabilidad) como en factores culturales e históricos que las han consolidado como referentes de estatus y logro académico.

En nuestro análisis usamos esta idea de *carrera aspiracional* para centrarnos en tres grupos de titulaciones que cumplen de manera clara con algunos de los mencionados criterios: i) las carreras de altos ingresos, es decir, asociadas a mejor proyección de ingresos futuros en el mercado laboral; ii) las titulaciones más selectivas, que requieren notas de entrada elevadas y funcionan como un filtro académico difícil de superar; y iii) las carreras STEM, que con frecuencia combinan ambos rasgos y que hoy en día se perciben como las carreras del “futuro”, claves para la innovación y la competitividad. Estas tres categorías no cubren todo lo que puede entenderse por aspiracional, pero sí recogen algunas de sus dimensiones más relevantes, y sobre ellas centraremos nuestro estudio.

— *Grados de altos ingresos futuros.* A diferencia de lo que ocurre en otros países, donde algunas universidades publican de manera individual *rankings* de titulaciones en función del nivel salarial de sus egresados, en España no es habitual encontrar este tipo de información desagregada por institución. En 2018, el Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades presentó un informe que recogía los ingresos obtenidos en ese mismo año por los estudiantes españoles graduados en 2014. La clasificación elaborada por dicho organismo se basó en la base contributiva declarada a efectos fiscales. De manera complementaria, los medios de comunicación especializados constituyen una fuente accesible de información, a través de la cual los estudiantes y sus familias pueden identificar cuáles son las titulaciones asociadas a mayores niveles de ingreso esperado.

Para la clasificación de los grados universitarios analizados en nuestra muestra, además del informe ministerial, se han considerado tres listados publicados en estas fuentes, así como diversas noticias aparecidas en medios digitales que informan sobre las titulaciones que ocupan los primeros puestos en la distribución de ingresos (6). Utilizando la información mencionada, elaboramos

una lista de las carreras que se encuentran entre las 20 mejor remuneradas en al menos una de las fuentes consultadas, y definimos como carreras de altos ingresos futuros esperados aquellas que aparecen en dicha lista.

— *Grados selectivos*. Consideramos carreras académicamente selectivas aquellas en las que la admisión está sujeta a notas de corte altas. Como se ha explicado anteriormente, en España los estudiantes acceden a la universidad en función de sus notas de acceso (que oscilan entre 5 y 14) y de la nota de corte específica establecida por cada universidad para cada titulación y curso. Aquí consideramos como grados académicamente selectivos aquellos cuya admisión está sujeta a notas de corte situadas por encima del percentil 90 de la distribución de notas de acceso. En la UV y la UPV, durante el período de análisis, este umbral se situó, en media, en torno a 11,7 (en la escala de 5 a 14 puntos). Los estudiantes perciben estas titulaciones como aquellas a las que solo acceden los estudiantes de mayor capacidad académica, lo que hace que, más allá de su interés intrínseco, sean titulaciones que señalan el mérito o éxito individual de un estudiante, por lo que pueden entenderse también como aspiracionales.

— *Carreras STEM*. En nuestro análisis dedicamos un interés diferenciado a las llamadas carreras STEM, no únicamente por su relevancia en el desarrollo económico y tecnológico y, por tanto, en la proyección profesional que tienen actualmente estas carreras, sino también por las implicaciones de género asociadas a la baja participación femenina en estos campos. La persistente subrepresentación de mujeres en STEM ha sido ampliamente documentada, con brechas de participación entre hombres y mujeres que ascienden a cerca del 26 por 100 según datos de la OECD (2021), y remite a factores sociales y culturales, entre los cuales el entorno familiar puede resultar particularmente significativo. Para las jóvenes estudiantes, esta categorización de las opciones STEM como opciones ambiciosas o aspiracionales puede ser especialmente significativa, dada su supuesta menor disposición a ingresar en estos grados fuertemente dominados por los varones (Beneito *et al.*, 2024). Para clasificar cada titulación en los distintos campos, seguimos la clasificación elaborada por el US Department of Homeland Security en su *STEM Designated Degree Program List (7)*.

En el cuadro n.º 1 se ofrece una relación de los diez grados más representativos (en términos de

CUADRO N.º 1

GRADOS MÁS REPRESENTATIVOS (MAYOR MATRÍCULA)

Por categorías

GRADOS DE ALTOS INGRESOS	GRADOS SELECTIVOS	GRADOS STEM
Medicina	Medicina	Matemáticas
Odontología	Odontología	Biología
Ingeniería de la Energía	Bioquímica y Ciencias Biomédicas	Física
Ingeniería en Tecnologías Industriales	Física	Química
Ingeniería Informática y Ciencias de Datos	Matemáticas	Arquitectura
Ingeniería de Tecnologías y Servicios de Telecomunicación	Farmacia	Ingeniería en Tecnologías Industriales
Derecho	Biotecnología	Ingeniería Informática
Administración y Dirección de Empresas	Ingeniería Aeroespacial	Ingeniería Aeroespacial
Economía	Ingeniería Biomédica	Ingeniería de Tecnologías y Servicios de Telecomunicación
Enfermería	Ingeniería en Tecnologías Industriales	Ingeniería Mecánica

matrícula media durante los años de estudio en nuestra muestra) en cada una de las tres categorías arriba definidas, esto es, grados conducentes a altos ingresos, grados selectivos y grados STEM. Como resulta lógico, muchos grados aparecen en las tres categorías, ya que, por ejemplo, algunos de los grados de mayor proyección futura en términos de ingresos son a la vez los más demandados y, por tanto, los que acaban siendo más selectivos en términos de notas de entrada. Es el caso de grados como Medicina, Odontología o Ingeniería en Tecnologías Industriales. No obstante, existen, asimismo, grados que aparecen en una de las categorías, pero no en las demás, como es el caso de los grados de Administración y Dirección de Empresas, Derecho o Economía (aparecen únicamente en la clasificación de grados de altos ingresos) o los grados de Biología o Química, que constituyen grados STEM ausentes en el resto de las clasificaciones.

En nuestro análisis, como explicaremos más adelante, examinamos la probabilidad de que los estudiantes elijan titulaciones dentro de cada una de las tres categorías de grados descritas de forma independiente. Aunque estas categorías no son mutuamente excluyentes, nuestro enfoque consiste en analizarlas por separado y asociar las diferencias observadas con las características propias de cada clasificación.

III. VARIABLES Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LA MUESTRA

Para cada una de las categorías de carreras definidas anteriormente, se construye una variable dicotómica que toma el valor 1 si el estudiante marcó como primera opción en su preinscripción un grado dentro de la categoría en cuestión y 0 si no es así. Las variables así definidas constituyen las variables dependientes en nuestra estimación econométrica, como detallaremos en la siguiente sección.

Respecto a las ocupaciones de padre y madre, los formularios distinguen entre nueve niveles en el caso de la UV (correspondientes a la Clasificación nacional de ocupaciones, CNO-11, INE), y doce niveles en el caso de la UPV (similares, pero no exac-

tamente con la misma desagregación), que hemos reagrupado en cinco categorías: i) Profesionales científicos e intelectuales; ii) Directores y gerentes; iii) Ocupaciones de cualificación media; iv) Ocupaciones de baja cualificación; y, finalmente, v) Inactivos, desempleados y/o jubilados.

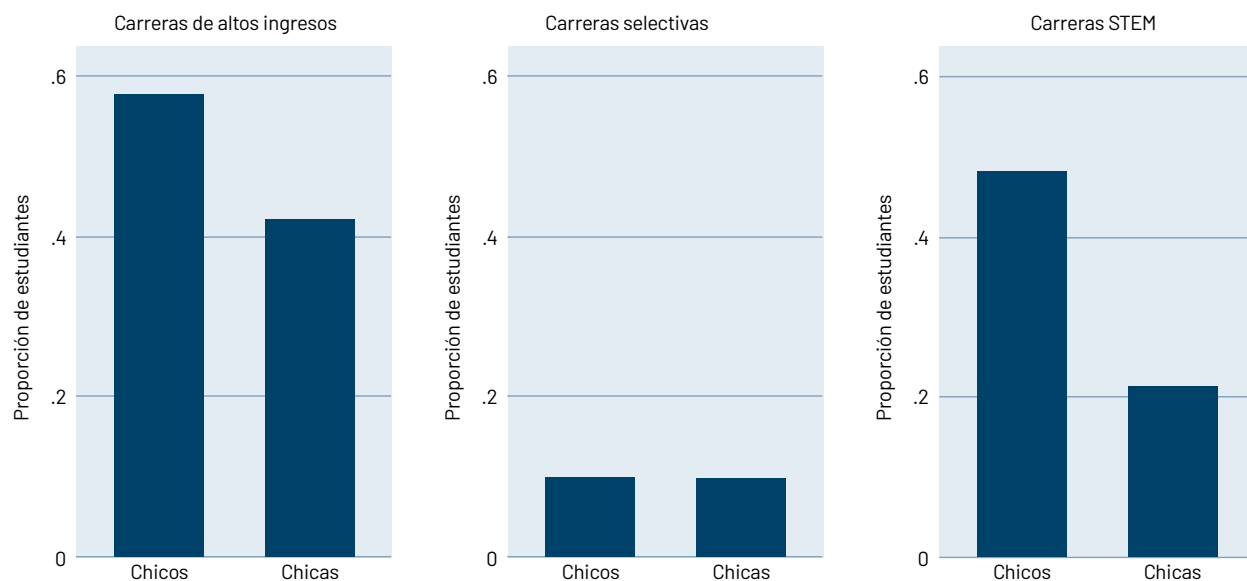
A diferencia de lo que suele encontrarse en la literatura sobre influencia parental, nos ha parecido relevante mantener la distinción entre los grupos 1 y 2. Aunque ambos se engloban habitualmente dentro de una misma clasificación como “ocupaciones de alta cualificación”, las trayectorias y experiencias profesionales asociadas a cada uno pueden diferir sustancialmente. Por ejemplo, mientras que los directores y gerentes suelen desarrollar funciones de liderazgo, gestión de recursos y toma de decisiones estratégicas, los profesionales científicos e intelectuales suelen estar vinculados a trayectorias más especializadas en investigación, docencia o práctica técnica avanzada. Consideramos que estas diferencias en capital social, cultural y de redes profesionales pueden traducirse en estrategias diferenciadas de transmisión de expectativas y orientación académica hacia los hijos, lo que justifica su análisis separado en este estudio.

El gráfico 1 presenta, de manera visual, la elección de carreras aspiracionales por parte de estudiantes varones y mujeres (a los que, por simplicidad, nos referiremos como chicos y chicas a lo largo del artículo). Únicamente en el caso de las carreras selectivas, la composición por género resulta aproximadamente equilibrada, con cerca del 10 por 100 de estudiantes deseando cursar estas carreras en ambos casos. Por tanto, no es el componente de desafío académico el que explicaría el alejamiento de las estudiantes respecto de ciertas orientaciones universitarias. En cambio, los chicos tienden a optar con mayor frecuencia que las chicas por carreras de altos ingresos, marcando su preferencia por estas carreras un 57 por 100 de ellos, frente a un 42 por 100 de las chicas. Esta diferencia se intensifica en el caso de las carreras STEM, elegidas por un 48 por 100 de los chicos frente a un 21 por 100 de las chicas, lo que evidencia una segregación de género más pronunciada en estas disciplinas de alta rentabilidad económica y científica (8).

GRÁFICO 1

PROPORCIÓN DE ESTUDIANTES EN CARRERAS ASPIRACIONALES

Por género



Fuente: Elaboración propia.

Nuestra muestra está conformada por un total de 65.046 estudiantes, de los cuales el 47 por 100 son varones y el 53 por 100 son mujeres. El cuadro n.º 2 presenta estadísticos descriptivos básicos de las principales variables, tanto para el conjunto de la muestra como desagregados por género, considerando información relativa tanto a los padres como a los propios estudiantes. Ello permite ofrecer una caracterización general del perfil académico y sociofamiliar del alumnado analizado.

La nota de acceso media de la muestra es de 9,33, con cierta diferencia en favor de las chicas (9,47) frente a los chicos (9,18), confirmando un patrón ampliamente documentado en la literatura (Murnane, 2013; OECD, 2017). En lo que respecta al capital educativo familiar, se observa que tanto padres como madres presentan, mayoritariamente, estudios secundarios o superiores, alcanzando conjuntamente estas dos categorías más del 70 por 100 de la muestra. El resto de la muestra corresponde a madres y padres con estudios primarios (en torno al 20 y el 22 por 100, respectivamente) y/o sin estu-

dios (entre el 5 y el 6 por 100). Las diferencias entre los niveles educativos de padres y madres no son, por tanto, sustanciales. Se observa, sin embargo, una tendencia a que, en la muestra de las chicas, haya una mayor proporción de madres y padres con estudios medios que con estudios superiores. En cambio, en la muestra de los chicos, las proporciones entre ambos niveles de estudios parentales son más equilibradas.

Por otra parte, el análisis de la ocupación de los padres muestra una clara concentración en las categorías intermedias (por encima del 37 por 100 y del 44 por 100 para madres y padres, respectivamente), mientras que los porcentajes tienden a disminuir en los extremos de la escala. En el caso de las ocupaciones de mayor nivel (profesionales/científicos y directivos/gerentes), los valores se sitúan en torno al 12 por 100 para los padres y al 10,5 por 100 para las madres, con mayores porcentajes de padres y madres en ocupaciones profesionales/científicas en el caso del alumnado masculino. Como sería esperable, entre los inactivos y/o des-

CUADRO N.º 2

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES DEL ANÁLISIS

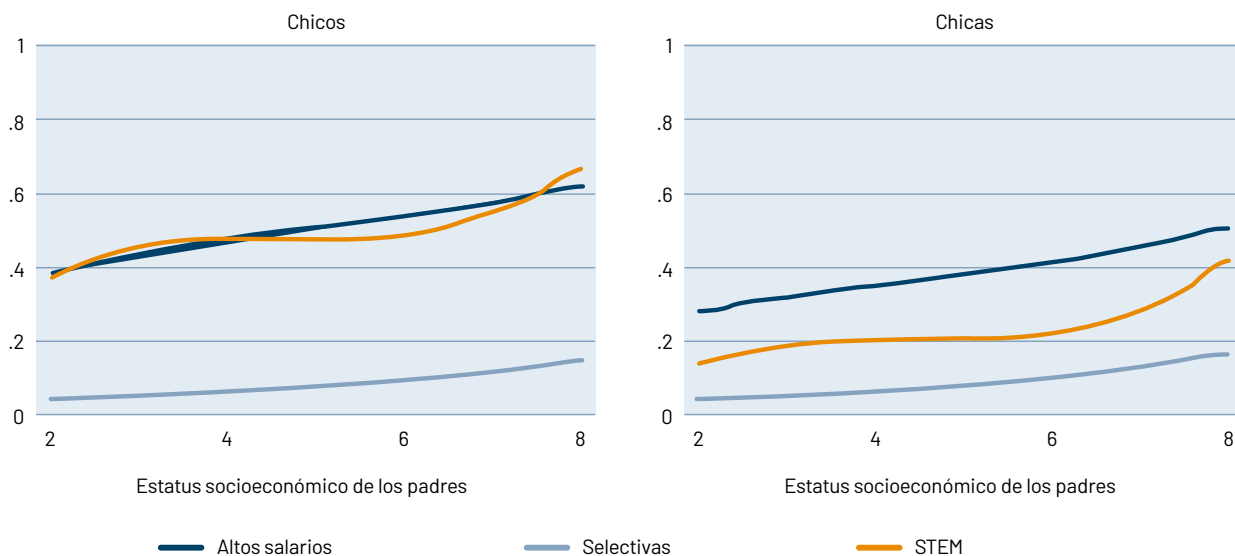
VARIABLES	TOTAL	ESTUDIANTES MUJERES	ESTUDIANTES VARONES
	MEDIA	MEDIA	MEDIA
Nota de acceso del estudiante	9,339	9,473	9,185
(D.E)	(2,051)	(2,012)	(2,084)
Carreras de altos ingresos	0,493	0,421	0,575
Carreras selectivas	0,098	0,097	0,098
STEM	0,337	0,211	0,480
Madres - Nivel de estudios			
Sin estudios	0,052	0,053	0,051
Primaria	0,197	0,195	0,201
Secundaria	0,404	0,427	0,375
Estudios superiores	0,347	0,325	0,373
Madres - Ocupación			
Profesionales/científicas	0,060	0,048	0,073
Directivas/gerentes	0,045	0,042	0,051
Cualificación intermedia	0,371	0,378	0,363
Cualificación baja	0,219	0,210	0,229
Inactivas/desempleadas	0,305	0,322	0,284
Padres - Nivel de estudios			
Sin estudios	0,064	0,066	0,062
Primaria	0,221	0,223	0,219
Secundaria	0,396	0,414	0,375
Estudios superiores	0,317	0,295	0,343
Padres - Ocupación			
Profesionales/científicos	0,065	0,050	0,081
Directivos/gerentes	0,057	0,050	0,066
Cualificación intermedia	0,445	0,464	0,423
Cualificación baja	0,278	0,269	0,286
Inactivos/desempleados	0,155	0,167	0,144
UV	0,677	0,776	0,565
UPV	0,323	0,224	0,435
Mes de nacimiento	6,400	6,400	6,400
Nacionalidad española	0,948	0,941	0,955
Observaciones	65.046	34.705	30.341

Nota: Las variables distintas de las notas de acceso y el mes de nacimiento son binarias. Sus medias muestrales (multiplicadas por 100) son porcentajes.

Fuentes: UV y UPV.

GRÁFICO 2

PROBABILIDAD DE CARRERAS ASPIRACIONALES DE LOS ESTUDIANTES Y ESTATUS SOCIOECONÓMICO DE LOS PADRES



Nota: El estatus socioeconómico se representa en el eje horizontal y se construye como un indicador que combina el nivel educativo y ocupacional del padre y de la madre (oscila entre 2 y 8). En el eje vertical se muestra la proporción de estudiantes que elige cada categoría de carreras como su primera opción.

Fuente: Elaboración propia.

empleados la proporción de madres duplica a la de los padres (30,5 por 100 frente a aproximadamente un 15,5 por 100). Esta diferencia resulta algo mayor en la muestra de estudiantes mujeres, donde la proporción de madres en esta situación alcanza el 32 por 100 frente al 28 por 100 registrado en el caso de las madres de estudiantes varones.

En conclusión, el análisis descriptivo de la muestra sugiere que la mayoría del alumnado procede de hogares con posiciones socioeconómicas medias. Las estudiantes mujeres de nuestra muestra presentan un nivel educativo algo más desigual entre padre y madre, así como un mayor porcentaje de madres en situación de inactividad y/o desempleo. Estas diferencias son, en todo caso, modestas; en conjunto, podemos concluir que la composición educativa y ocupacional del hogar es comparable entre estudiantes varones y mujeres.

Sin embargo, como se analizó más arriba a la luz del gráfico 1, los resultados descriptivos muestran

que, a pesar de contar con notas medias y entornos socioeconómicos similares, la elección de carreras universitarias sigue un patrón muy distinto para chicos y chicas, con desequilibrios especialmente notables en las carreras de altos ingresos y, sobre todo, en las trayectorias STEM. En el gráfico 2 se ilustra cómo la elección de las distintas trayectorias varía según el nivel socioeconómico de los padres. Para ello, aproximamos este nivel construyendo una variable que combina el nivel educativo y ocupacional de los padres (Beneito *et al.*, 2024). Este indicador, al que denominamos SES (siglas en inglés de *socio-economic status*), oscila entre 2 y 8.

Como era de esperar, la probabilidad de elegir carreras de altos ingresos, selectivas y STEM aumenta con el SES; sin embargo, resulta particularmente interesante observar que, en el caso de las chicas, la relación entre el SES y la probabilidad de elegir estas carreras se intensifica a medida que el indicador aumenta. Es decir, para las chicas, el nivel educativo y ocupacional de los padres parece

ser más determinante en la elección de carreras STEM que para los chicos.

En la siguiente sección, utilizando una estimación econométrica multivariante, analizamos si esta composición educativa y ocupacional de los padres se asocia de manera diferencial con los resultados académicos de hijos e hijas y con la configuración de sus trayectorias educativas. De este modo, podremos evaluar si las diferencias observadas en el análisis descriptivo responden únicamente a un patrón general de preferencias de género o, por el contrario, están mediadas también por la influencia del capital educativo y ocupacional de cada progenitor, así como por el propio género del estudiante.

IV. METODOLOGÍA DE ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

Nos interesa estimar la influencia de los niveles educativos y ocupacionales de los padres y las madres en dos dimensiones clave, la nota de entrada a la universidad y la elección de carrera del estudiante. La influencia parental opera de manera distinta en cada caso, dado que se trata de procesos de naturaleza diferente. En el rendimiento escolar, la supervisión, los recursos, las expectativas familiares e incluso la inteligencia heredada ejercen un efecto directo sobre las calificaciones. En contraste, la decisión vocacional está más vinculada a la autonomía del joven y a factores internos como intereses, preferencias y aspiraciones, de modo que la influencia de los padres resulta, en principio, menos determinante y se articula en la medida en que estas influencias moldeen o refuercen las preferencias y la capacidad de decisión individual del estudiante.

La estimación de los determinantes de la nota de entrada se lleva a cabo mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO), especificando dicha variable como función de los niveles educativos y ocupacionales de padre y madre, transformados en variables indicador (también denominadas variables ficticias), conforme se detallará más adelante. Para examinar los determinantes parentales de la probabilidad de optar por cada una de las tres categorías de carreras anteriormente descritas, se aplican modelos lineales de probabilidad (MLP); es decir, se estima por

MCO un modelo lineal donde la variable dependiente se especifica como una variable dicotómica que toma el valor 1 cuando el estudiante señala como primera opción un grado perteneciente a una de las tres categorías consideradas, y 0 en caso contrario. Además de las variables explicativas de interés, esto es, los niveles educativos y ocupacionales de los padres, se incorporan efectos de interacción entre estas y el género del estudiante, lo que nos permitirá concluir si la influencia del padre y de la madre muestra efectos diferenciales en hijos e hijas. Por último, se incluye en la estimación controles de nacionalidad del estudiante (nacionalidad española), fecha de nacimiento (año y mes) y efectos fijos de cohorte, con el fin de depurar la estimación de posibles sesgos de omisión.

Nuestras variables explicativas de interés, esto es, la educación y ocupación del padre y de la madre, así como el género del estudiante, se construyen como variables dicotómicas. La estimación por MPL permite interpretar los coeficientes de estas variables de manera directa como efectos sobre la probabilidad de elección de la categoría en cuestión comparados con respecto a la categoría de referencia. En nuestras estimaciones, que pasamos a presentar a continuación, dejamos como categoría de referencia a un estudiante varón, con padre y madre con estudios primarios (o sin estudios) y ocupaciones de baja cualificación.

1. Resultados para la influencia parental en las notas de acceso a la universidad

En el cuadro n.º 3 se presentan los resultados de la estimación de la nota de acceso a la universidad. En la columna 1 no se realiza distinción por género del estudiante, mientras que en la columna 2 se incluye una variable indicadora de género (denominada Mujer en el cuadro), que capta el efecto diferencial de las estudiantes mujeres respecto a los varones, constituyendo estos la categoría de referencia. Asimismo, se incorporan los efectos de interacción entre la variable Mujer y las variables de educación y ocupación del padre y de la madre. Estos efectos de interacción nos informan del grado diferencial en que la educación y ocupación del padre y/o madre se trasladan en notas de acceso en hijas frente a hijos.

CUADRO N.º 3

INFLUENCIA PARENTAL EN LAS NOTAS DE ACCESO A LA UNIVERSIDAD

	VARIABLE DEPENDIENTE: NOTA DE ENTRADA A LA UNIVERSIDAD DEL ESTUDIANTE	DIFERENCIAS SEGÚN GÉNERO DEL ESTUDIANTE
Mujer (género estudiante)	— —	0,208*** (0,041)
Educación padre		
Secundaria _p	0,061*** (0,020)	0,064** (0,030)
Superior _p	0,362*** (0,025)	0,327*** (0,037)
Educación madre		
Secundaria _m	-0,006 (0,021)	-0,023 (0,031)
Superior _m	0,403*** (0,026)	0,309*** (0,038)
Educación padre (efecto diferencial en estudiantes mujeres)		
Mujer x Secundaria _p	—	-0,004
Mujer x Superior _p	—	0,101**
Educación madre (efecto diferencial en estudiantes mujeres)		
Mujer x Secundaria _m	—	0,017 (0,041)
Mujer x Superior _m	—	0,194*** (0,051)
Ocupación padre		
Profesionales/científicos _p	0,120*** (0,043)	0,145** (0,057)
Directivos/gerentes _p	0,071* (0,041)	0,099* (0,057)
Cualificación intermedia _p	0,074*** (0,021)	0,041 (0,031)
Inactivos/desempleados _p	-0,015 (0,025)	0,007 (0,038)
Ocupación madre		
Profesionales/científicas _m	0,282*** (0,045)	0,328*** (0,061)
Directivas/gerentes _m	0,081* (0,046)	-0,011 (0,064)
Cualificación intermedia _m	0,117*** (0,024)	0,089*** (0,035)
Inactivas/desempleadas _m	0,092*** (0,022)	0,093*** (0,033)

CUADRO N.º 3 (continuación)

INFLUENCIA PARENTAL EN LAS NOTAS DE ACCESO AL UNIVERSIDAD

	VARIABLE DEPENDIENTE: NOTA DE ENTRADA A LA UNIVERSIDAD DEL ESTUDIANTE	DIFERENCIAS SEGÚN GÉNERO DEL ESTUDIANTE
Ocupación padre (efecto diferencial en estudiantes mujeres)		
Mujer x Profesionales/científicos _p	—	-0,005 (0,086)
Mujer x Directivos/gerentes _p	—	-0,036 (0,081)
Mujer x Cualificación intermedia _p	—	0,039 (0,042)
Mujer x Inactivos/desempleados _p	—	-0,061 (0,050)
Ocupación madre (efecto diferencial en estudiantes mujeres)		
Mujer x Profesionales/científicas _m	—	-0,085 (0,089)
Mujer x Directivas/gerentes _m	—	0,202** (0,089)
Mujer x Cualificación intermedia _m	—	0,038 (0,047)
Mujer x Inactivas/desempleadas _m	—	-0,023 (0,045)
Mes de nacimiento	-0,010*** (0,002)	-0,010*** (0,002)
Nacionalidad española	0,803*** (0,036)*	0,830*** (0,036)
Año de nacimiento	0,128*** (0,002)	0,128*** (0,002)
Observaciones	65,046	65,046
R-cuadrado	0,179	0,187

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. La categoría de referencia es un estudiante varón, con padre y madre con educación primaria (o sin estudios), y con ocupación de baja cualificación.

En la columna 1 se incluyen, de forma explícita, las variables ficticias que recogen los niveles de educación secundaria y superior de los padres, así como los tipos de ocupaciones explicitados en el cuadro, dejando las categorías de sin estudios y/o estudios primarios y ocupaciones de baja cualifi-

cación como referencia y, por tanto, con respecto a las cuales se interpretan los valores diferenciales estimados para cada variable indicador. Se distingue, como ya se ha indicado, entre los niveles educativos del padre y de la madre del estudiante por separado.

Un primer resultado claro es que las notas de acceso a la universidad obtenidas por los estudiantes aumentan conforme aumenta el nivel educativo del padre y de la madre. En el caso del padre, el efecto es positivo y significativo en ambos niveles educativos por encima del de referencia, si bien el nivel educativo superior se asocia con la nota del estudiante en mucha mayor medida que la educación secundaria (el coeficiente estimado es mucho mayor). En el caso de las madres, esta diferencia entre los efectos de la educación secundaria y la superior es todavía más marcada, pues los efectos positivos de la educación materna son únicamente cuantitativamente relevantes y estadísticamente significativos en el caso de la educación superior. Los coeficientes estimados para los estudios superiores del padre y de la madre son de magnitud comparable. A grandes rasgos, estos resultados permitirían estimar que un estudiante cuyos padre y madre tienen ambos estudios universitarios obtiene en media una nota de acceso de alrededor de 0,75 puntos superior a aquellos estudiantes cuyos padres no cuentan con estudios superiores. Es importante hacer notar que estos resultados han de interpretarse con independencia del nivel ocupacional de los padres, puesto que la ocupación aparece ya recogida explícitamente en la estimación más abajo.

Al analizar los resultados de los niveles ocupacionales de los padres, observamos, asimismo, diferencias destacables. En este caso, la categoría de referencia, como se ha indicado, es el grupo de ocupaciones de baja cualificación. Un primer resultado de interés es la diferente magnitud del efecto diferencial del grupo de profesionales/científicos y del grupo de directivos/gerentes. De acuerdo con nuestros resultados, los padres y madres con ocupaciones profesionales y científicas son los que en mayor grado influyen positivamente las calificaciones académicas de sus hijos, siendo en este caso la influencia de la madre más del doble de la del padre. Curiosamente, en el grupo de directivos/gerentes, aun siendo los impactos diferenciales positivos, estos son de apreciable menor magnitud que los efectos estimados para padres con ocupaciones profesionales/científicas. Este resultado estaría indicando que la influencia que los padres y las madres tienen sobre los resulta-

dos académicos de los hijos va más allá del nivel educativo e incluso del nivel económico, puesto que, aunque ambos grupos ocupacionales pueden considerarse equiparables en términos de ingresos (incluso superiores en el caso de directivos/gerentes en probablemente muchos de los casos), no se asocian en un mismo grado con las notas de los hijos. La práctica y experiencias ocupacionales de técnicos, profesionales y científicos se traduce, según nuestros resultados, en un mejor resultado académico de sus hijos; entre otros motivos, cabría citar que los hijos pueden observar y percibir desde pequeños estas ocupaciones de los padres como aquellas donde el rendimiento que proporcionan los estudios se manifiesta de forma más directa, lo que puede traducirse en una mayor motivación hacia los estudios. Asimismo, este resultado señala que la práctica habitual de agregar estas dos categorías ocupacionales como “alta cualificación” ocultaría interesantes matices diferenciales, como los que se acaban de comentar.

En el caso de las ocupaciones de cualificación intermedia, y tanto en el caso del padre como de la madre, las notas de los estudiantes son, asimismo, superiores a las de padres con ocupaciones de baja cualificación. Los efectos maternos son también en este caso superiores. Por otro lado, resulta interesante observar que los hijos cuyas madres se encuentran en situación de inactividad y/o desempleo obtienen en media mayores notas de acceso que aquellos cuyas madres trabajan en puestos de baja cualificación, con independencia de su nivel educativo. Este resultado no se observa en el caso de los padres.

Entendemos que hay dos mecanismos posibles por los que la influencia materna estaría actuando en el caso de desempleo/inactividad, y que podrían explicar este último resultado. Uno de ellos es que las madres en esta situación pasarían más tiempo con sus hijos, por ejemplo, en horario de tareas escolares en casa, con lo que podrían contribuir en mayor medida al rendimiento escolar de los hijos desde pequeños. Un segundo factor podría ser que, al no haber accedido ellas al mercado laboral, las madres en situación de desempleo o inactividad desarrollan una preferencia muy marcada porque sus hijos estudien y triunfen laboralmente, lo que

puede haber determinado el interés que estas madres han depositado en el estudio de sus hijos. La combinación de ambos mecanismos es, por supuesto, también posible.

A continuación, en la columna 2 se ha incluido la variable indicador para estudiantes mujeres y su cruce con todos los niveles educativos y ocupacionales de padre y madre. Comentaremos a continuación los resultados diferenciales con respecto a lo obtenido en la columna 1. En primer lugar, se constata que las chicas, incluso después de aislar las influencias parentales, obtienen de media una mayor nota en el acceso a la universidad. La diferencia estimada de 0,2 puntos sobre 14 puede parecer pequeña, pero es suficiente para otorgar ventaja en el acceso a muchas carreras universitarias. En segundo lugar, obtenemos que, en el caso de las chicas, el efecto de la educación superior de los padres, tanto padre como madre, es mayor que en el caso de los chicos, y, además, que la educación de la madre pesa relativamente aún más que la del padre. En otras palabras, este resultado estaría apuntando a que, en comparación con tener padres con estudios inferiores, para las chicas es relativamente más decisivo contar con padres de educación superior, y sobre todo si se trata de la madre. Encontramos, por tanto, un patrón de género claro en este caso, no solo por el efecto diferencial de los padres hacia las hijas, sino por la relación madre-hija que acaba de mencionarse.

En relación con el efecto de las ocupaciones parentales, en general se repiten en la columna 2 los resultados ya comentados para el conjunto de la muestra. Aparece, sin embargo, una diferencia destacable, concerniente al efecto positivo diferencial de madres directivas/gerentes. Solo en el caso de las chicas este efecto es destacado en magnitud y estadísticamente significativo, indicando, por tanto, que el resultado encontrado en la columna 1 para toda la muestra (chicos y chicas) en realidad se concentra en la muestra de estudiantes mujeres. Se confirma que la influencia del grupo de profesionales/científicos es mayor que la de directivos/gerentes, tanto en chicas como en chicos, no siendo estadísticamente significativo en este último caso el efecto diferencial de ser hija frente a hijo. A diferencia de lo observado para las madres, la

ocupación del padre en ningún caso afecta de modo diferencial a chicas y a chicos.

Por último, cabría señalar que los coeficientes de las variables de control introducidas muestran que los estudiantes relativamente mayores (edad en años y edad dentro del año) y de nacionalidad española obtienen en media mayores resultados en las notas de acceso a la universidad.

2. Resultados para la influencia parental en la elección de carreras aspiracionales

El cuadro n.º 4 presenta los resultados correspondientes a la estimación de la probabilidad de elegir entre las tres categorías de carreras consideradas. En todos los casos se utiliza la especificación que incorpora los efectos de interacción entre las características parentales y la variable indicadora de género (Mujer) de las estudiantes. Entre las variables explicativas destaca aquí la nota de acceso a la universidad, que condiciona necesariamente la posibilidad de ingreso en muchas de las titulaciones analizadas. La inclusión de esta variable resulta fundamental para aislar los efectos atribuibles a la educación y ocupación de los padres de su influencia indirecta a través del rendimiento académico previo. En este sentido, lo que se identifica en esta ocasión es la influencia parental residual, una vez controlado el efecto de la nota de acceso.

En primer lugar, se constata que la nota de acceso se correlaciona positivamente con la probabilidad de elegir carreras aspiracionales. Una vez descontado su efecto, la variable de género revela que, en todos los casos, las chicas muestran una menor propensión que los chicos a optar por este tipo de titulaciones, incluso en las clasificadas como selectivas, para las que el análisis descriptivo de la sección anterior no había mostrado diferencias. En concreto, los resultados muestran que las mujeres presentan una probabilidad de elección inferior en 20,2 y 31 puntos porcentuales respecto a los hombres en las carreras de altos ingresos, selectivas y STEM, respectivamente. Estos resultados, condicionando a la nota de acceso del estudiante y a la educación y ocupación de los padres, evidencian una menor propensión de las mujeres a

CUADRO N.º 4

INFLUENCIA PARENTAL EN LA ELECCIÓN DE GRADOS ASPIRACIONALES

VARIABLE DEPENDIENTE: VARIABLE BINARIA PARA CADA CATEGORÍA DE GRADOS	(1)	(2)	(3)
ESTIMACIÓN POR MCO – MODELO LINEAL DE PROBABILIDAD	GRADOS DE ALTOS INGRESOS	GRADOS SELECTIVOS (ALTA NOTA ENTRADA)	GRADOS STEM
Nota de acceso	0,069*** (0,001)	0,055*** (0,001)	0,009*** (0,001)
Mujer	-0,203*** (0,011)	-0,019*** (0,005)	-0,310*** (0,010)
Educación Padre			
Secundaria _p	-0,007 (0,008)	-0,000 (0,004)	-0,005 (0,008)
Superior _p	0,020** (0,009)	0,016*** (0,005)	-0,004 (0,009)
Educación Madre			
Secundaria _m	0,002 (0,008)	-0,004 (0,004)	-0,025 (0,015)
Superior _m	0,018* (0,010)	0,011** (0,005)	-0,005 (0,010)
Educación Padre (efecto diferencial en estudiantes mujeres)			
Mujer x Secundaria _p	0,022** (0,010)	-0,000 (0,005)	0,002 (0,010)
Mujer x Superior _p	0,041*** (0,013)	0,010 (0,007)	0,019 (0,012)
Educación Madre (efecto diferencial en estudiantes mujeres)			
Mujer x Secundaria _m	-0,011 (0,011)	0,006 (0,006)	0,007 (0,010)
Mujer x Superior _m	0,000	0,005	0,016
Ocupación Padre			
Profesionales/científicos _p	(0,013) 0,046*** (0,013)	(0,007) 0,016* (0,009)	(0,012) 0,208*** (0,012)
Directivos/gerentes _p	0,063*** (0,008)	0,011 (0,004)	0,148*** (0,008)
Cualificación intermedia _p	-0,024*** (0,008)	0,004 (0,004)	-0,066*** (0,008)
Inactivos/desempleados _p	-0,043*** (0,010)	0,001 (0,005)	-0,072*** (0,010)

CUADRO N.º 4 (continuación)

INFLUENCIA PARENTAL EN LA ELECCIÓN DE GRADOS ASPIRACIONALES

VARIABLE DEPENDIENTE: VARIABLE BINARIA PARA CADA CATEGORÍA DE GRADOS	(1)	(2)	(3)
ESTIMACIÓN POR MCO – MODELO LINEAL DE PROBABILIDAD	GRADOS DE ALTOS INGRESOS	GRADOS SELECTIVOS (ALTA NOTA ENTRADA)	GRADOS STEM
Ocupación Madre			
Profesionales/científicas _m	0,002 (0,014)	0,023** (0,010)	0,126*** (0,013)
Directivas/gerentes _m	-0,025 (0,015)	0,005 (0,010)	0,009 (0,016)
Cualificación intermedia _m	-0,043*** (0,009)	-0,003 (0,005)	-0,054*** (0,009)
Inactivas/desempleadas _m	-0,038*** (0,008)	-0,004 (0,005)	-0,061*** (0,008)
Ocupación Padre (efecto diferencial en estudiantes mujeres)			
Mujer x Profesionales/científicos _p	-0,020 (0,021)	0,002 (0,015)	0,018 (0,020)
Mujer x Directivos/gerentes _p	-0,003 (0,020)	-0,011 (0,014)	-0,007 (0,020)
Mujer x Cualificación intermedia _p	0,009 (0,011)	-0,004 (0,006)	0,019* (0,010)
Mujer x Inactivos/desempleados _p	0,033** (0,013)	-0,001 (0,007)	0,036*** (0,012)
Ocupación Madre (efecto diferencial en estudiantes mujeres)			
Mujer x Profesionales/científicas _m	-0,017 (0,022)	-0,020 (0,015)	0,047** (0,021)
Mujer x Directivas/gerentes _m	-0,015 (0,023)	0,002 (0,015)	0,002 (0,022)
Mujer x Cualificación intermedia _m	0,018 (0,012)	0,001 (0,007)	0,023** (0,011)
Mujer x Inactivas/desempleadas _m	0,009 (0,012)	-0,004 (0,006)	0,037*** (0,011)
Mes de nacimiento	0,000 (0,001)	-0,001* (0,000)	-0,001*** (0,000)
Nacionalidad española	0,009 (0,008)	-0,020*** (0,005)	-0,031*** (0,008)
Año de nacimiento	0,006*** (0,000)	-0,004*** (0,000)	0,013*** (0,000)
Observaciones	65,046	65,046	65,046
R-squared	0,135	0,150	0,180

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. La categoría de referencia es un estudiante varón, con padre y madre con educación primaria (o sin estudios), y con ocupación de baja cualificación.

elegir estas carreras, atribuible a factores no observables en nuestros datos y que interpretamos como *preferencias intrínsecas* (9).

Los estudiantes cuyos padres cuentan con educación superior eligen con mayor probabilidad las carreras de altos ingresos y las carreras selectivas. Para las hijas, además, la relación entre la elección de carreras de alto ingreso y la educación del padre es relativamente más decisiva. En particular, el hecho de que el padre tenga estudios superiores incrementa la probabilidad de que las chicas elijan este tipo de carreras en una magnitud más de tres veces superior a la observada en los chicos. No obstante, este diferencial en el caso de las chicas no se observa en el caso de las carreras más selectivas. En las carreras STEM, por su parte, el nivel educativo tanto del padre como de la madre no parece ejercer una influencia sustancial una vez controlado el efecto de la nota de acceso del estudiante y de las ocupaciones parentales.

Por su parte, las ocupaciones parentales muestran, en general, una asociación significativa con la elección de carreras de altos ingresos, selectivas y STEM, especialmente la del padre en ocupaciones profesionales/científicas (significativas en todos los casos) y en puestos directivos/gerentes (significativas en carreras de altos ingresos y STEM). En STEM, los resultados son especialmente llamativos. La ocupación del padre como profesional/científico se asocia con un aumento de 20,8 puntos porcentuales en la probabilidad de elección de estas carreras, y las ocupaciones de directivo/gerente con incrementos de 14,8 puntos (frente a aumentos de 4,6 puntos porcentuales y 6,3 puntos porcentuales, respectivamente, en carreras de altos ingresos). La ocupación de la madre como profesional/científica resulta, asimismo, altamente relevante en STEM (y en menor medida en carreras selectivas), aunque no presenta efectos significativos en las carreras de altos ingresos.

Un hallazgo interesante es que, en las carreras de altos ingresos y en las STEM, la presencia de padres o madres en ocupaciones de cualificación media o en situación de inactividad/desempleo reduce la probabilidad de elección con respecto a la categoría de referencia, es decir, frente a padres en ocupaciones

de baja cualificación. En el caso de la influencia paterna, este efecto se observa de manera más marcada en los varones. Al introducir la interacción con el indicador de género femenino, se aprecia que el diferencial para las chicas es positivo en estos niveles ocupacionales, es decir, se atenúa notablemente, e incluso se anula en algunos casos, el efecto negativo encontrado para los hijos varones.

En consecuencia, nuestros resultados sugieren que, frente a padres con ocupaciones de cualificación media o en situación de inactividad/desempleo, aquellos con ocupaciones de baja cualificación ejercen una influencia relativamente más fuerte sobre sus hijos varones, orientándolos hacia carreras de altos ingresos y STEM. En el caso de las hijas, se observa una inclinación similar hacia las carreras de altos ingresos, aunque este efecto aparece con mayor claridad cuando la situación ocupacional corresponde a la madre. Una posible explicación de estos resultados es que los padres con ocupaciones de baja cualificación transmiten a sus hijos experiencias laborales poco favorables, lo que les lleva a incentivar trayectorias que maximicen las oportunidades de éxito, ya sea en términos de ingresos, de estabilidad en el empleo o de ambas dimensiones. Las carreras altamente selectivas podrían no formar parte de esta percepción parental de “futuro asegurado”, motivo por el que los efectos no se aprecian en tal caso.

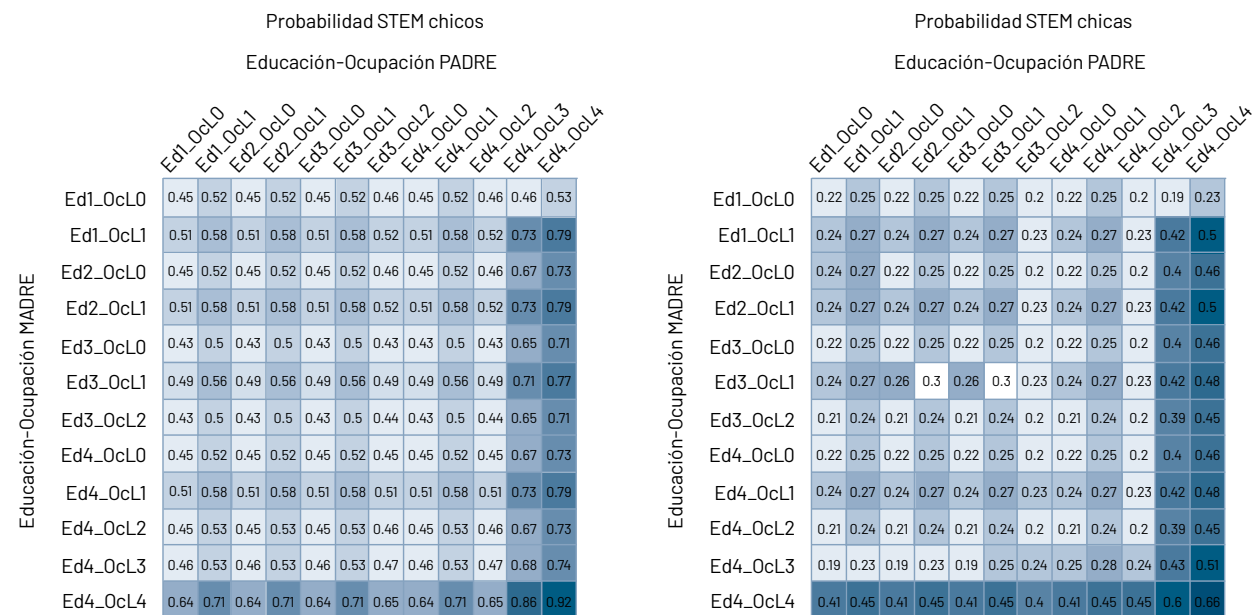
Por último, los resultados muestran un efecto diferencial, positivo y significativo en el caso de las madres sobre las hijas en carreras STEM. Por tanto, concluiríamos que, cuando las madres trabajan en ocupaciones profesionales/científicas, esto ejerce una mayor influencia sobre las hijas que sobre los hijos en su elección de estas carreras.

3. El caso STEM: probabilidades estimadas para todas las combinaciones parentales posibles

Como se ha señalado, una vez controlado el efecto de las calificaciones, el nivel educativo de los padres pierde capacidad explicativa en la elección de carrera, sobre todo en las carreras STEM, a diferencia de lo que ocurría con las notas de entrada. En cambio, la dimensión ocupacional emerge como un factor determinante.

GRÁFICO 3

PROBABILIDAD ESTIMADA DE ELECCIÓN DE CARRERAS STEM PARA ESTUDIANTES VARONES Y MUJERES



Notas: Tanto la educación como la ocupación del padre (en horizontal) y de la madre (en vertical) se han ordenado en diversos niveles. En educación, se han considerado los siguientes niveles: sin estudios (Ed1), primarios (Ed2), secundarios (Ed3) y superiores (Ed4). En ocupación se han considerado: inactivos/parados (L0), baja cualificación (L1), cualificación media (L2), directivos/gerentes (L3) y profesionales/científicos (L4). En el gráfico, una etiqueta como, por ejemplo, Ed3_Oc2, correspondería a nivel educativo Ed3 y ocupación L2.

Fuente: Elaboración propia.

En el gráfico 3 se presentan tablas de calor correspondientes al caso STEM que muestran las probabilidades de optar por estas titulaciones en función de las combinaciones de nivel educativo y ocupacional de los padres. Se ha seleccionado únicamente el caso STEM por el particular interés que suscitan estas carreras en la actualidad en relación con los desequilibrios de género y, también, con el fin de evitar una extensión excesiva del presente artículo. Los niveles educativos y ocupacionales se han ordenado en los ejes en cuatro y cinco categorías ascendentes, respectivamente, tal como se explica en el pie del gráfico. Las etiquetas en los ejes recogen combinaciones de educación-ocupación para cada progenitor; por ejemplo, Ed4_Oc2 corresponde a un padre o madre con estudios superiores y ocupación de cualificación media. Una mayor intensidad en el sombreado indica una probabilidad más elevada.

Los resultados muestran que los estudiantes con padre y madre profesionales/científicos presentan las mayores probabilidades de elegir carreras STEM (última fila y columna), seguidos de los estudiantes con padres directivos/gerentes. La relevancia de la ocupación resulta tal que, una vez considerada, el nivel educativo pierde prácticamente peso explicativo. Basta con que la madre o el padre ocupen una de estas posiciones de ocupaciones de alta cualificación para que se alcance una probabilidad muy elevada de elección de estas carreras. Cuando ambos padres pertenecen a la categoría de profesionales/científicos, se obtienen los valores máximos: probabilidades del 92 por 100 en varones y del 66 por 100 en mujeres. Este último dato implica que, bajo tales condiciones, una estudiante presenta una probabilidad superior a la media masculina (55 por 100) y cercana al percentil 90 de ellos (70 por 100), además de situarse muy por encima de la media

femenina (28 por 100) y de su propio percentil 99 (63 por 100).

Si se comparan los promedios en estas configuraciones de ocupaciones de alto nivel, la probabilidad media para las chicas es del 46 por 100, mientras que para los chicos alcanza el 70 por 100. En cambio, en contextos de padres y madres en ocupaciones de baja cualificación o inactividad, las medias descienden a 22 por 100 y 46 por 100, respectivamente. De ello se desprenden dos conclusiones principales. En primer lugar, las chicas cuyos padres o madres tienen ocupaciones de alta cualificación tienen la misma probabilidad de elegir carreras STEM que los chicos de entornos más desfavorecidos. Es decir, las ocupaciones de alto nivel de los padres compensan el diferencial (negativo) de preferencia intrínseca de género respecto a varones procedentes de entornos más desfavorecidos. En segundo lugar, estos datos permiten estimar que la ratio de probabilidad de carreras STEM chicas/chicos alcanza 0,65 en los casos de padres o madres en ocupaciones altamente cualificadas, frente a 0,47 en los que desempeñan trabajos de baja cualificación o están inactivos. En consecuencia, las desigualdades de género en STEM tienden a intensificarse en contextos familiares o sociales menos favorecidos y a atenuarse en los más privilegiados, lo que subraya el papel decisivo de la influencia parental como mecanismo tanto de reproducción como de mitigación de las diferencias de género.

V. RESUMEN Y CONCLUSIONES

El análisis desarrollado en este artículo permite extraer conclusiones relevantes sobre la interacción entre educación y ocupación parental en la conformación de las aspiraciones académicas y profesionales de los jóvenes, así como sobre los mecanismos de transmisión intergeneracional y sus diferencias de género.

En primer lugar, los resultados confirman que tanto el nivel educativo como la ocupación de los padres y las madres influyen significativamente en las calificaciones de acceso a la universidad y en la elección de carreras universitarias aspiracionales.

Además, los efectos se manifiestan de manera diferenciada según el género del estudiante y la categoría ocupacional de los padres. Los hijos de familias con educación superior y ocupaciones profesionales/científicas obtienen notas de acceso superiores y muestran una mayor propensión a optar por carreras aspiracionales, mientras que la influencia de los directivos y gerentes, aunque positiva, es menor en comparación con los profesionales científicos. Este hallazgo indica que no basta con considerar la cualificación económica de los padres; la naturaleza de su actividad profesional y la exposición de los hijos a trayectorias especializadas son factores decisivos para la motivación académica y vocacional.

En segundo lugar, se evidencia un patrón de desigualdad de género en la elección de carreras. Las mujeres, incluso con notas de acceso y entorno socioeconómico similares, eligen con menor frecuencia carreras de altos ingresos, selectivas y STEM. Sin embargo, esta brecha se atenúa significativamente en contextos familiares con ocupaciones parentales de alta cualificación. En particular, la presencia de madres en ocupaciones profesionales o científicas ejerce un efecto diferencial positivo sobre las hijas en la elección de carreras STEM, lo que sugiere que la representación femenina en profesiones de alta cualificación actúa como mecanismo de mitigación de la segregación de género. Este resultado es coherente con la evidencia previa (por ejemplo, Cavaglia *et al.*, 2020), que muestra que las alumnas responden de manera positiva a la presencia de referentes femeninos en su entorno educativo, al percibir en ellas ejemplos que influyen en sus expectativas y decisiones formativas relacionadas con los estudios STEM.

En tercer lugar, nuestros resultados indican que la ocupación parental influye más que el nivel educativo en la elección de carreras STEM. La probabilidad de optar por estas titulaciones aumenta significativamente cuando al menos uno de los padres ocupa un puesto de alta cualificación, independientemente de su educación formal. Esto sugiere que las experiencias y redes profesionales familiares transmiten señales de viabilidad y prestigio asociadas a determinadas trayectorias académicas y profesionales. Además, estas expe-

riencias parecen reducir las brechas de género, ya que la diferencia entre mujeres y hombres que aspiran a desempeñar carreras de alta proyección se atenúa considerablemente en entornos familiares más favorecidos.

Desde una perspectiva de política económica y educativa, estos resultados sugieren varias recomendaciones concretas. En primer lugar, el fomento de la representación femenina en ocupaciones profesionales y científicas. Incentivar la presencia de mujeres en STEM y en posiciones de alta cualificación puede tener efectos multiplicadores sobre las aspiraciones y decisiones educativas de las jóvenes, reduciendo la brecha de género en campos de alta demanda. En segundo lugar, orientación vocacional y *mentoring* basado en capital social, es decir, programas escolares y universitarios que expongan a estudiantes de entornos menos privilegiados a profesionales de alto nivel, lo que podría compensar la falta de influencia parental directa y aumentar la elección de carreras aspiracionales. Es necesario, además, que las intervenciones sean diferenciadas por género y contexto socioeconómico con el fin de tener en cuenta, por ejemplo, que las chicas de entornos desfavorecidos son las más vulnerables a la reproducción de desigualdades en la elección de carreras, por lo que la orientación y los programas de acceso a la educación superior deberían focalizarse en este grupo. Por último, nuestro trabajo subraya el papel de la ocupación más allá del ingreso económico, por lo que las políticas que solo consideren los ingresos familiares para diseñar becas o apoyos académicos pueden subestimar la influencia del capital cultural y profesional parental sobre las aspiraciones de los estudiantes.

En síntesis, nuestro estudio aporta evidencia sobre cómo la educación y ocupación del padre y de la madre, junto con el género del estudiante, determinan la elección de trayectorias universitarias y perpetúan o mitigan desigualdades intergeneracionales. La transmisión de aspiraciones no se limita al capital educativo, sino que incorpora también la dimensión ocupacional y el modelo de referencia que los padres ofrecen, con implicaciones directas para el diseño de políticas educativas y de igualdad de oportunidades.

NOTAS

- (*) Agradecemos la cesión de los datos a la Universitat de València y a la Universitat Politècnica de València. P. Beneito agradece además la ayuda financiera de la Generalitat Valenciana (CIPROM/2022/029).
- (1) Las contribuciones teóricas en este campo incorporan la noción de aspiración en modelos formales de las decisiones individuales (véase, por ejemplo, Bogliacino y Ortoleva, 2013). Esta literatura de rápido crecimiento en economía ha sido revisada y discutida por La Ferrara (2019). Genicot y Ray (2020) ofrecen también una perspectiva general sobre el concepto de aspiraciones y enfatizan el papel del entorno del individuo como determinante fundamental de sus aspiraciones.
 - (2) La Ferrara (2019), que utiliza datos del PISA (Programme for International Student Assessment (PISA), OCDE, encuentra que el efecto del nivel educativo del padre y de la madre en las aspiraciones de los jóvenes de 15 años es de magnitud comparable (y significativa), mientras que la situación ocupacional del padre (ocupado vs. desempleado) es mucho menos influyente que la de la madre en dichas aspiraciones.
 - (3) Muller *et al.* (2024) subrayan que las aspiraciones y las oportunidades deben considerarse de forma conjunta al diseñar políticas públicas. Abordar solo una de estas dimensiones de manera aislada puede conducir a resultados desfavorables, tales como trampas de aspiración (donde las oportunidades mejoran, pero las aspiraciones no), sentimientos de frustración (al aumentar las aspiraciones sin que existan oportunidades correspondientes) o la perpetuación del ciclo de pobreza (al fomentar únicamente una de las dos dimensiones).
 - (4) El 75 por 100 de una cohorte de estudiantes que accede a la universidad en un año determinado en la Comunidad Valenciana elige una universidad pública de la región (Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades, <https://n9.cl/zukkg2>, último acceso septiembre de 2025).
 - (5) La nota de acceso puede alcanzar hasta 10 puntos, resultantes de ponderar en un 60 por 100 la nota de bachillerato y en un 40 por 100 la parte general (obligatoria) de la selectividad. Adicionalmente, la prueba de acceso incluye una parte específica vinculada al área de estudio en la que el estudiante desea ingresar, que permite obtener

hasta 4 puntos extra. En consecuencia, la calificación máxima posible es de 14 puntos, siendo necesario un mínimo de 5 para poder acceder a la universidad.

- (6) Algunas de las diversas fuentes y sitios web que proporcionan información sobre empleos bien remunerados en España, y que han sido consultadas, son: <https://forbes.es/empresas/8820/las-10-profesiones-mejor-pagadas-en-espana/>; <https://www.mentedidactica.com/carreras-universitarias/>; último acceso septiembre de 2025.
- (7) <https://www.ice.gov/sites/default/files/documents/stem-list.pdf>; último acceso septiembre de 2025.
- (8) Los porcentajes ofrecidos no suman 100, puesto que, como se ha explicado, hay carreras que pueden aparecer en más de una de nuestras tres categorías de altos ingresos, selectivas y STEM.
- (9) Las mujeres, incluso con las mismas condiciones objetivas que los hombres, muestran patrones de elección distintos, posiblemente vinculados a intereses personales, percepciones sobre el contenido o atractivo de las carreras, expectativas de conciliación familiar o factores culturales y sociales internalizados.

BIBLIOGRAFÍA

- Aina, C., y Nicoletti, C. (2018).** The intergenerational transmission of liberal professions. *Labour Economics*, 51, 108-120. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2017.12.003>
- Altmejd, A. (2024).** Inheritance of fields of study, *CESifo Working Paper*, n.º 11113. CESifo. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4827105>
- Altmejd, A., Barrios-Fernández, A., Drlje, M., Goodman, J., Hurwitz, M., Kovac, D., Mulhern, C., Neilson, C., y Smith, J. (2021).** O brother, where start thou? Sibling spillovers on college and major choice in four countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 136(4), 1831-1886. <https://doi.org/10.1093/qje/qjab027>
- Appadurai, A. (2004).** The capacity to aspire: Culture and the terms of recognition. En **V. Rao y M. Walton (Eds.)**, *Culture and public action* (pp. 59-84). Stanford University Press.
- Banerjee, A., y Mullainathan, S. (2010).** The shape of temptation: Implications for the economic lives of the poor (N.º. w15973). National Bureau of Economic Research.
- Beneito, P., Soria-Espín, J., y Vicente-Chirivella, Ó. (2024).** Month of birth and aspirational career choice: a gender perspective. *Education Economics*, 32(4), 413-439.
- Bertrand, M. (2011).** New perspectives on gender. En **O. Ashenfelter, y D. Card (Eds.)**, *Handbook of labor economics* (vol. 4, pp. 1543-1590). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)02415-4](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02415-4)
- Black, S. E., y Devereux, P. J. (2011).** Recent developments in intergenerational mobility. In **O. Ashenfelter, y D. Card (Eds.)**, *Handbook of labor economics* (Vol. 4, pp. 1487-1541). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)02414-2](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02414-2)
- Bogliacino, F., y Ortoleva, P. (2013).** The behavior of others as a reference point. *Columbia Business School Research Paper*, (13-55).
- Campbell, S., Macmillan, L., Murphy, R., y Wyness, G. (2022).** Matching in the dark? Inequalities in student-to-degree match. *Journal of Labor Economics*, 40(4), 807-850.
- Carneiro, P., y Heckman, J. J. (2002).** The evidence on credit constraints in post-secondary schooling. *Economic Journal*, 112(482), 705-734.
- Cavaglia, C., Machin, S., McNally, S., y Ruiz-Valenzuela, J. (2020).** Gender, achievement, and subject choice in English education. *Oxford Review of Economic Policy*, 36(4), 816-835.
- Chevalier, A. (2004).** Parental education and child's education: A natural experiment. *IZA Discussion Paper*, n.º 1153. Institute of Labor Economics (IZA).
- Chowdry, H., Crawford, C., Dearden, L., Goodman, A., y Vignoles, A. (2013).** Widening participation in higher education: Analysis using linked administrative data. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 176(2), 431-457.
- Dalton, P. S., Ghosal, S., y Mani, A. (2016).** Poverty and aspirations failure. *The Economic Journal*, 126(590), 165-188. <https://doi.org/10.1111/eoj.12210>
- Dynarski, S., Libassi, C. J., Michelmore, K., y Owen, S. (2021).** Closing the gap: The effect of reducing complexity and uncertainty in college pricing on the choices of low-income students. *American Economic Review*, 111(6), 1721-1756.

- Ermisch, J., Jäntti, M., y Smeeding, T. M. (Eds.). (2012).** *From parents to children: The intergenerational transmission of advantage*. Russell Sage Foundation.
- Genicot, G., y Ray, D. (2020).** Aspirations and economic behavior. *Annual Review of Economics*, 12(1), 715-746.
- Gottfredson, L. S. (1981).** Circumscription and compromise: A developmental theory of occupational aspirations. *Journal of Counseling Psychology*, 28, 545-580.
- Holland, J. L. (1962).** Occupational choice and early family relationships: A study of sexual symbolism. *Genetic Psychology Monographs*, 105, 309-362.
- Holmlund, H., Lindahl, M., y Plug, E. (2011).** The causal effect of parents' schooling on children's schooling: A comparison of estimation methods. *Journal of Economic Literature*, 49(3), 615-651. <https://doi.org/10.1257/jel.49.3.615>
- Hoxby, C. M., y Turner, S. E. (2015).** What high-achieving low-income students know about college. *American Economic Review*, 105(5), 514-517.
- La Ferrara, E. (2019).** Presidential address: Aspirations, social norms, and development. *Journal of the European Economic Association*, 17(6), 1687-1722.
- Lochner, L. J., y Monge-Naranjo, A. (2011).** The nature of credit constraints and human capital. *American Economic Review*, 101(6), 2487-2529.
- Mani, A., Mullainathan, S., Shafir, E., y Zhao, J. (2013).** Poverty impedes cognitive function. *Science*, 341(6149), 976-980.
- McGuigan, M., McNally, S., y Wyness, G. (2016).** Student awareness of costs and benefits of educational decisions: Effects of an information campaign. *Journal of Human Capital*, 10(4), 482-519.
- Muller, N., Fruttero, A., Calvo-González, Ó., y de Hoop, J. (2024).** Policies for aspirations and opportunities. *Policy Research Working Paper*, 10790, 1-35.
- Murnane, R. J. (2013).** US high school graduation rates: Patterns and explanations. *Journal of Economic Literature*, 51(2), 370-422.
- OECD. (2017).** *Education at a glance 2017: OECD indicators*. OECD Publishing.
- Ray, D. (2006).** Aspirations, poverty, and economic change. En **A. Banerjee, R. Benabou, y D. Mookherjee** (Eds.), *Understanding poverty* (pp. 409-421). Oxford University Press.
- Werts, C. E., y Watley, D. J. (1972).** Paternal influence on talent development. *Journal of Counseling Psychology*, 19, 367-372.
- Zhu, L. (2022).** The intergenerational sources of the U-turn in gender occupational segregation. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 194, 1-16.

EL COSTE DEL GÉNERO Y DE LA MATERNIDAD EN EL EMPLEO

Odra Quesada (*)

Universidad del País Vasco (UPV/EHU)

Resumen

Este artículo analiza cómo la convivencia en pareja, la maternidad y la paternidad se asocian con la situación laboral de mujeres y hombres en España. A partir de los microdatos de la *Encuesta de población activa* del segundo trimestre de 2025, se estudian tres dimensiones clave del empleo: participación, intensidad y estabilidad laboral. Los resultados muestran que las brechas de género son reducidas entre parejas sin hijos, pero se amplían notablemente con la maternidad. Tener hijos reduce la probabilidad de empleo de las mujeres y aumenta la parcialidad, mientras que apenas afecta a las de los hombres. Aunque estas desigualdades se han moderado en las últimas dos décadas, siguen siendo cuantitativamente relevantes.

Palabras clave: brechas de género, maternidad, empleo, tiempo parcial, mercado laboral.

Abstract

This paper examines how household circumstances and parenthood are associated with the labor market trajectories of women and men in Spain. Using microdata from the Spanish Labour Force Survey for the second quarter of 2025, it analyzes three key dimensions of employment: participation, intensity, and job stability. Gender gaps are limited among couples without children but widen markedly with motherhood. Having children is associated with lower employment probabilities and higher rates of part-time work among women, while men's labor market outcomes are largely unchanged. Although these inequalities have narrowed over the past two decades, they remain quantitatively significant.

Keywords: gender gaps, motherhood, employment, part-time work, labor market.

JEL classification: J13, J16, J21.

I. INTRODUCCIÓN

El avance de las mujeres en el mercado laboral constituye uno de los cambios económicos y sociales más significativos del último medio siglo, en el que la mayoría de los países desarrollados han experimentado al mismo tiempo un incremento en las tasas de participación laboral de las mujeres casadas, con una disminución de las tasas de fecundidad (Boeri y Ours, 2014). La evidencia económica sugiere que la caída de la natalidad podría estar parcialmente relacionada con este aumento de la participación femenina en el mercado laboral. Paralelamente, en España

se han producido importantes transformaciones en las decisiones familiares: un retraso en la edad para contraer matrimonio y en la primera maternidad, así como un creciente número de parejas que optan por no tener hijos (Legazpe, 2015).

Estos fenómenos sociodemográficos han ido acompañados de un creciente interés académico por las cuestiones de género en el ámbito económico, cuyo reconocimiento culminó con la concesión del Premio Nobel de Economía en 2023 a Claudia Goldin, por su trabajo pionero en la comprensión de la evolución de la participación laboral femenina a lo largo de la historia. Asimismo, la investigación en economía de género ha avanzado de forma notable

en el análisis de los efectos de la maternidad y la paternidad sobre el comportamiento laboral de ambos progenitores, lo que ha contribuido a una mejor comprensión de las barreras a las que se enfrentan las mujeres en el mercado de trabajo. Dicho progreso en el campo ha permitido identificar el papel de las madres como principales cuidadoras como uno de los mayores obstáculos para su participación sostenida en el empleo y, especialmente, para su acceso y permanencia en ocupaciones altamente remuneradas, pero que requieren una elevada dedicación de tiempo (Olivetti *et al.*, 2024).

La brecha de género en el empleo se amplía considerablemente cuando se considera la presencia de hijos en el hogar. Tras el nacimiento de un hijo, las familias suelen adoptar estrategias diferenciadas por género para conciliar las responsabilidades familiares y laborales. Si bien tanto la madre como el padre aumentan sus horas totales de trabajo (remuneradas y no remuneradas), la reasignación del tiempo difiere significativamente entre ambos progenitores (Rapoport *et al.*, 2011; Sofer y Rizavi, 2009). Los hombres tienden a incrementar el tiempo dedicado al trabajo remunerado y ven aumentadas sus perspectivas de empleo, mientras que las mujeres reducen su tiempo de trabajo remunerado o incluso abandonan el mercado laboral, lo que implica un aumento del trabajo no remunerado y una reducción de sus oportunidades laborales.

La maternidad se reconoce desde hace tiempo como una de las principales causas de desigualdad de género en el mercado laboral. Numerosos estudios han analizado el impacto de tener hijos en los ingresos de las mujeres. La penalización por hijos supone alrededor de un 20 por 100 de los ingresos de las mujeres en Dinamarca (Kleven *et al.*, 2019b) y esta es aún mayor en países como Suecia, Estados Unidos y Alemania, donde la penalización es del 32 por 100, 30 por 100 y 60 por 100, respectivamente (Angelov *et al.*, 2016; Kleven *et al.*, 2019a).

Esta penalización laboral de la maternidad se manifiesta con particular intensidad en España. De Quinto *et al.* (2021) estiman que la llegada del primer hijo reduce los ingresos laborales de las mujeres en un 11 por 100 durante el primer año tras el

nacimiento, mientras los ingresos de los hombres apenas se ven afectados por la paternidad. Sin embargo, a largo plazo, dicha penalización por hijo es similar en magnitud al impacto en los demás países europeos, lo que supone una reducción de hasta el 28 por 100 en los ingresos de las madres, atribuible a una reducción del empleo y un desplazamiento hacia ocupaciones más flexibles, incluyendo trabajos a tiempo parcial. Este impacto de la maternidad a largo plazo es menor que el observado en Reino Unido, Estados Unidos, Alemania y Austria. Los resultados obtenidos por De Quinto *et al.* (2021) utilizando la *Muestra continua de vidas laborales (MCVL)* son consistentes con los encontrados por Hupkau y Ruiz-Valenzuela (2022) usando los ingresos reportados en la *Encuesta de condiciones de Vida (ECV)*, lo que refuerza la solidez de estos hallazgos.

Partiendo de la amplia evidencia sobre la penalización laboral de la maternidad en empleo, calidad del puesto y horas trabajadas, resulta de especial interés analizar también si existe una previa penalización por vivir en pareja aunque no haya hijos. Este análisis cobra especial relevancia dado que las parejas que deciden no tener hijos exhiben una tendencia creciente en los países desarrollados. Este artículo tiene como objetivo principal describir y estimar la relación que existe entre tres estados de las trayectorias de convivencia (soltería, convivencia en pareja y convivencia en pareja con hijos) y tres dimensiones clave del mercado laboral, como son la participación laboral, intensidad (tiempo parcial) y estabilidad (temporalidad) de las mujeres y hombres en España, explorando la relación bidireccional entre la situación laboral y la situación familiar.

Específicamente, este artículo responde a las siguientes preguntas: ¿Existen diferencias laborales entre mujeres y hombres antes de la pareja? ¿Cómo se relaciona la participación laboral con la convivencia en pareja? ¿Qué papel juegan las responsabilidades familiares y qué relación tienen con la decisión de trabajar y cuánto hacerlo? ¿Cómo han evolucionado las brechas de género a lo largo del tiempo? Para responder a estas preguntas, se utilizan los datos del segundo trimestre de 2025 de la *Encuesta de población activa (EPA)* y se estima una serie de modelos probit con selección, lo cual

permite controlar por el sesgo de selección y obtener unos estimadores consistentes en las ecuaciones de resultados (probabilidad de empleo a tiempo parcial y probabilidad de tener un contrato temporal).

Este trabajo persigue tres objetivos. En primer lugar, se analiza cómo se relacionan la convivencia en pareja y la presencia de hijos con las diferencias en la situación laboral de mujeres y hombres. En segundo lugar, se estudia la influencia de las responsabilidades familiares tanto en la participación como en la intensidad y calidad de la relación laboral, cuantificando las diferencias de género asociadas. En tercer lugar, se comparan las brechas de género actuales con las observadas en los años 2007, 2015 y 2019. Para alcanzar estos objetivos, el análisis comienza presentando las brechas laborales entre mujeres y hombres de forma descriptiva, identificando en qué momento de la trayectoria vital dichas brechas se amplían o reducen. A continuación, se estiman las probabilidades de empleo y se analizan los determinantes de la participación y de la calidad del empleo según la situación vital de los individuos, calculando efectos marginales para cuantificar el papel del género. Finalmente, se examina la evolución temporal de estas brechas laborales en España.

El análisis llevado a cabo en este trabajo no busca establecer causalidad, sino exponer la situación actual en términos de desigualdad de género en el mercado laboral español y analizar qué factores están asociados con esas diferencias. De Quinto *et al.* (2021) identifican la diferencia en la intensidad del empleo (tanto en horas como en meses trabajados) como uno de los factores más relevantes para explicar la brecha salarial de género que se produce tras el nacimiento del primer hijo y su evolución a lo largo del tiempo. Dicha desventaja salarial se debe en parte a la acumulación relativamente más lenta de experiencia laboral al trabajar a tiempo parcial, lo que persiste incluso si estas mujeres vuelven posteriormente al trabajo a tiempo completo (Fernández-Kranz y Rodríguez-Planas, 2011). Por tanto, la contribución de este trabajo es documentar brechas y cuantificar diferencias para orientar el diseño de políticas que reduzcan la desigualdad en el acceso al empleo, las horas trabajadas y la temporalidad.

Al mitigar estas disparidades se podrá avanzar, a su vez, en la reducción de la brecha salarial derivada de ellas.

Este informe se organiza de la siguiente manera. En la sección segunda, se contextualiza brevemente la situación de la mujer en el mercado laboral en España, su relación con la natalidad y las diferencias de género en las tareas domésticas y cuidados. En la tercera sección se introducen y comentan los datos utilizados en este estudio, así como las submuestras utilizadas posteriormente en el análisis. En la sección cuarta, se describen en detalle las brechas de género en el mercado laboral dependiendo de las responsabilidades familiares. La sección quinta presenta la cuantificación de cómo dichas brechas laborales se relacionan con la convivencia en pareja, la maternidad y la paternidad. La sexta sección analiza la evolución de las brechas de género en el mercado laboral en distintos periodos de tiempo. La sección séptima concluye el estudio con una breve discusión.

II. CONTEXTO Y TENDENCIAS GENERALES DEL EMPLEO FEMENINO

La teoría económica sugiere que a lo largo de la historia ha existido una relación negativa entre ingresos y fertilidad (Doepke *et al.*, 2023) (1). El trabajo seminal de Moffitt (1984) establece una relación simultánea entre la evolución de los salarios, la participación en la fuerza laboral y la fertilidad. En su modelo, el efecto negativo de los hijos en la participación y los salarios de las madres refleja tanto el tiempo que implica criar a los hijos como la pérdida de experiencia real en el mercado laboral. Por otro lado, los efectos de los hijos pueden ser previos a la maternidad vía anticipación. Adda *et al.* (2017) establecen una relación entre los planes de fertilidad, el capital humano y las elecciones profesionales de las mujeres antes del parto. Sin embargo, sus resultados reflejan unos efectos de anticipación de la maternidad relativamente pequeños, lo que es consistente con los datos obtenidos a partir de encuestas en las que las mujeres subestimaban sistemáticamente los efectos de la fertilidad prevista en su participación en el mercado laboral (Kuziemko *et al.*, 2018).

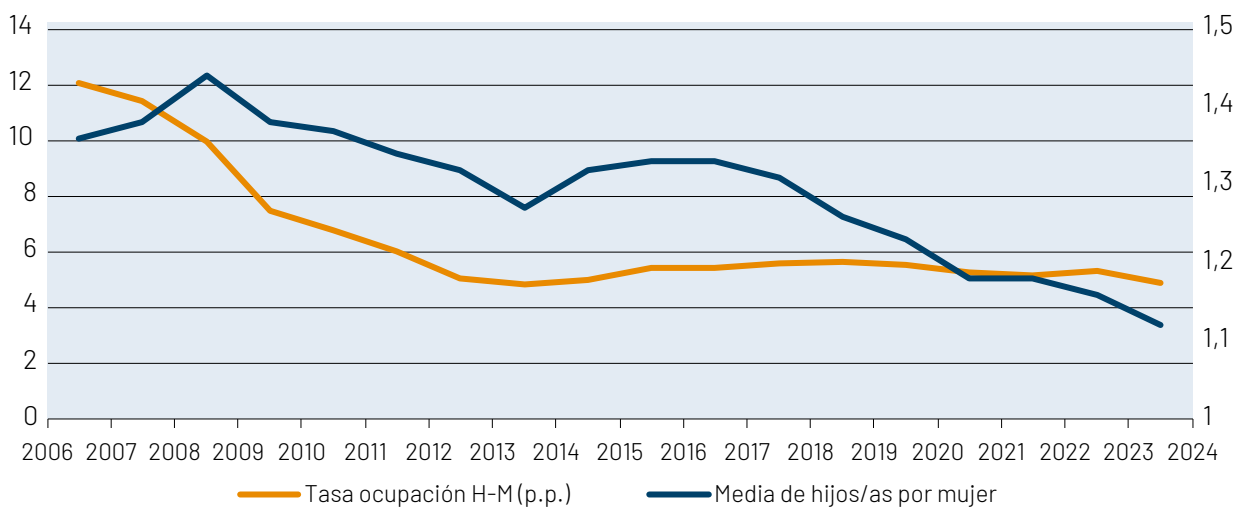
La evidencia empírica reciente respalda las predicciones de la teoría económica de la familia: cuando aumentan la educación y los salarios de las mujeres, sube la oferta de trabajo de las mujeres y cae la fecundidad. Esta relación revela que el coste de oportunidad de tener un hijo cuando se es joven no solo se debe a los salarios perdidos en esta etapa, sino también a una menor acumulación de capital humano debido a las oportunidades profesionales perdidas (Doepke *et al.*, 2023). Por tanto, si los rendimientos de la experiencia y la educación son elevados, las mujeres pueden preferir posponer la maternidad hasta edades más avanzadas e invertir en su carrera profesional.

Sin embargo, este vínculo entre participación y fecundidad ha ido cambiando a lo largo del tiempo entre países, con países que presentan unas altas tasas de participación femenina en el mercado laboral y que al mismo tiempo presentan unas altas tasas de fertilidad. Se cree que este cambio en la correlación está relacionado con permisos parentales más generosos, una mayor disponibilidad de servicios de cuidado infantil y mayores oportunidades

de horarios flexibles y empleo a tiempo parcial (Boeri y Ours, 2014).

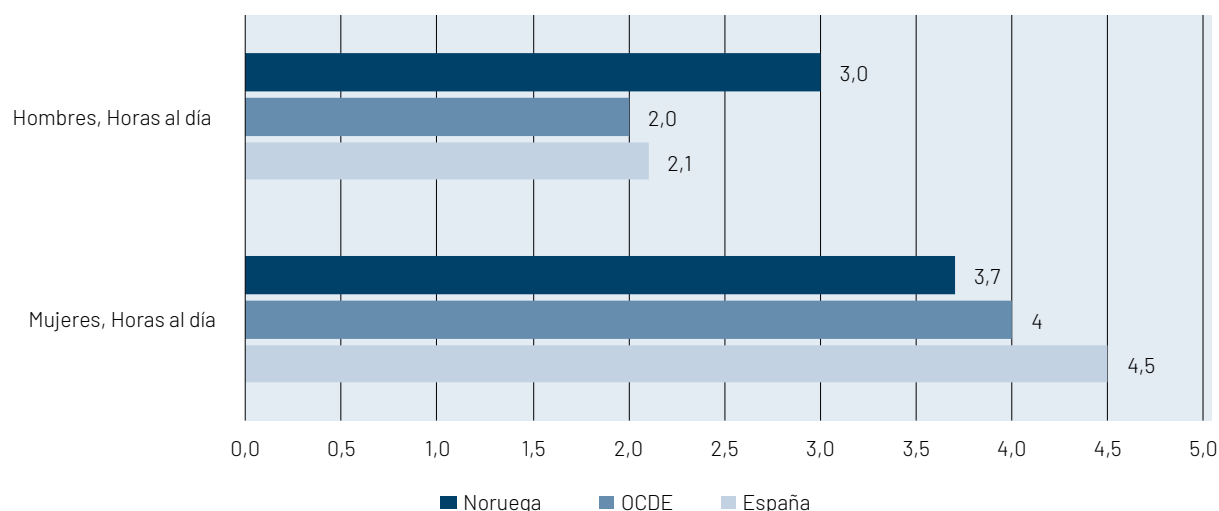
En España, el avance en la participación laboral femenina se ha acompañado de un retraso del calendario familiar, con una menor tasa de nupcialidad y más tardía, reflejando cómo las decisiones laborales condicionan la formación de hogares (Legazpe, 2015). Además, la participación de las mujeres en el mercado laboral ha aumentado drásticamente en el último medio siglo, partiendo de un nivel de empleo que apenas alcanzaba el 25 por 100 en el año 1977 (Guner *et al.*, 2014), mientras que la fertilidad ha ido paulatinamente disminuyendo, al igual que en la mayoría de los países desarrollados. Como se puede observar en el gráfico 1, estos mecanismos se aprecian en dos series que evolucionan en la misma dirección. Por un lado, la brecha de ocupación entre hombres y mujeres (H-M, en puntos porcentuales) se reduce de 12 a 5 puntos porcentuales (p. p.), con una caída destacable tras la Gran Recesión, impulsada por una reducción en el empleo de los hombres (debida a los sectores afectados) con la consiguiente

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN EN LAS DIFERENCIAS DE LAS TASAS DE OCUPACIÓN (H-M) Y MEDIA DE HIJOS POR MUJER



Nota: Se muestra la brecha en la tasa de ocupación entre hombres y mujeres (eje izquierdo) y el número medio de hijos por mujer (eje derecho).
Fuentes: Elaboración propia a partir de datos del INE (*Encuesta de población activa y Movimiento natural de la población*) para los años 2006 a 2023.

GRÁFICO 2
TIEMPO DIARIO DEDICADO AL CUIDADO NO REMUNERADO Y A LAS TAREAS DOMÉSTICAS



Nota: Se muestran en el gráfico los datos de Noruega, la media de la OCDE y España.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de las comparativas de uso del tiempo armonizadas (OCDE, Gender, Institutions and Development Database, GID-DB) para el año 2023.

entrada de las mujeres al mercado laboral, y una posterior estabilización.

Por otro lado, la fecundidad media por mujer desciende desde valores próximos a 1,3 a 1,1 en el mismo período, al mismo tiempo que la edad media de maternidad también se retrasa de 30,9 años en 2006 a 32,6 en 2023.

En conjunto, la evidencia indica que, en un contexto de mayor participación femenina, el retraso y la reducción de la fecundidad se mantienen como rasgos estructurales del ciclo vital en España, en línea con la literatura teórica y empírica. A medida que aumenta el coste de oportunidad del tiempo de las mujeres, se reordenan las decisiones de entrada y permanencia en el empleo y se posponen, e incluso se reducen, las trayectorias reproductivas.

Existe una relación directa entre la división desigual del trabajo no remunerado y la situación laboral. Samtleben y Müller (2022) muestran que reducir y redistribuir las cargas de cuidados y tareas domésticas en las parejas mejora la igualdad de género en la participación, el tipo de empleo y

las horas trabajadas. Campaña *et al.* (2023) documentan brechas persistentes en tiempo dedicado a trabajo no remunerado entre mujeres y hombres, con heterogeneidad por país, y señalan que la disponibilidad de servicios de atención infantil y las normas sociales explican gran parte de esas diferencias. En los países nórdicos, donde coexisten una gran oferta de centros de educación infantil y unos permisos de maternidad generosos, las altas tasas de fertilidad coinciden con altas tasas de empleo femenino.

Algunos países europeos tienen menos éxito que otros en la implantación de políticas destinadas a facilitar el acceso de las mujeres al mercado laboral. En los países del sur de Europa, donde estas prestaciones son menos generosas, las bajas tasas de fertilidad coinciden con bajas tasas de empleo femenino. En cierta medida, la correlación positiva está impulsada por Italia, Grecia, Polonia y España, que combinan una baja tasa de empleo de las mujeres en edad de trabajar con una baja tasa de fertilidad. No obstante, en las últimas décadas, esta evolución ha presentado una ligera correlación positiva entre la fertilidad y las tasas

de empleo femenino impulsada por la adopción de dichas políticas (Boeri y Ours, 2014).

La evidencia que analiza el uso del tiempo por parte de los padres y madres en países desarrollados revela que las madres dedican más tiempo al cuidado de los hijos que los padres y que esta diferencia de género persiste, incluso condicionada por la misma situación en el mercado laboral (Doepke *et al.*, 2023). El gráfico 2 muestra que el trabajo no remunerado (tareas domésticas y cuidados) recae de forma muy desigual por género: en España, las mujeres dedican 4,5 horas/día frente a 2,1 horas/día los hombres. En otras palabras, las mujeres destinan el doble de horas diarias que los hombres en tareas domésticas y de cuidado no remuneradas, lo que, en términos de una jornada completa, equivaldría a un 20 por 100 de trabajo remunerado.

Además, se puede observar en el gráfico 2 que la brecha en España (2,4 horas) se encuentra levemente por encima de la brecha media de la OCDE (2,0 horas) y a su vez a mucha distancia de la media de Noruega, donde la división del tiempo dedicado a estas tareas está repartida de manera más equilibrada entre mujeres y hombres (reduciendo la brecha hasta las 0,7 horas).

La desigualdad en el cuidado no remunerado se considera el "eslabón perdido" que explica brechas de empleo, parcialidad y brechas salariales (OECD, 2025). Esta sobrecarga de tiempo invertido por las mujeres limita su disponibilidad para el empleo y les empuja a ajustes en el margen intensivo, lo que motiva el análisis econométrico que compara las probabilidades de parcialidad por género y situación familiar de la sección quinta.

III. DATOS

Este artículo analiza cómo los diferentes tipos de convivencia y la maternidad y paternidad están asociados a diferencias en la situación laboral de hombres y mujeres, en términos de empleo, tiempo parcial y temporalidad. Para ello, se utilizan los microdatos de la *Encuesta de población activa (EPA)* del segundo trimestre de 2025 (2). La encuesta es realizada por el Instituto Nacional de Estadística

(INE) con una periodicidad trimestral y va dirigida a viviendas familiares. Su principal función es la de obtener datos de la fuerza laboral y de sus distintas categorías, tanto dentro (población ocupada y parada) como fuera del mercado laboral (población inactiva). En la EPA del segundo trimestre de 2025 se encuestaron 50.648 hogares con un total de 120.670 individuos, de los cuales un 14 por 100 son menores de 16 años, un 51,8 por 100 son mujeres y un 72,4 por 100 se encuentran empleados en la semana de referencia (teniendo en cuenta a aquellos en edad de trabajar, 16-64 años).

Dados los objetivos de este informe, la EPA constituye la base de datos más apropiada, ya que ofrece información detallada tanto sobre las características laborales individuales como sobre la composición y relaciones dentro del hogar. En concreto, la EPA permite observar, para cada persona, características demográficas, como la provincia de residencia, la edad, el estado civil, la relación con los demás miembros del hogar, el sexo, el nivel educativo y otra información relativa al hogar, así como características de fertilidad como el número de hijos y sus características demográficas. Incluye también características laborales como la situación de actividad, tipo de contrato, jornada laboral, ocupación, sector, horas trabajadas y nivel educativo, entre otras variables clave para el análisis del empleo.

Es de especial importancia que la estructura del cuestionario permita la identificación de los vínculos familiares dentro del hogar, lo que posibilita asignar a cada individuo los hijos con los que convive y sus edades y, por tanto, distinguir entre personas solteras, parejas sin hijos y parejas con hijos según su edad. Esta riqueza de información hace posible analizar de manera conjunta los resultados laborales y familiares, así como estudiar en qué medida la presencia de hijos se asocia a diferencias en la participación y las condiciones de empleo entre mujeres y hombres.

Con el fin de analizar cómo difiere la relación entre la convivencia en pareja y la tenencia de hijos con la situación laboral entre hombres y mujeres, el análisis se centra en personas en edad laboral (de 16 años a 64 años), utilizando como unidad de

análisis al individuo. La muestra se divide en tres grandes grupos: por un lado, personas solteras (conviviendo con otros o solas) y, por otro, parejas con y sin hijos. Esta clasificación permitirá estimar las diferencias en la participación, intensidad laboral y calidad del empleo a lo largo de las distintas etapas de la trayectoria de convivencia, identificando en qué momento se forman y cuándo se amplían las brechas de género.

1. Submuestras

La primera submuestra incluye a personas solteras que residen con sus padres, con otras personas o en hogares unipersonales. Al imponer la condición de no tener hijos en el hogar, la muestra elimina a las familias monoparentales. Para este grupo se establece un criterio de edad diferenciado por género: hombres de 16 a 44 años y mujeres de 16 a 39 años, este último por motivos de fertilidad (3). Además, se elimina a todas aquellas personas inactivas que no se encuentran empleadas argumentando razones formativas. Esta categoría proporciona la referencia de soltería para comparar con las situaciones de convivencia en pareja y se compone de población joven, lo que debe tenerse en cuenta al interpretar resultados descriptivos relacionados con la jornada laboral y con el tipo de contrato, ya que estas características estarán estrechamente vinculadas con la edad.

La segunda submuestra comprende personas que conviven con su pareja sin hijos, definida por hogares compuestos por dos personas sin otros convivientes, y se mantiene el criterio de límite de edad diferenciado por género. Las parejas que conviven se identifican mediante el enlace mutuo de "cónyuge/pareja" declarado por ambos miembros. Dados los objetivos de este trabajo, la definición de "parejas" se refiere exclusivamente a parejas heterosexuales que conviven en el mismo hogar (4).

Finalmente, la tercera submuestra incluye personas que conviven con su pareja y tienen hijos conviviendo en el hogar. En este caso, los progenitores tienen entre 16 y 64 años y se clasifican según la edad del hijo menor en tres grupos: de 0 a

4 años para la primera infancia, de 5 a 15 años para la edad escolar obligatoria y de 16 a 29 años para la adolescencia y juventud. La presencia de hijos se establece a partir de los vínculos declarados por la persona de referencia dentro del hogar. Cuando existen varios hijos, se asigna a los progenitores la edad del hijo menor. Dado que partimos de la hipótesis de que la tenencia de hijos puede asociarse a un menor nivel de empleo y/o a condiciones laborales menos estables, como una mayor incidencia del empleo a tiempo parcial o temporal, y un menor número de horas trabajadas, asumimos que los hijos requieren tiempo y que dedicar más tiempo a su cuidado implica menos tiempo disponible para el trabajo remunerado. Por este motivo, se considera que los hijos mayores de 30 años ya no demandan atención parental directa y, por tanto, se excluyen de este análisis.

IV. BRECHAS DE GÉNERO EN EL MERCADO LABORAL

En esta sección documentamos las brechas de género en tres dimensiones del mercado laboral: i) la distribución por situación laboral (ocupación, desempleo e inactividad); ii) la intensidad del empleo medida por la parcialidad; y iii) la calidad del empleo medida a través de la temporalidad.

1. Brechas de género en la participación laboral

Como se observa en el gráfico 3, la situación de convivencia y la estructura del hogar se asocian con cambios claros en la participación laboral. Antes de independizarse (hombres viviendo con sus padres), el nivel de empleo es relativamente bajo (72 por 100) y los niveles de desempleo e inactividad alcanzan su máximo a lo largo de todas las etapas de convivencia (15 por 100 y 12 por 100, respectivamente).

Entre quienes comparten piso, la tasa de empleo es 4 p.p. superior a la de quienes aún no se han independizado de sus padres, acompañada de descensos tanto del desempleo como de la inactividad. Al vivir solos, el empleo aumenta en 11 p.p. adicionales. El máximo se observa cuando

los hombres conviven con su pareja sin hijos: la tasa de empleo alcanza el 92 por 100, con mínimos de desempleo (5 por 100) e inactividad (3 por 100). Vivir solos supone un aumento de 5 p.p., lo que sugiere una relación positiva entre convivencia en pareja y empleo de los hombres.

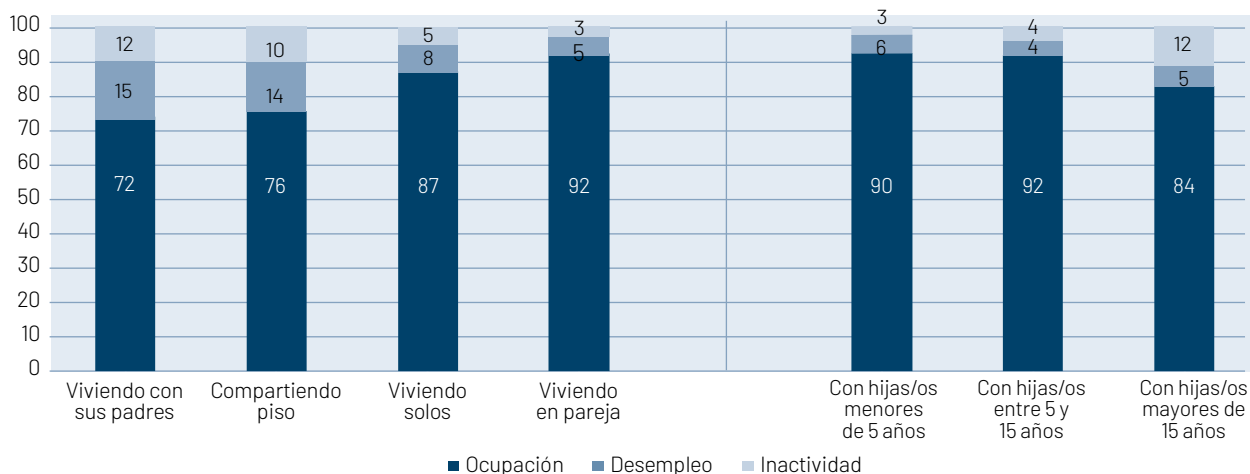
Por otro lado, la llegada de hijos no altera la elevada presencia en el empleo de los hombres que viven en pareja: con hijos menores de 5 años, el empleo se mantiene en torno al 90 por 100, y entre 5 y 15 años en torno al 92 por 100, con unos niveles de desempleo e inactividad residuales. Solo cuando los hijos superan los 15 años aparece un ligero repunte de la inactividad y desciende el tiempo completo (82 por 100), aunque sigue siendo la categoría dominante. Ser padres parece no variar este rasgo central, salvo un pequeño aumento de la inactividad cuando los hijos son mayores, lo que podría atribuirse a la composición del hogar, donde la edad media de los padres cuyos hijos tienen entre 15 y 29 años es más alta.

Sin embargo, esta disparidad se intensifica aún más al analizar la presencia de hijos en el hogar, donde la conciliación entre la vida laboral y familiar

impacta desproporcionadamente la trayectoria profesional femenina. Como puede verse en el gráfico 4, la distribución de la situación laboral a lo largo de los tipos de convivencia contrasta con la descrita para los hombres en el gráfico 3. Cuando las mujeres no tienen hijos, presentan menor nivel de empleo que los hombres, tanto antes como después de tener hijos. Cuando se observa a aquellas mujeres que viven solas, estas presentan el mismo nivel de empleo que los hombres que viven solos. No obstante, las que viven en pareja ya se quedan atrás con respecto a los hombres en la misma situación, creando una brecha de 4 p.p. Por otro lado, las mujeres presentan niveles más altos de inactividad y desempleo, aunque las diferencias con respecto a los hombres no son de gran magnitud.

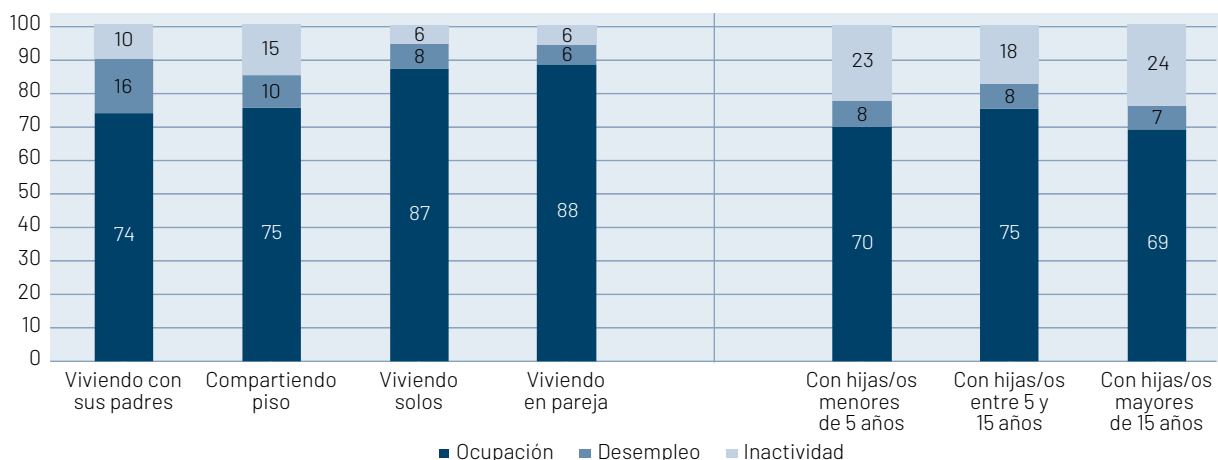
La situación se agrava con la maternidad. Entre las parejas con hijos, el nivel de empleo de las mujeres cae a 70 por 100 (una reducción de 18 p.p. con respecto a las que viven en pareja sin hijos, mientras que los hombres experimentan una reducción de 2 p.p.), mientras que en hombres se mantiene cercano al 90 por 100. Al mismo tiempo, la inactividad sube hasta 23-24 por 100 (en hombres, apenas

GRÁFICO 3
PARTICIPACIÓN LABORAL SEGÚN LA ESTRUCTURA DEL HOGAR - HOMBRES
En porcentaje



Fuente: Elaboración propia a partir de la EPA (2T 2025).

GRÁFICO 4
PARTICIPACIÓN LABORAL SEGÚN LA ESTRUCTURA DEL HOGAR – MUJERES
En porcentaje



Fuente: Elaboración propia a partir de la EPA (2T 2025).

3–6 por 100). Es decir, con hijos pequeños o en edad escolar, las mujeres sustituyen empleo por inactividad, mientras que los hombres apenas modifican su patrón laboral. Las transiciones de convivencia elevan el empleo tanto en mujeres como en hombres, pero la presencia de hijos reconfigura la participación laboral de las mujeres, con un aumento de la inactividad que apenas altera la de los hombres. Cuando comparamos madres con padres, las brechas de empleo experimentan un incremento considerable que se reduce cuanto mayores son los hijos (de 20 p.p. a 15 p.p.).

Si bien se trata de un análisis descriptivo, más adelante se profundiza una vez se tienen en cuenta otra serie de características. Pero antes se presentan también a nivel descriptivo las brechas en calidad del empleo.

2. Brechas de género en la intensidad laboral y estabilidad

Brechas de género en la intensidad laboral

Los roles de género pueden determinar patrones de empleo en términos de horas trabajadas (Ayllón y Carralero, 2025). En contextos tradicio-

nales, las mujeres tienden a ajustar su jornada para compatibilizar cuidados y tareas domésticas, mientras que los hombres suelen recurrir al tiempo parcial por motivos de estudio, formación o condiciones adversas del mercado laboral (Beham *et al.*, 2019). Estos han sido históricamente considerados el sustento de la familia, manteniendo una participación laboral estable a lo largo de la historia. Además, se ven menos influenciados por los cambios en las normas sociales y las de género, que tienen poco efecto en su empleo o en sus horas de trabajo (Lietzmann y Frodermann, 2023).

Como puede verse en el gráfico 5, la intensidad laboral difiere claramente por género a lo largo de las distintas situaciones de convivencia. Entre los hombres, el tiempo completo es mayoritario desde etapas tempranas (81 por 100 viviendo con los padres) y aumenta entre aquellos que se han independizado de sus padres y entre los que viven en pareja (94–95 por 100). Con la paternidad se intensifica aún más (según la edad de los hijos, entre un 96 por 100 y un 98 por 100), mientras que el tiempo parcial cae a niveles residuales (2–4 por 100). En el caso de las mujeres, son las que viven solas y en pareja las que presentan un mayor nivel de empleo a jornada completa (un 85 por 100 y 87 por 100, respectivamente), lo que se traduce

en una reducción de las brechas de género entre hombres y mujeres hasta los 7 p.p. Entre aquellas que son madres de menores de 5 años, el empleo a jornada completa cae hasta el 75 por 100, recuperándose parcialmente para aquellas con hijos que son mayores de 15 años (82 por 100), sin alcanzar, en ningún caso, los elevados niveles de jornada completa de los hombres con hijos.

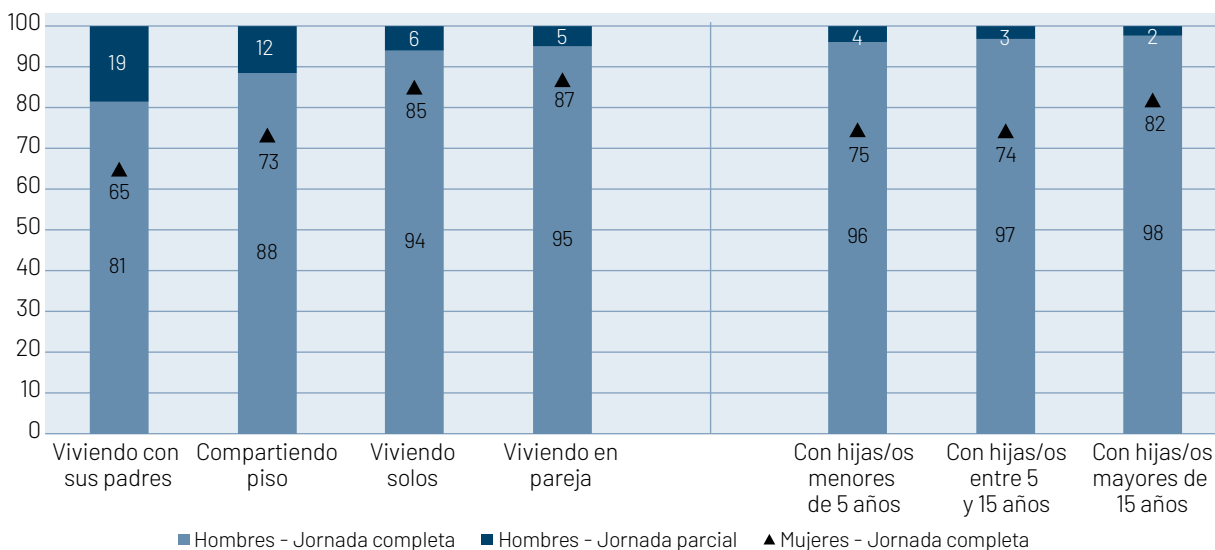
Conviene destacar que aunque las mujeres experimenten una recuperación en las horas trabajadas a través de la jornada completa cuando sus hijos son mayores, estas solo llegan a alcanzar el nivel de jornada completa equivalente al que presentan los hombres cuando aún no se han independizado del hogar de sus padres (82 por 100). En concreto, la paternidad refuerza la jornada completa de los hombres, mientras que la maternidad desplaza a parte de las mujeres fuera de la jornada completa (hacia parcialidad o la inactividad). Las diferencias en la organización del tiempo de cuidados, asignadas de forma desigual por normas y expectativas de género, se traducen directamente en divergencias de intensidad laboral por sexo (Ayllón y Carralero, 2025).

En España, una parte significativa del empleo a tiempo parcial femenino es involuntario, a diferencia de otros países europeos donde constituye una elección, lo que denota una carencia de oportunidades laborales flexibles con condiciones favorables. En concreto, un 43 por 100 de las mujeres que se encuentran empleadas a tiempo parcial en nuestra muestra completa declaran como primer motivo por el que trabajan en esta jornada “no haber podido encontrar un trabajo de jornada completa”, lo que revela el carácter involuntario del empleo a tiempo parcial. Por el contrario, el motivo “responsabilidades de cuidado de hijos u otros familiares” alcanza solo un 18 por 100. Por otro lado, las preferencias reveladas de las mujeres no se encuentran relacionadas con una mayor aversión a las jornadas laborales más largas que los hombres (Gorjón *et al.*, 2025), por lo que el carácter involuntario del empleo a tiempo parcial parece comprobarse como un motivo más relevante en su incidencia que el cuidado de los hijos.

La segregación ocupacional es considerada un factor relevante que contribuye al aumento de la brecha de género en el empleo. Aunque esta segregación

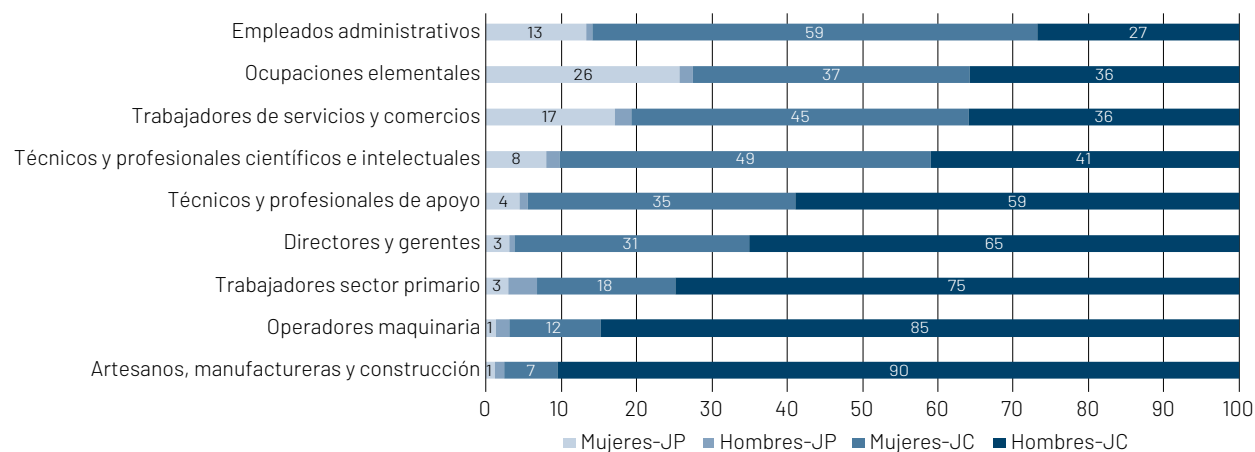
GRÁFICO 5
PARCIALIDAD SEGÚN TIPO DE CONVIVENCIA Y GÉNERO

En porcentaje



Fuente: Elaboración propia a partir de la EPA (2T 2025).

GRÁFICO 6
SEGREGACIÓN OCUPACIONAL POR GÉNERO - PAREJAS CON HIJOS



Nota: Para la clasificación de ocupaciones se utilizan los códigos CNO 2011 a un dígito de desagregación.

Fuente: Elaboración propia a partir de la EPA (2T 2025).

se ha reducido a lo largo de la historia, el descenso se ha ralentizado en las últimas décadas (Blau *et al.*, 2024). Este estancamiento coexiste con repuntes recientes en varios países, compatibles con un efecto de composición: muchas de las mujeres que se incorporan hoy al mercado laboral entran en sectores y ocupaciones ya feminizados o dejan de acceder a ámbitos tradicionalmente masculinizados, lo que aumenta de nuevo la incidencia de la segregación (Eurostat, 2009).

Si la parcialidad difiere dependiendo de los empleos que desempeñen mujeres y hombres, la desagregación por ocupaciones permite distinguir las diferencias en composición dentro de cada ocupación. En el gráfico 6 se puede observar una clara segregación ocupacional por género cuando los individuos tienen hijos. En primer lugar, las mujeres con hijos se encuentran concentradas principalmente en tres ocupaciones: empleos administrativos y de oficina, empleos como profesionales científicos e intelectuales y empleos de atención al público en comercios y servicios. Presentan una mayor incidencia de parcialidad en comparación con los hombres con hijos. En España, esta segregación se considera el factor principal que explica la brecha de género en el empleo a tiempo parcial y

se estima que la brecha se reduce a la mitad cuando se compara a hombres y mujeres dentro de la misma ocupación y sector (Gorjón *et al.*, 2025).

Asimismo, el gráfico 6 muestra que la distribución ocupacional difiere de forma marcada entre mujeres y hombres y que, dentro de cada ocupación, también varía la intensidad (parcial vs. completa). En las ocupaciones con mayor presencia femenina se observa una proporción elevada de empleo a jornada completa, si bien coexiste con una alta incidencia de parcialidad. Los hombres, sin embargo, aunque se encuentren empleados en una ocupación feminizada, su participación en la misma es mediante la jornada completa. Por el contrario, en ocupaciones masculinizadas, como artesanos, manufacturas y construcción, operadores de maquinaria y sector primario, casi la totalidad del empleo masculino es a jornada completa, mientras que la presencia femenina es reducida y localizada en jornada parcial.

En las ocupaciones más cualificadas (técnicos y profesionales científicos e intelectuales, y técnicos de apoyo) predomina la jornada completa tanto en hombres como en mujeres, aunque sigue apreciándose mayor jornada parcial femenina que

masculina. Se pueden extraer varias lecciones. La segregación horizontal por ocupaciones sigue siendo alta: mujeres y hombres se reparten de forma desigual. Segundo, condicional a estar en la misma ocupación, persiste una brecha en la parcialidad.

Cabe destacar que la reasignación de talento entre ocupaciones más abiertas a las mujeres se asocia con mejoras de eficiencia agregada, lo que subraya el coste económico de mantener barreras ocupacionales de género (Hsieh *et al.*, 2019).

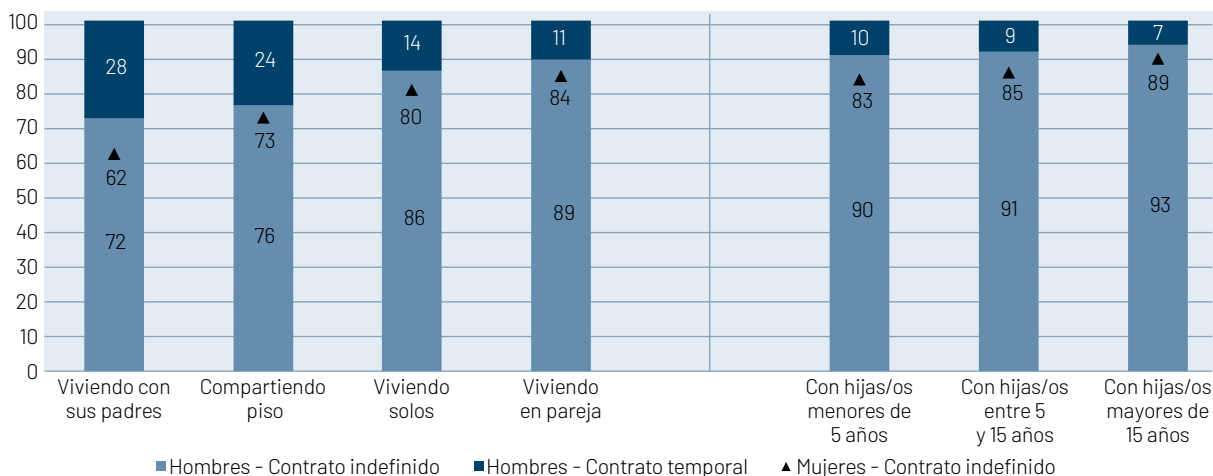
Brechas de género en la estabilidad laboral

El análisis de la temporalidad según la situación familiar y la presencia de hijos revela patrones importantes sobre la calidad del empleo femenino. La desigualdad de género en el mercado laboral español se agrava entre las personas con hijos, donde las mujeres presentan mayores probabilidades de desempleo, trabajo a tiempo parcial o contratos temporales (Hupkau y Ruiz-Valenzuela, 2022). Como muestra el gráfico 7, la temporalidad es elevada en las primeras etapas de transición a la vida adulta y desciende con la independización y la formación de parejas: entre los hombres, la proporción con

contrato indefinido pasa de 72 por 100 (viviendo con sus padres) a 86–89 por 100 cuando viven solos o en pareja, y alcanza 90–93 por 100 con hijos; entre las mujeres, el indefinido sube de 62 por 100 a 80–84 por 100 tras la independización y se sitúa en 83–89 por 100 con hijos.

En términos generales, las mujeres ocupadas presentan tasas de temporalidad relativamente moderadas en comparación con los hombres. Las cifras de contratación indefinida oscilan entre el 62 por 100 (viviendo con sus padres) y el 89 por 100 (viviendo en pareja), lo que sugiere que, una vez las mujeres acceden al empleo, logran en su mayoría estabilidad laboral. Esta brecha es particularmente significativa entre quienes viven con sus padres (62 por 100 frente a 72 por 100 en hombres) y compartiendo piso (73 por 100 frente a 76 por 100), situaciones típicas de personas jóvenes en fase de inserción laboral que se caracteriza por contratos temporales, empleos a tiempo parcial y salarios bajos. La presencia de hijos parece relacionarse con mayor estabilidad contractual para ambos sexos y, aunque las diferencias entre mujeres y hombres son modestas, la brecha persiste. Entre quienes tienen hijos menores de 5 años, el 83 por 100 de las mujeres tienen contrato indefinido frente al

GRÁFICO 7
TEMPORALIDAD SEGÚN TIPO DE CONVIVENCIA Y GÉNERO
En porcentaje



Fuente: Elaboración propia a partir de la EPA (2T 2025).

90 por 100 de los hombres. Esta diferencia de 7 p.p. se reduce a 4-6 puntos en hogares con hijos mayores, sugiriendo que la maternidad inicial puede generar penalizaciones laborales temporales que se atenúan con el tiempo, aunque sin llegar a eliminarse completamente.

Es decir, una vez dentro del empleo, la mayoría de hombres y mujeres trabajan con contrato indefinido y la temporalidad se mantiene en niveles moderados, aunque las mujeres presentan más temporalidad que los hombres, sea cual sea su situación de convivencia. Este fue, precisamente, uno de los objetivos de la reforma laboral (Real Decreto-Ley 32/2021, de 28 de diciembre); reducir la temporalidad injustificada, situando el contrato indefinido como regla general y restringiendo la contratación temporal a causas tasadas para corregir una temporalidad excesiva y recurrente.

Estos patrones encajan con la evidencia empírica. Primero, la incidencia de contratos temporales cae con la edad (vinculada en el caso de las personas jóvenes al deseo de continuar formándose) y a medida que se consolidan las trayectorias laborales (Quinto y González, 2025). Segundo, varias contribuciones en España señalan que, aun controlando por características observables, las mujeres tienen mayor probabilidad de empleo temporal que los hombres, una diferencia que se acentúa entre quienes tienen hijos (Guner *et al.*, 2014), y tercero, en el marco europeo, los datos de Eurostat confirman que las brechas de género en el empleo temporal son especialmente altas entre personas con hijos.

V. CUANTIFICANDO EL COSTE DE ESTAR EN PAREJA Y LA MATERNIDAD EN EL EMPLEO

Una vez presentada la situación de las mujeres y hombres en el mercado laboral a nivel descriptivo y tras explorar las diferencias de género por tipo de convivencia, se cuantifican en esta sección dichas relaciones. El enfoque utilizado se basa en datos de corte transversal que permiten identificar las diferencias en los patrones de empleo entre mujeres y hombres. Para aislar la relación entre la situación

laboral, la intensidad del empleo y su calidad de las responsabilidades familiares, se estiman modelos que controlan, no solo por características individuales y laborales, sino por el sesgo de selección.

Para cuantificar las brechas de género en la probabilidad de estar empleado a tiempo parcial y estar empleado bajo un contrato temporal, se emplea un modelo probit con selección. Este enfoque permite abordar la selección muestral derivada de que la decisión de trabajar a tiempo parcial o con contrato temporal solo es observable entre quienes están empleados, evitando sesgos en las estimaciones. Literatura reciente en la estimación de brechas laborales revela el impacto del sesgo de selección en la brecha salarial de género, destacando la importancia de su infraestimación por un uso inadecuado de modelos sin corrección del sesgo de selección (Blau *et al.*, 2024). En el caso de la brecha salarial, el sesgo de selección surge cuando factores no medidos que afectan al empleo también afectan a los salarios dados en el empleo. Por tanto, se considera igual de necesario para la estimación de brechas de género en el empleo controlar por el mismo para que dichas diferencias estimadas entre mujeres y hombres sean representativas a nivel poblacional.

La estrategia empírica basada en un modelo probit con selección permite modelizar de forma conjunta la probabilidad de estar empleado (ecuación de selección) y, condicionada a esta, la probabilidad de tener un empleo a tiempo parcial o con contrato temporal (ecuación de resultado). Este enfoque resulta adecuado para corregir el posible sesgo de selección derivado de que las características observadas del empleo solo se observan para las personas ocupadas.

En primer lugar, se estima la ecuación de selección para analizar la relación entre el género y la situación familiar sobre la probabilidad de estar empleado, se estiman dos especificaciones diferenciadas según las submuestras consideradas. Por un lado, se compara a las personas solteras con aquellas que viven en pareja sin hijos (submuestras 1 y 2), con el objetivo de identificar la relación entre vivir en pareja y la probabilidad de estar empleado. Por otro lado, se restringe la muestra a personas en

pareja y se compara a aquellas sin hijos con aquellas con hijos (submuestras 2 y 3), con el objetivo de identificar cómo se relaciona la maternidad y la paternidad con las probabilidades de empleo.

La ecuación de selección adopta la siguiente forma:

$$\text{Empleado}_i^* = \beta_0 + \beta_1 \text{mujer}_i + \beta_2 \text{situación_familiar}_i + \beta_3 (\text{mujer}_i \times \text{situación_familiar}_i) + \beta_4 \text{Edad30_44}_i + \beta_5 \text{Edad45_60}_i + \beta_6 \text{Inmigrante}_i + \beta_7 \text{Educación_Secundaria}_i + \beta_8 \text{Educación_Terciaria}_i + \beta_9 \text{Tasa_Desempleo_Prov}_{i,t-1} + u_i \quad [1]$$

donde la variable $\text{situación_familiar}_i$ indica, según la especificación, si el individuo vive en pareja (frente a soltero) o si tiene hijos (frente a no tenerlos), y u_i es el término de error.

La variable latente Empleado_i^* se observa a través de la variable dicotómica:

$$\text{Empleado}_i = \begin{cases} 1 & \text{si } \text{Empleado}_i^* > 0 \\ 0 & \text{encaso contrario} \end{cases}$$

La tasa de desempleo provincial, correspondiente al segundo trimestre del año anterior, se introduce en la ecuación de selección con un doble objetivo. Por un lado, permite controlar por las condiciones macroeconómicas locales que afectan directamente a la probabilidad de empleo. Por otro lado, actúa como restricción de exclusión, dado que se asume que influye en la probabilidad de estar empleado, pero no afecta de forma directa a la elección de la jornada o del tipo de contrato una vez controladas la ocupación, el sector y el territorio, garantizando así la correcta identificación del modelo.

En la especificación restringida a personas en pareja, se incluye además la situación laboral de la pareja como variable adicional en la ecuación de selección. Esta variable afecta a la probabilidad de empleo del individuo, pero no debería influir

directamente en la probabilidad de trabajar a tiempo parcial o de tener un contrato temporal una vez que el individuo está empleado.

La ecuación de resultado, observada únicamente para aquellos individuos con Empleado_i^* , modeliza la probabilidad de tener un empleo a tiempo parcial (o, alternativamente, un contrato temporal) y se especifica como:

$$\text{Parcial/temporal}_i^* = \gamma_0 + \gamma_1 \text{mujer}_i + \gamma_2 \text{situación_familiar}_i + \gamma_3 (\text{mujer}_i \times \text{situación_familiar}_i) + \mathbf{x}_i \delta + e_i \quad [2]$$

donde \mathbf{x}_i es un vector de variables de control que incluye *tramos de edad, experiencia laboral, nivel educativo, ocupación, sector económico y efectos fijos de provincia*, donde e_i es el término de error.

Dado que los coeficientes del modelo se estiman en escala latente, los resultados se presentan en términos de efectos marginales y de combinaciones lineales de estos. En particular, se analizan: (i) las diferencias dentro de cada género asociadas a la situación familiar (vivir o no en pareja, tener o no hijos); (ii) las brechas de género para una misma situación familiar y (iii) la doble diferencia, que captura el incremento de la brecha de género asociado a la situación familiar.

A modo de ejemplo, se consideran las siguientes comparaciones:

$$\text{Pr}(\text{Parcial} = 1 \mid \text{mujer, con hijos}) - \text{Pr}(\text{Parcial} = 1 \mid \text{mujer, sin hijos})$$

$$\text{Pr}(\text{Parcial} = 1 \mid \text{mujer, con hijos}) - \text{Pr}(\text{Parcial} = 1 \mid \text{hombre, con hijos}),$$

y la doble diferencia se define como:

$$[\text{Pr}(\text{Parcial} = 1 \mid \text{mujer, con hijos}) - \text{Pr}(\text{Parcial} = 1 \mid \text{mujer, sin hijos})]$$

$$- [\text{Pr}(\text{Parcial} = 1 \mid \text{hombre, con hijos}) - \text{Pr}(\text{Parcial} = 1 \mid \text{hombre, sin hijos})],$$

interpretándose como el aumento diferencial de la probabilidad de empleo a tiempo parcial asociado a la maternidad en comparación con la paternidad.

1. Coste de la pareja y la tenencia de hijos en la participación laboral

En esta subsección se analiza, en primer lugar, cómo se relaciona el estar soltero (ya sea viviendo con padres, compartiendo piso o viviendo solo) y estar en pareja en la probabilidad de empleo y, a continuación, la relación entre la maternidad y paternidad en la probabilidad de estar empleado. Como se muestra en los gráficos 3 y 4, los individuos presentan un mayor nivel de empleo a medida que el nivel de independización es mayor, alcanzando su máximo, tanto en mujeres como en hombres, cuando estos conviven con sus parejas. Por tanto, cabe esperar que las brechas de género en el acceso al empleo relacionadas con la cohabitación en pareja no sean de gran magnitud.

Entre las personas sin pareja, la probabilidad predicha de empleo es 85 por 100 para los hombres y 83 por 100 para las mujeres, con una brecha Mujer-Hombre de 3 p.p. menos para ellas, es decir, entre las personas sin pareja las mujeres tienen 3 p.p. menos de probabilidades de estar empleadas que sus homólogos con los que comparten las mis-

mas características. Entre quienes viven en pareja, las probabilidades ascienden a 91 por 100 y 86 por 100, respectivamente, y la brecha en la probabilidad de empleo de las mujeres sobre los hombres aumenta hasta los 5 p.p. Es decir, la cohabitación en pareja eleva el empleo en ambos sexos, pero lo hace algo más en los hombres. En concreto, el efecto marginal de estar soltero a estar en pareja es 0,06 para ellos y 0,03 para ellas, lo que deja una diferencia de -0,02 (2 p.p. más de "premio" asociado a la pareja para los hombres). En conjunto, las diferencias por género son reducidas en magnitud, pero estadísticamente significativas y el máximo de empleo se alcanza, para ambos, al convivir en pareja. En otras palabras, si observamos a una mujer y a un hombre que viven con sus parejas, la mujer tiene 5 p.p. menos de probabilidades de estar empleada que el hombre, cuando ambos comparten características como la edad, la nacionalidad, la educación y la provincia de residencia

La evidencia sugiere que las mujeres no parecen anticipar con precisión este "efecto maternidad" o penalización sobre el empleo (Kuziemko *et al.*, 2018). En la actualidad, sobreestiman considerablemente la probabilidad de que vayan a formar parte de la población activa durante los años en que crían a sus hijos, lo que puede resultar en una toma errónea de decisiones relacionadas con la educación y otras inversiones en capital humano.

CUADRO N.º 1
PROBABILIDAD DE EMPLEO -
PAREJAS SIN HIJOS VS. SOLTEROS

VARIABLE	HOMBRES	MUJERES	BRECHA DE GÉNERO
Solteros	0,85***	0,83***	-0,03***
En pareja	0,91***	0,86***	-0,05***
$[P_{M,1} - P_{M,0}] - [P_{H,1} - P_{H,0}]$			-0,02***

Notas: El cuadro reporta las medias ponderadas de probabilidades predichas de estar empleado estimando la ecuación [1]. Se aplican factores de elevación poblacionales. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

CUADRO N.º 2
PROBABILIDAD DE EMPLEO -
PAREJAS CON HIJOS VS. SIN HIJOS

VARIABLE	HOMBRES	MUJERES	BRECHA DE GÉNERO
En pareja sin hijos	0,90***	0,84***	-0,06***
En pareja con hijos	0,90***	0,72***	-0,18***
$[P_{M,1} - P_{M,0}] - [P_{H,1} - P_{H,0}]$			-0,12***

Notas: El cuadro reporta las medias ponderadas de probabilidades predichas de estar empleado estimando la ecuación [1]. Se aplican factores de elevación poblacionales. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

CUADRO N.º 3

PROBABILIDAD ESTIMADA DE EMPLEO A TIEMPO PARCIAL - EL PAPEL DE LA PAREJA

VARIABLE	HOMBRES		MUJERES		M-H	
Situación vital	%	(95% CI)	%	(95% CI)	p.p.	(p-value)
Solteros	8,17	[8,11, 8,22]	14,18	[14,10, 14,27]	6,01	0,00
En pareja	6,42	[6,36, 6,50]	12,47	[12,40, 12,55]	6,05	0,00
Diferencias respecto a solteros/as						
Hombres: $[P_{H,1} - P_{H,0}]$	-1,75	[-1,82, -1,67]				
Mujeres: $[P_{M,1} - P_{M,0}]$			-1,71	[-1,82, -1,60]		
$[P_{M,1} - P_{M,0}] - [P_{H,1} - P_{H,0}]$					0,04	(0,59)

Notas: El cuadro muestra las medias ponderadas de probabilidades predichas de empleo a tiempo parcial por situación vital (solteros/parejas) y género, condicionadas al empleo estimado mediante la ecuación [2]. Se aplican factores de elevación poblacional. Otros controles: tramos de edad, experiencia laboral, nivel educativo, ocupación, sector económico y efectos fijos de provincia. $[P_{M,1} - P_{M,0}] - [P_{H,1} - P_{H,0}]$ se define como la diferencia en la probabilidad asociada a estar en pareja (1) frente a estar soltero (0) entre mujeres (M) y hombres (H).

Como se puede observar en el cuadro n.º 2, entre las personas que viven en pareja el empleo es alto tanto en mujeres como en hombres. Sin embargo, la brecha de género se amplía con la presencia de hijos. Por un lado, la probabilidad media prevista de estar empleado es 90 por 100 para los hombres y 84 por 100 para las mujeres (5) lo que resulta en una brecha de género igual a -0,05, es decir, las mujeres tienen de media una probabilidad 5 p.p. menor de estar empleadas que los hombres en parejas sin hijos. Por otro lado, cuando comparamos la relación de la maternidad y la paternidad en las probabilidades de empleo, los resultados reflejan lo que ya se podía anticipar en la sección anterior: tener hijos no altera el empleo masculino, pero sí reduce de forma marcada el femenino, concretamente la probabilidad masculina permanece en 90 por 100, mientras que la femenina cae a un 72 por 100. Estos resultados en términos de brechas de género se traducen en que las mujeres tienen de media una probabilidad de estar empleadas 18 p.p. menor que los hombres cuando hay hijos en la pareja.

Por último, la maternidad reduce la probabilidad de estar empleadas en 0,12 lo que significa que las mujeres solo por ser madres a igualdad del resto de características tienen 12 p.p. menor probabilidad de estar empleadas que sus homólogas sin hijos. Esto, unido a que la paternidad no cambia la probabilidad de empleo de los hombres con respecto a no tener hijos, resulta en un incremento de la brecha de género en el acceso al empleo que alcanza los 12 p.p.

Además, estos resultados revelan la importancia que tiene la estimación de las diferencias de género en la calidad y la estabilidad del empleo condicionada por la probabilidad de estar empleado.

2. Coste de la pareja y la tenencia de hijos en la intensidad laboral

Estar en pareja está relacionado con una mayor probabilidad de estar empleado a jornada completa, como se puede observar en el cuadro n.º 3. Entre

las personas solteras, las mujeres tienen una probabilidad 6,01 p.p. mayor de trabajar a tiempo parcial que los hombres. Entre quienes conviven en pareja, las mujeres mantienen una probabilidad 6,05 p.p. mayor de parcialidad que los hombres. Al comparar por situación familiar dentro de cada género, los hombres en pareja muestran una probabilidad 1,75 p.p. menor de parcialidad que los hombres solteros, y las mujeres en pareja una probabilidad 1,71 p.p. menor que las mujeres solteras.

Este resultado revela que el estar en pareja, tanto mujeres como hombres, reduce la probabilidad de tener un contrato a tiempo parcial, es decir, aumenta la probabilidad de trabajar más horas. Al pasar de soltería a convivencia, la brecha mujer-hombre no cambia, con una diferencia estadísticamente no significativa de 0,04 p.p.

Como ya se ha mencionado durante este trabajo, la evidencia destaca que las mujeres son las principales responsables del cuidado de los hijos,

por lo que la presencia de hijos en un hogar reduce las perspectivas de empleo de las mujeres e impulsa la de los hombres (Boeri y Ours, 2014). Esto se traslada también a las horas trabajadas.

Dentro de las parejas sin hijos, las mujeres presentan una probabilidad 5,62 p.p. mayor de trabajar a tiempo parcial que los hombres, como se muestra en el cuadro n.º 4. En las parejas con hijos, la brecha de género se amplía y las madres muestran una probabilidad 14,74 p.p. mayor de parcialidad que los padres. Comparando la relación entre la tenencia de hijos y género, mientras que las mujeres con hijos muestran una probabilidad 7,88 p.p. mayor de estar empleadas a tiempo parcial que las mujeres sin hijos, los hombres con hijos presentan una probabilidad 1,24 p.p. menor de parcialidad que los hombres sin hijos, es decir, mientras ser madres se asocia a una reducción de la jornada laboral, ser padres supone un incremento de la misma. Estos resultados se alinean con la evidencia previa sobre los efectos de los hijos sobre las horas tra-

CUADRO N.º 4

PROBABILIDAD ESTIMADA DE EMPLEO A TIEMPO PARCIAL - EL PAPEL DE LA TENENCIA DE HIJOS

	HOMBRES		MUJERES		M-H	
Situación vital	%	(95% CI)	%	(95% CI)	p.p.	(p-value)
Parejas sin hijos	5,21	[5,16 , 5,26]	10,83	[10,76 , 10,90]	5,62	0,00
Parejas con hijos	3,97	[3,95 , 4,00]	18,71	[18,67 , 18,76]	14,74	0,00
Diferencias respecto a las parejas sin hijos						
Hombres: $[P_{H,1} - P_{H,0}]$	-1,24	[-1,29 , -1,18]				
Mujeres: $[P_{M,1} - P_{M,0}]$			7,88	[7,80 , 7,97]		
$[P_{M,1} - P_{M,0}] - [P_{H,1} - P_{H,0}]$					9,05	(0,00)

Notas: El cuadro muestra las medias ponderadas de probabilidades predichas de empleo a tiempo parcial por situación vital (solteros/parejas) y género, condicionadas al empleo estimado mediante la ecuación [2]. Se aplican factores de elevación poblacional. Otros controles: tramos de edad, experiencia laboral, nivel educativo, ocupación, sector económico y efectos fijos de provincia. $[P_{M,1} - P_{M,0}] - [P_{H,1} - P_{H,0}]$ se define como la diferencia en la probabilidad asociada a estar en pareja (1) frente a estar soltero (0) entre mujeres (M) y hombres (H).

bajadas de las madres, pero no de los padres, que apenas ajustan sus horas, lo que implica una mayor probabilidad relativa de jornadas reducidas entre mujeres tras la maternidad y, por tanto, una brecha que se amplía con hijos (Kleven *et al.*, 2019b). En este caso, las madres tendrían una probabilidad 9,05 p.p. mayor de estar empleadas a jornada parcial que los padres, lo que evidencia el aumento de la brecha de parcialidad.

3. Coste de la pareja y la tenencia de hijos en la estabilidad del empleo

Otro aspecto laboral relevante en el estudio de las brechas de género es la estabilidad de ese empleo. La estabilidad del empleo actúa como un obstáculo sobre las trayectorias de pareja (6) y las trayectorias laborales. Un contrato temporal puede retrasar la independización, la convivencia en pareja y la maternidad y paternidad. Además, se asocia con una mayor rotación y volatilidad del

empleo, menor inversión formativa por parte de las empresas y peores trayectorias salariales y de carrera, así como con más dificultades de acceso al crédito y a la vivienda (Boeri y Garibaldi, 2024). Por ello, es relevante analizar si existen desigualdades de género en la estabilidad del empleo.

Entre las personas solteras, las mujeres presentan una probabilidad 1,97 p.p. mayor de tener contrato temporal que los hombres y, entre quienes conviven en pareja, las mujeres mantienen una probabilidad 1,35 p.p. mayor que los hombres de estar empleadas con un contrato temporal. Como se deducía del gráfico 7, la incidencia de la temporalidad es más alta en mujeres que en hombres, pero la brecha entre ambos no es relevante cuantitativamente. Sin embargo, como se deduce del cuadro n.º 5, si se analiza cada género por separado, los hombres en pareja muestran una probabilidad 3,94 p.p. menor de temporalidad que los hombres solteros, y las mujeres en pareja una probabilidad 4,56 p.p. menor que las mujeres solteras, por lo que convi-

CUADRO N.º 5
PROBABILIDAD ESTIMADA DE CONTRATO TEMPORAL - EL PAPEL DE LA PAREJA

	HOMBRES		MUJERES		M-H	
Situación vital	%	(95% CI)	%	(95% CI)	p.p.	(p-value)
Solteros/as	17,51	[17,44 , 17,58]	19,48	[19,38 , 19,58]	1,97	0,00
En pareja	13,57	[13,49 , 13,65]	14,92	[14,84 , 15,01]	1,35	0,00
Diferencias respecto a solteros/as						
Hombres: $[P_{H,1} - P_{H,0}]$	-3,94	[-4,04 , -3,83]				
Mujeres: $[P_{M,1} - P_{M,0}]$			-4,56	[-4,68 , -4,43]		
$[P_{M,1} - P_{M,0}] - [P_{H,1} - P_{H,0}]$					-0,62	(0,00)

Notas: El cuadro muestra las medias ponderadas de probabilidades predichas de contrato temporal por situación vital (solteros/parejas) y género, condicionadas al empleo estimado mediante la ecuación [2]. Se aplican factores de elevación poblacional. Otros controles: tramos de edad, experiencia laboral, nivel educativo, ocupación, sector económico y efectos fijos de provincia. $[P_{M,1} - P_{M,0}] - [P_{H,1} - P_{H,0}]$ se define como la diferencia en la probabilidad asociada a estar en pareja (1) frente a estar soltero (0) entre mujeres (M) y hombres (H).

vir en pareja está asociado a una menor temporalidad en comparación con aquellas personas que son solteras, especialmente para las mujeres, lográndose cerrar así la brecha de género en temporalidad con la vida en pareja.

Según muestran los resultados del cuadro n.º 6, dentro de las parejas sin hijos, las mujeres presentan una probabilidad 0,72 p.p. mayor de tener contrato temporal que los hombres. Esta diferencia mujer-hombre se amplía hasta una probabilidad de 2,40 p.p. cuando se comparan parejas con hijos. Por otro lado, comparando por tenencia de hijos dentro de cada género, los hombres con hijos muestran una probabilidad 0,13 p.p. mayor de temporalidad que los hombres sin hijos, mientras que las mujeres con hijos presentan una probabilidad 1,81 p.p. mayor que las mujeres sin hijos, lo que nuevamente revela que ser madre está relacionado con una mayor probabilidad de inestabilidad laboral. El aumento asociado a tener hijos es una probabilidad 1,68 p.p. mayor en mujeres que en

hombres, lo que se traduce en una brecha de temporalidad más amplia cuando hay hijos.

VI. EVOLUCIÓN DEL COSTE DE LA MATERNIDAD Y PATERNIDAD EN ESPAÑA, 2007-2025

En esta sección se examina cómo han evolucionado las diferencias entre hombres y mujeres con hijos en términos de situación laboral, parcialidad y temporalidad en cuatro momentos clave del ciclo económico reciente: 2007 (precrisis financiera), 2015 (fase de recuperación), 2019 (pre-COVID-19) y 2025 (pospandemia). La selección persigue comparar brechas en contextos macro contrastados, como son de expansión, salida de la recesión y estabilidad previa a la pandemia, y recuperación/expansión económica posterior del año 2025, evitando así períodos con alteraciones excepcionales del mercado de trabajo. En primer lugar, se toma el año 2007 como punto de partida precrisis, caracterizado por una estructura sectorial muy

CUADRO N.º 6

PROBABILIDAD ESTIMADA DE CONTRATO TEMPORAL - EL PAPEL DE LA TENENCIA DE HIJOS

Situación vital	HOMBRES		MUJERES		M-H	
	%	(95% CI)	%	(95% CI)	(95% CI)	(p-value)
Sin hijos	10,06	[10,01 , 10,12]	10,78	[10,72 , 10,84]	0,72	0,00
Con hijos	10,19	[10,16 , 10,23]	12,59	[12,56 , 12,63]	2,4	0,00
Diferencias respecto a sin hijos						
Hombres: $[P_{H,1} - P_{H,0}]$	0,13	[0,06 , 0,20]				
Mujeres: $[P_{M,1} - P_{M,0}]$			1,81	[1,74 , 1,88]		
$[P_{M,1} - P_{M,0}] - [P_{H,1} - P_{H,0}]$					1,68	(0,00)

Notas: El cuadro muestra las medias ponderadas de probabilidades predichas de contrato temporal por situación vital (solteros/parejas) y género, condicionadas al empleo estimado mediante la ecuación [2]. Se aplican factores de elevación poblacional. Otros controles: tramos de edad, experiencia laboral, nivel educativo, ocupación, sector económico y efectos fijos de provincia. $[P_{M,1} - P_{M,0}] - [P_{H,1} - P_{H,0}]$ se define como la diferencia en la probabilidad asociada a estar en pareja (1) frente a estar soltero (0) entre mujeres (M) y hombres (H).

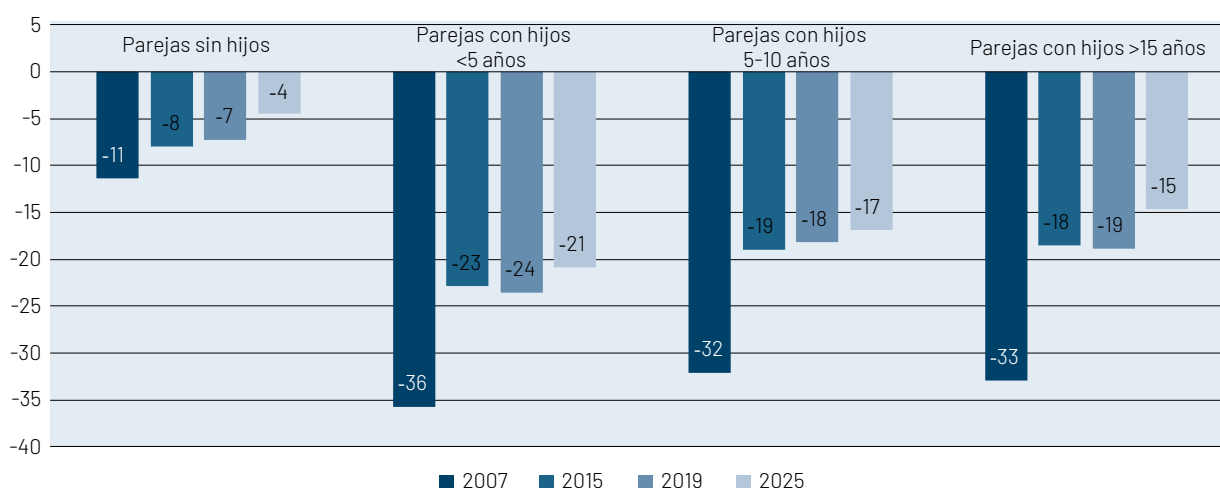
distinta a la actual (importancia del sector de la construcción considerado altamente masculinizado) y una tasa de paro nacional que se situaba en el 8,3 por 100. En segundo lugar, se selecciona el año 2015 como un año de recuperación poscrisis, cuando el desempleo empezaba a descender de forma sostenida. Finalmente, un tercer período más cercano a la actualidad, que representa una situación estable inmediatamente anterior a la crisis del COVID-19, evitando los efectos de una mayor inactividad entre madres que entre padres, que podría contaminar la comparación intertemporal.

Para conocer cómo ha evolucionado el nivel de empleo de mujeres y hombres durante los dieciocho años que abarca el periodo, se comparan ambos niveles de empleo y se calcula la brecha de empleo mujer-hombre (M-H) entre personas que conviven en pareja, distinguiendo cuatro situaciones según la presencia y la edad de los hijos: sin hijos, con hijos menores de 5 años, con hijos de 5-10 años y con hijos mayores de 15 años. En términos generales, la brecha se reduce de 2007 a 2025 independientemente de la situación familiar, pero persiste una clara diferencia dependiendo de la edad de los hijos.

Las diferencias son pequeñas entre parejas sin hijos (con diferencias entre un -11 p.p. en 2007 a un -4 p.p. en 2025) y aumentan cuando hay hijos, sobre todo con aquellos menores de 5 años (de -36 a -21 para menores de 5 años). A medida que los hijos crecen, la distancia se estrecha, aunque no desaparece. La mayor parte del ajuste ocurre entre 2007 y 2015, con un progreso que se ralentiza entre 2015 y 2019 y una nueva mejora en 2025. Ser madre, especialmente de menores de 5 años, sigue asociándose a brechas de ocupación de hasta 21 p.p. pese a la convergencia observada. En línea con Hupkau y Ruiz-Valenzuela (2022), las mujeres presentan peores resultados y la brecha de género en los principales indicadores no ha mejorado sustancialmente en los últimos quince años. Aunque la Gran Recesión (2008-2013) golpeó sobre todo a sectores masculinizados y las brechas se estrecharon entonces, con la recuperación se ralentizó su reducción.

A continuación, se estima el mismo modelo probit con selección para determinar la probabilidad de estar empleado, la probabilidad de estar empleado a tiempo parcial y la probabilidad de tener un contrato temporal utilizando datos de la EPA del

GRÁFICO 8
EVOLUCIÓN DE LAS BRECHAS EN EMPLEO (M-H) POR TIPO DE HOGAR



Nota: El gráfico muestra la evolución de la brecha de empleo calculada como *Mujeres-Hombres* por tipo de hogar.
Fuente: Elaboración propia a partir de la EPA (2T de los años 2007, 2015, 2019 y 2025).

segundo trimestre de 2007, 2015 y 2019. En este caso, la ecuación de selección se estima con la tasa de paro del segundo trimestre del año anterior a cada caso (2006, 2014 y 2019).

Los resultados se presentan en el cuadro n.º 7, mostrando la diferencia de las brechas de género entre parejas con hijos y sin hijos. En parejas, la llegada de hijos está asociada para las mujeres con una probabilidad 19,85 p.p. menor de estar empleadas que para los hombres en 2007.

Esa desventaja se reduce hasta una probabilidad 12,32 p.p. menor en 2015 y alcanza una probabilidad 12,36 p.p. menor la siguiente década. En la intensidad, la maternidad frente a la paternidad implica una probabilidad de 13,96 p.p. mayor de jornada parcial en 2007, que desciende a 9,25 p.p. en 2025. En relación a la temporalidad, en 2007 las mujeres con hijos tienen una probabilidad mayor de tener un contrato temporal que los hombres con hijos, que a los 12 años se convierte en una ventaja sobre ellos, presentando una probabilidad 0,5 p.p. menor.

La evolución apunta a una convergencia. La penalización relativa de la maternidad en empleo y en parcialidad se reduce respecto a 2007 y la desventaja asociada a la temporalidad, aunque ha aumentado, sigue presentando un valor muy bajo.

VII. CONCLUSIONES

España ha experimentado en las últimas décadas una transformación profunda en el mercado laboral: la participación femenina ha pasado de apenas un 25 por 100 en la década de los ochenta a niveles cercanos al 70 por 100 en la actualidad, mientras que la fecundidad ha caído de 1,3 a 1,1 hijos por mujer entre 2006 y 2023, con un retraso paralelo en la edad de maternidad (de 30,9 a 32,6 años). Este avance, sin embargo, no ha eliminado las desigualdades de género en el empleo, que se agudizan especialmente con la llegada de los hijos.

Este artículo ha analizado cómo la convivencia en pareja y la maternidad se relacionan con las trayectorias laborales de mujeres y hombres en

CUADRO N.º 7
DIFERENCIA EN LAS BRECHAS M-H (CON HIJOS VS. SIN HIJOS) POR AÑO

VARIABLES	2007		2015		2019		2025	
	p.p.	p-value	p.p.	p-value	p.p.	p-value	p.p.	p-value
Panel A. Probabilidad de empleo								
$[P_{M,1} - P_{M,0}] - [P_{H,1} - P_{H,0}]$	-19,85	0,00	-12,32	0,00	-13,13	0,00	-12,36	0,00
Panel B. Empleo jornada parcial (condicionado al empleo)								
$[P_{M,1} - P_{M,0}] - [P_{H,1} - P_{H,0}]$	13,96	0,00	9,65	0,00	11,36	0,00	9,25	0,00
Panel C. Probabilidad de empleo con contrato temporal (condicionado al empleo)								
$[P_{M,1} - P_{M,0}] - [P_{H,1} - P_{H,0}]$	2,47	0,00	-0,34	0,00	-0,51	0,00	1,68	0,00

Notas: El Panel A estima la probabilidad de estar empleado; el Panel B modeliza la probabilidad de tener una jornada a tiempo parcial, condicionada a estar empleado, y el Panel C modeliza la probabilidad de tener un contrato temporal, condicionada a estar empleado para cada uno de los cuatro periodos de interés. Se controla por el mismo conjunto de covariables descritas en la sección quinta. $[P_{M,1} - P_{M,0}] - [P_{H,1} - P_{H,0}]$ se define como la diferencia en la probabilidad asociada a tener hijos (1) frente a no tenerlos (0) entre mujeres (M) y hombres (H).

España, centrándose en tres dimensiones clave del mercado laboral: participación en el empleo, intensidad y estabilidad laboral. Utilizando microdatos de la *Encuesta de población activa* del segundo trimestre de 2025 y aplicando modelos probit con corrección de sesgo de selección, se han cuantificado las brechas de género asociadas a cada etapa de la trayectoria vital.

Los resultados documentan una penalización laboral significativa y persistente asociada a la maternidad. En parejas sin hijos, la brecha de género en empleo es de apenas 5 p.p.; con hijos, esta se triplica hasta 18 p.p. La maternidad reduce la probabilidad de empleo femenino en 12 p.p. más que la paternidad, mientras que aumenta el trabajo a tiempo parcial en 7,9 p.p. (frente a una reducción de 1,2 p.p. en los hombres). El impacto sobre la temporalidad es más modesto pero significativo: las madres tienen 1,8 p.p. más de probabilidad de contrato temporal que las mujeres sin hijos, mientras que para los padres esta diferencia es de apenas 0,1 p.p. Estos patrones confirman que el principal margen de ajuste laboral tras la maternidad ocurre en la participación y la intensidad del trabajo, más que en la estabilidad contractual.

Aunque la desventaja laboral asociada a la maternidad se ha moderado en las últimas dos décadas, especialmente tras la Gran Recesión —el diferencial de género vinculado a la presencia de hijos se reduce de 20 p.p. a 12 p.p. en empleo y de 14 p.p. a 9 p.p. en parcialidad entre 2007 y 2025—, la magnitud de esta desigualdad sigue siendo elevada. Este patrón es coherente con la literatura internacional, que documenta la persistente relación negativa entre la maternidad y las trayectorias laborales de las mujeres, incluso en contextos de alta inversión en capital humano (Kuziemko *et al.*, 2018; Kleven *et al.*, 2019b).

Los mecanismos detrás de estos resultados apuntan fundamentalmente a los roles de género y las normas sociales. El impacto asimétrico de la maternidad y la paternidad sugiere que la desigualdad en el mercado laboral tiene sus raíces en la división del trabajo dentro del hogar (Olivetti *et al.*, 2024). En España, las mujeres dedican 4,5 horas diarias a trabajo no remunerado (tareas domésticas y cuidados) frente a 2,1 horas los hombres,

una brecha de 2,4 horas que supera la media de la OCDE (2 horas). La evidencia indica que factores biológicos explican solo una pequeña parte de la penalización durante los dos primeros años tras el nacimiento (Ayllón y Carralero, 2025), mientras que normas sociales, identidad de género y estructuras del mercado laboral que penalizan la flexibilidad horaria parecen jugar un papel determinante.

Además, la segregación ocupacional contribuye significativamente a estas brechas: las mujeres con hijos se concentran en empleos administrativos, profesionales científicos y atención al público, ocupaciones donde la incidencia de parcialidad es mayor. La evidencia revela que la brecha de género en empleo a tiempo parcial se reduce a la mitad cuando se compara a hombres y mujeres dentro de la misma ocupación y sector, lo que subraya la importancia de la composición sectorial en la desigualdad de género (Gorjón *et al.*, 2025).

Estos resultados tienen importantes implicaciones de política pública. La persistente penalización de la maternidad no solo constituye una cuestión de equidad de género, sino también de sostenibilidad del Estado de bienestar, dada la relación entre participación femenina, fertilidad y viabilidad de los sistemas de pensiones.

NOTAS

(*) La autora agradece los comentarios y sugerencias de Lucía Gorjón, así como el apoyo de Sara de la Rica.

- (1) Para una revisión detallada, consultar Jones *et al.* (2008).
- (2) La elección del segundo trimestre intenta reducir la estacionalidad característica en los demás trimestres, dado que es el más estable de todos en términos de contrataciones y despidos.
- (3) Dado que el objetivo principal es analizar si los patrones de empleo difieren según el género y si estos cambian con la llegada de los hijos, se restringe la edad máxima con el fin de garantizar que, en caso de ser padres o madres, los hijos convivan con sus padres y, por tanto, sean declarados convivientes en el hogar.

- (4) Esta definición se basa en la evidencia de que, mientras las madres en parejas heterosexuales experimentan casi la totalidad de la penalización en los ingresos por tener hijos, las parejas del mismo sexo comparten el coste de los hijos de forma mucho más equitativa, prácticamente sin diferencias entre la madre biológica y su pareja, señalando a las preferencias, las normas de género y la discriminación como las principales explicaciones de la penalización por maternidad (Andresen y Nix, 2022). Dado el objetivo de este estudio, estas parejas, con o sin hijos, se excluyen del análisis, eliminando un 0,55 por 100 de la muestra total de individuos y un 1,15 por 100 del total de las parejas.
- (5) Cabe mencionar que la diferencia entre la probabilidad predicha para este grupo difiere de la estimada en el cuadro n.º 1 se debe a que es calculado como el promedio en la muestra del efecto marginal de una variable explicativa sobre una probabilidad predicha y se ha calculado sobre dos muestras diferentes (solteros vs. parejas y parejas sin hijos vs. parejas con hijos).
- (6) Término utilizado por Lozano et al. (2025) para referirse a las etapas de soltería, unión no matrimonial y unión matrimonial, clasificándolas en términos de estabilidad y permanencia.

a comparative analysis of satisfaction with work–life balance. *European Societies*, 21(3), 378–402.

Blau, F. D., Kahn, L. M., Boboshko, N., y Comey, M. (2024). The impact of selection into the labor force on the gender wage gap. *Journal of Labor Economics*, 42, 1093–1133.

Boeri, T., y Garibaldi, P. (2024). Temporary employment in markets with frictions. *Journal of Economic Literature*, 62(3), 1143–1185.

Boeri, T., y Van Ours, J. C. (2014). *The economics of imperfect labor markets*. Princeton University Press.

Campana, J. C., Giménez-Nadal, J. I., y Velilla, J. (2023). Measuring gender gaps in time allocation in Europe. *Social Indicators Research*, 165(2), 519–553.

De Quinto, A., Hospido, L., y Sanz, C. (2021). The child penalty: evidence from Spain. *SERIEs*, 12(4), 585–606.

Doepke, M., Hannusch, A., Kindermann, F., y Tertilt, M. (2023). The economics of fertility: A new era. En *Handbook of the Economics of the Family* (vol. 1, pp. 151–254). Elsevier.

Eurostat. (2009). *Development of econometric methods to evaluate the gender pay gap using structure of earnings survey data*. Technical report, European Commission.

Fernández-Kranz, D., y Rodríguez-Planas, N. (2011). The part-time pay penalty in a segmented labor market. *Labour Economics*, 18(5), 591–606.

Gorjón, L., de la Rica, S., y Osés A. (2025). Unveiling the drivers of the gender gap in part-time work in Spain. *SERIEs*.

Guner, N., Kaya, E., y Sánchez-Marcos V. (2014). Gender gaps in Spain: policies and outcomes over the last three decades. *SERIEs*, 5(1), 61–103.

Hsieh, C.-T., Hurst, E., Jones, C. I., y Klenow, P. J. (2019). The allocation of talent and US economic growth. *Econometrica*, 87(5), 1439–1474.

Hupkau, C., y Ruiz-Valenzuela, J. (2022). Work and children in Spain: challenges and opportunities for equality between men and women. *SERIEs*, 13, 243–268.

Jones, L. E., Schoonbroodt, A. y Tertilt, M. (2008). Fertility theories: can they explain the negative fertility-income relationship? Technical report, National Bureau of Economic Research.

BIBLIOGRAFÍA

Adda, J., Dustmann, C., y Stevens, K. (2017). The career costs of children. *Journal of Political Economy*, 125(2), 293–337.

Andresen, M. E., y Nix, E. (2022). What causes the child penalty? evidence from adopting and same-sex couples. *Journal of labor economics*, 40(4), 971–1004.

Angelov, N., Johansson, P., y Lindahl, E. (2016). Parenthood and the gender gap in pay. *Journal of labor economics*, 34(3), 545–579.

Ayllón, S., y Carralero, N. (2025). Gender norms and parents' employment characteristics in Europe. Technical report, Paths2Include.

Beham, B., Drobnič, S., Präg, P., Baierl, A., y Eckner, J. (2019). Part-time work and gender inequality in Europe:

- Kleven, H., Landais, C., Posch, J., Steinhauer, A., y Zweimüller, J. (2019a).** Child penalties across countries: Evidence and explanations. *AEA Papers and Proceedings*, 109, 122–126.
- Kleven, H., Landais, C., y Søgaard, J. E. (2019b).** Children and gender inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4), 181–209.
- Kuziemko, I., Pan, J., Shen, J., y Washington, E. (2018).** *The mommy effect: Do women anticipate the employment effects of motherhood?* Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Legazpe, N. (2015).** Mujer, trabajo y familia en España. *El Trimestre Económico*, 82(328), 873–896.
- Lietzmann, T., y Frodermann, C. (2023).** Gender role attitudes and labour market behaviours: Do attitudes contribute to gender differences in employment in Germany? *Work, Employment and Society*, 37(2), 373–393.
- Lozano, M., Adserà, A., y Vidal, S. (2025).** Trajectòries de parella i ocupació associades a la infecunditat a Espanya. Technical report, Centre d'Estudis Demogràfics.
- Moffitt, R. (1984).** The estimation of a joint wage-hours labor supply model. *Journal of Labor Economics*, 2(4):550–566.
- OECD (2025).** *Gender gaps in paid and unpaid work persist.* Technical report, OECD.
- Olivetti, C., Pan, J., y Petrongolo, B. (2024).** *The evolution of gender in the labor market the evolution of gender in the labor market* *. Technical report.
- Quinto, A. D., y González, L. (2025).** The short- and long-term effects of family-friendly policies on mothers' employment. *Labour Economics*, 92.
- Rapoport, B., Sofer, C., y Solaz, A. (2011).** Household production in a collective model: some new results. *Journal of Population Economics*, 24(1), 23–45.
- Samtleben, C., y Müller, K.-U. (2022).** Care and careers: Gender (in) equality in unpaid care, housework and employment. *Research in Social Stratification and Mobility*, 77, 100659.
- Sofer, C., y Rizavi, S. S. (2009).** Women's relative position and the division of household work: A study of French couples. *European Journal of Social Systems*.

DESIGUALDAD DE GÉNERO EN EL PATRIMONIO TRAS LA VIUEDAD

Mayssun El-Attar Vilalta

CREEI y McGill University

Raquel Fonseca

ESG-UQAM y CREEI

Resumen

Estudiamos las diferencias de género en la acumulación y el ajuste de la riqueza en torno a la viudedad utilizando datos de panel de la *Encuesta financiera de las familias (EFF)* de España para 2002-2022. Comparando personas solteras de por vida y personas viudas de 50 años o más, aislamos los efectos de la acumulación conjunta de recursos dentro del matrimonio de las características individuales. La viudedad aumenta la riqueza, pero beneficia de forma desproporcionada a los hombres: los viudos mantienen o incrementan los activos reales y financieros, mientras que las viudas registran ganancias menores o pérdidas. Las descomposiciones de Oaxaca-Blinder muestran que la educación, el empleo y las actitudes ante el riesgo explican gran parte, aunque no todo, de la brecha de género, con diferencias no explicadas persistentes en los activos financieros y empresariales. Las estimaciones con panel revelan una fuerte disminución de la riqueza en las mujeres en el momento del fallecimiento del cónyuge, especialmente cuando el fallecido tenía mayor nivel educativo. Los resultados apuntan a desigualdades intrahogar e institucionales persistentes que configuran la vulnerabilidad económica de las mujeres tras la viudedad.

Palabras clave: brecha de riqueza de género, viudedad, finanzas de los hogares, España.

Abstract

We study gender differences in wealth accumulation and adjustment around widowhood using panel data from the Spanish *Encuesta financiera de las familias (EFF)* for 2002-2022. Comparing lifetime singles and widowed individuals aged 50+, we isolate the effects of marital pooling from individual characteristics. Widowhood raises wealth overall but disproportionately benefits men: widowers retain or increase real and financial assets, while widows experience smaller gains or losses. Oaxaca-Blinder decompositions show that education, employment, and risk attitudes explain much—but not all—of the gender gap, with persistent unexplained differences in financial and business assets. Panel estimates reveal sharp female-specific wealth declines at spousal death, especially when the deceased held higher education. The results point to enduring intra-household and institutional inequalities shaping women's post-widowhood economic vulnerability.

Keywords: gender wealth gap, widowhood, household finance, Spain.

JEL classification: D31, G11, J14, J16.

I. INTRODUCCIÓN

Hombres y mujeres no construyen la riqueza del mismo modo, y estas diferencias son especialmente visibles en edades avanzadas, cuando el ahorro debe sostener la jubilación y una mayor esperanza de vida. Medir la riqueza por género es complejo porque la mayoría de las encuestas de hogares registran activos a nivel familiar, lo que

dificulta evaluar cómo difieren hombres y mujeres en la acumulación de riqueza. La viudedad ofrece una oportunidad única para abordar estas cuestiones: transforma recursos conjuntos del hogar en balances individuales, revelando la posición económica de cada miembro una vez que queda solo.

Comprender cómo evoluciona la riqueza tras la viudedad es importante por varias razones. Duran-

te el matrimonio, hombres y mujeres suelen especializarse en tareas distintas, afrontar trayectorias de ingresos y derechos de pensión diferentes, y difieren en formación financiera y preferencia por el riesgo. Al fallecer un cónyuge, estos patrones se reflejan en la cartera del que sobrevive: quién figura como propietario, cómo están diversificados los activos y cómo se toman las decisiones financieras. La viudedad, por tanto, expone las consecuencias a largo plazo de la especialización económica dentro de las parejas.

Utilizamos datos de la *Encuesta financiera de las familias (EFF)* para 2002-2022 para estudiar cómo difiere la riqueza de hombres y mujeres tras la viudedad. Empezamos comparando la riqueza de las personas viudas con la de solteros de por vida, distinguiendo la contribución del género del efecto del matrimonio en sí. Las personas solteras acumulan riqueza a partir de sus propios ingresos y decisiones, mientras que los viudos heredan el resultado de decisiones conjuntas y propiedad compartida. Esta comparación ayuda a separar diferencias ligadas a características individuales (ingresos, educación o preferencias de riesgo) de las que se derivan del *pooling* y la especialización marital. Dentro de la viudedad, examinamos además cómo difieren hombres y mujeres, es decir, cómo la transición a la soltería afecta de manera diferencial a viudas y viudos.

Nuestra estrategia combina descomposiciones en corte transversal y evidencia de panel. Con las secciones transversales repetidas de la *EFF*, documentamos primero diferencias por género en activos (inmobiliarios, empresa, financieros y pensiones) y aplicamos descomposiciones de Oaxaca-Blinder para cuantificar cuánto se explica por factores observables como ingresos, educación y aversión al riesgo. Luego, con el panel de la *EFF*, seguimos a los hogares a través de la transición a la viudedad y estimamos regresiones de estudio-de-eventos que trazan cómo varían los valores de los activos alrededor del fallecimiento del cónyuge. Esta combinación permite distinguir entre diferencias composicionales de largo recorrido y ajustes patrimoniales en el momento de la viudedad.

España es un laboratorio especialmente informativo. Las tasas de propiedad de vivienda

están entre las más altas de Europa (en torno al 80 por 100), por lo que los activos reales dominan las carteras. En este contexto, la especialización intrahogar —quién gestiona las finanzas, quién firma la hipoteca y a nombre de quién está la escritura— cobra una importancia particular. Dado que las cohortes femeninas de mayor edad se involucraron menos en la gestión patrimonial y financiera, la transición a la viudedad puede revelar grandes asimetrías de control y liquidez. La alta propiedad de vivienda amplifica las consecuencias de la especialización: convierte roles desiguales durante el matrimonio en autonomía financiera desigual después. El detalle de balances de la *EFF* y su sobremuestreo de hogares ricos la hacen idónea para captar estas dinámicas a lo largo de toda la distribución de riqueza (Anghel *et al.*, 2018; Salas-Rojo y Rodríguez, 2021).

Nuestros resultados son consistentes. La viudedad suele asociarse a una riqueza total mayor que la soltería, reflejo de la acumulación conjunta durante el matrimonio. Sin embargo, el tamaño y la dirección de esta «prima por viudedad» difieren marcadamente por género y tipo de activo. Los viudos conservan o incluso incrementan los activos reales acumulados, mientras que las viudas obtienen menores ganancias en propiedad y riqueza financiera una vez se introducen interacciones por género. En propiedad empresarial se aprecia cierto *catch-up* de las viudas, compatible con efectos de herencia o sucesión. Al controlar por renta, parte de la brecha se reduce, pero no desaparece: hombres y mujeres no solo difieren en sus niveles de renta, sino también en cómo convierten la renta en riqueza, particularmente en activos financieros y pensiones.

Contribuimos a la literatura sobre desigualdad de género y riqueza. Trabajos comparados entre países con la encuesta europea *Household Finance and Consumption Survey (HFCS)* (Hollan *et al.*, 2016) documentan brechas persistentes y el reto de medir titularidad individual dentro de las parejas. Estudios para Alemania y EE. UU. (Sierminska *et al.*, 2019; Sierminska *et al.*, 2010; Schmidt y Sevak, 2006; Ruel y Hauser, 2013) muestran que las diferencias patrimoniales siguen siendo grandes incluso tras controlar por educación e ingre-

sos, y que la viudedad es una etapa clave en la que se agrandan. Modelos estructurales de ciclo de vida recientes (Borella *et al.*, 2025) enfatizan cómo trayectorias salariales, riesgos maritales y alfabetización financiera determinan el ahorro a lo largo del ciclo, mecanismos que exploramos empíricamente para España, focalizando en la viudedad.

Aportamos en tres dimensiones: i) utilizamos la viudedad como ‘experimento natural’ que hace observable la titularidad individual, vinculando las diferencias de riqueza por género al legado de la toma de decisiones financieras conjunta; ii) cuantificamos esas diferencias por categorías de activos, mostrando que la brecha se concentra en riqueza financiera y empresarial, más que en vivienda; y iii) combinamos descomposición y estudio-de-eventos para conectar diferencias estáticas con ajustes dinámicos en torno a la viudedad, arrojando luz sobre cuándo y cómo emergen las brechas por género.

El resto del artículo se organiza como sigue. La sección segunda describe los datos y la muestra. La tercera sección presenta las regresiones por tipo de activo y el papel de la renta. La sección cuarta aplica descomposiciones de Oaxaca-Blinder. La sección quinta utiliza el panel para estudiar trayectorias de riqueza alrededor de la viudedad. La sexta concluye.

II. DATOS Y ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

1. Fuente de datos y selección muestral

Nuestra fuente es la *Encuesta financiera de las familias (EFF)* para 2002-2022, encuesta oficial del Banco de España con información detallada sobre ingresos, activos, deudas y gasto de los hogares, además de amplia sociodemografía. Una fortaleza clave de la *EFF* es el sobremuestreo de hogares de alto patrimonio, que mejora la precisión en la cola superior de la distribución. Combinamos todas las olas disponibles para construir secciones transversales repetidas que permitan documentar patrones de riqueza a lo largo del tiempo entre mayores en España. En la sección

final, explotamos la dimensión de panel para analizar trayectorias dinámicas de riqueza en torno al fallecimiento del cónyuge.

Restringimos la muestra a individuos de más de cincuenta años, para quienes la acumulación y composición de la cartera son más relevantes para la seguridad en la jubilación. Nos centramos exclusivamente en personas actualmente solteras, distinguiendo entre nunca emparejadas (solteras) y viudas. Excluimos divorciadas y separadas, ya que la disolución marital suele implicar división de activos y acuerdos legales que generan choques patrimoniales heterogéneos y poco comparables. Este foco permite aislar las consecuencias a largo plazo de permanecer soltero frente a transitar a la viudedad en etapas tardías.

La muestra final comprende 9.443 individuos: 1.776 hombres solteros, 1.652 mujeres solteras, 1.391 hombres viudos y 4.624 mujeres viudas. El análisis descriptivo se basa en estas secciones repetidas.

2. Estadísticos descriptivos y hechos estilizados

Comparamos valores medios y medianos de cinco categorías principales: activos reales totales, vivienda principal, activos empresariales, activos financieros y riqueza en pensiones. Todas las variables son valores brutos (no netos de deuda).

En el conjunto de mayores de cincuenta años, la riqueza real media es aproximadamente de 613.000 euros, con una mediana cerca de 196.000 euros, reflejando fuerte asimetría. La vivienda domina las carteras: el valor medio de la residencia principal ronda los 199.000 euros, mientras que los activos financieros promedian 353.000 euros. Los activos empresariales y de pensiones son menores, con medias de 120.000 euros y 9.000 euros, respectivamente (cuadro n.º A1 del Anexo).

Al desagregar por género y estado civil surgen patrones claros. Los hombres viudos son el grupo más rico, con activos reales medios de más de 1,3 millones de euros, frente a 540.000 euros en hombres solteros. Sus medianas también son superiores, lo que indica conservación de patrimonio inmobilia-

CUADRO N.º 1

ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS POR SEXO Y ESTADO CIVIL (CUATRO GRUPOS)

	HOMBRE SOLTERO	MUJER SOLTERA	HOMBRE VIUDO	MUJER VIUDA
Activos reales – Media	540.109	515.514	1.370.832	448.751
Activos reales – Mediana	182.264	215.282	250.000	182.163
Vivienda – Media	188.817	193.057	238.757	192.442
Vivienda – Mediana	120.000	144.243	150.253	120.202
Negocios – Media	61.699	57.697	519.747	44.636
Negocios – Mediana	0	0	0	0
Activos financieros – Media	382.054	212.092	714.983	282.682
Activos financieros – Mediana	32.690	32.392	34.694	8.333
Pensiones – Media	14.778	12.825	12.764	4.158
Pensiones – Mediana	0	0	0	0
Ingresos – Media	44.918	37.467	50.617	29.472
Edad 50–60 – Proporción	0,42	0,38	0,07	0,09
Edad 60–70 – Proporción	0,31	0,26	0,20	0,24
Edad 70–80 – Proporción	0,16	0,20	0,39	0,38
Edad 80+ – Proporción	0,06	0,11	0,33	0,28
Educ. primaria – Proporción	0,32	0,22	0,41	0,53
Educ. secundaria – Proporción	0,29	0,29	0,20	0,23
Educ. terciaria – Proporción	0,36	0,47	0,35	0,15
Aversión al riesgo – Proporción	0,75	0,81	0,78	0,90
En activo – Proporción	0,36	0,37	0,13	0,08
N	1.776	1.652	1.391	4.624

Notas: Las variables de riqueza muestran media y mediana. Las características socioeconómicas son medias/proporciones por grupo. La N observación por grupo.

rio y financiero acumulado durante el matrimonio. Las mujeres viudas, en cambio, poseen de media 449.000 euros en activos reales, comparables a los hombres solteros, pero muy por debajo de los viudos. En activos financieros: 715.000 euros en viudos frente a cerca de 283.000 euros en viudas. La brecha en activos empresariales y pensiones es especialmente acusada. Solteras y viudas muestran menor titularidad y valoración de estos activos, consistente con menor autoempleo, menor acceso a planes de empresa y trayectorias de ingresos más bajas.

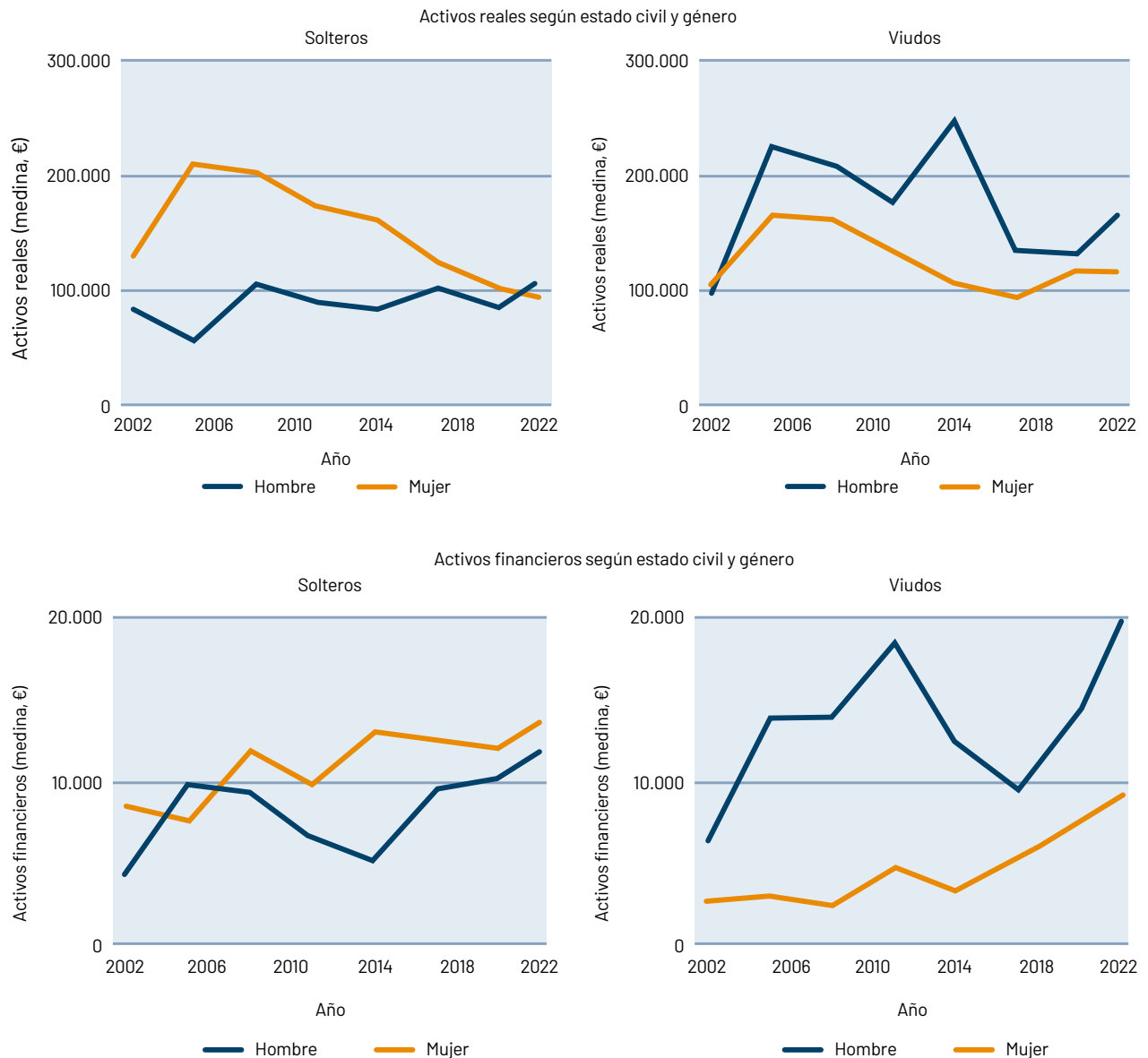
Los perfiles socioeconómicos refuerzan el patrón: las viudas son de mayor edad, menos activas laboralmente y con menor educación. También reportan mayor aversión al riesgo, asociada sistemáticamente

a menor exposición a activos arriesgados en la *EFF*. Por el contrario, los viudos son algo más jóvenes y con mayor probabilidad de educación terciaria y cobertura de pensiones, correlacionadas con mayores tenencias en todas las categorías. El cuadro n.º 1 muestra las estadísticas descriptivas completas.

El gráfico 1 resume la evolución de las medianas de activos reales y financieros en el tiempo para solteros y viudos. Los viudos tienen sistemáticamente mayor riqueza que cualquier otro grupo, mientras que las viudas no solo quedan por debajo de los viudos, sino que a menudo no mantienen la ventaja sobre las solteras. La brecha se agranda en activos financieros, sugiriendo asimetrías persistentes en acceso y control de activos líquidos tras la pérdida.

GRÁFICO 1

ACTIVOS REALES Y FINANCIEROS SEGÚN ESTADO CIVIL Y GÉNERO



Fuente: Elaboración propia.

III. RESPUESTAS DIFERENCIALES DE LOS ACTIVOS ANTE VIUDEDAD Y SOLTERÍA POR GÉNERO

La muestra incluye personas actualmente solteras que son o bien solteras a lo largo de su vida o viudas.

Excluimos a separadas y divorciadas por los choques patrimoniales idiosincráticos ligados a la disolución. Así, comparamos la acumulación de riqueza sin disolución con una transición bien definida que convierte balances conjuntos en individuales.

CUADRO N.º 2

REGRESIÓN DE CATEGORÍAS DE ACTIVOS SOBRE VIUEDAD Y GÉNERO (ESPECIFICACIÓN BASE)

VARIABLE	ACTIVOS REALES (1)	VIVIENDA (2)	NEGOCIOS (3)	ACTIVOS FINANCIEROS (4)	PENSIONES (5)
Mujer	0,413* (0,242)	0,292*** (0,054)	-0,708*** (0,133)	-0,118 (0,162)	0,399** (0,173)
Viuda/o	1,064*** (0,237)	0,491*** (0,054)	-0,254** (0,129)	0,311 (0,203)	0,274 (0,186)
Mujer × viuda	-0,409 (0,308)	-0,323*** (0,066)	0,637*** (0,155)	-0,371* (0,218)	-0,247 (0,214)
Edad	0,412*** (0,088)	0,074*** (0,018)	0,071 (0,044)	0,345*** (0,064)	0,020 (0,060)
Edad ²	-0,003*** (0,001)	-0,001*** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,000 (0,000)
Educación: media	0,527** (0,207)	0,479*** (0,046)	0,102 (0,133)	0,910*** (0,137)	0,663*** (0,164)
Educación: alta	1,542*** (0,175)	0,775*** (0,039)	-0,201* (0,104)	1,804*** (0,167)	1,450*** (0,183)
Aversión al riesgo	-1,068*** (0,174)	-0,295*** (0,040)	-0,514*** (0,151)	-1,028*** (0,226)	-0,938*** (0,231)
En activo	1,032*** (0,213)	0,157*** (0,045)	1,940*** (0,181)	1,453*** (0,158)	2,365*** (0,220)
Constante	-5,216* (3,084)	8,462*** (0,616)	-2,115 (1,554)	-4,843** (2,236)	1,681 (2,148)
Observaciones	9.443	7.901	9.443	9.443	9.443
R-cuadrado	0,050	0,199	0,134	0,119	0,228

Notas: Cada columna presenta estimaciones por MCO del logaritmo del valor de los activos sobre el sexo, la condición de viudedad y su interacción. Las variables dependientes son, respectivamente: activos reales totales (columna 1), riqueza de la vivienda (2), activos empresariales (3), activos financieros (4) y riqueza en pensiones (5). La muestra incluye individuos de 50 años o más que actualmente son solteros —ya sea solteros de por vida o viudos—. La categoría de referencia es hombres solteros. Todas las regresiones controlan por edad (y edad al cuadrado), nivel educativo, aversión al riesgo, situación laboral y efectos fijos del año de encuesta. Errores estándar entre paréntesis. * p < 0,10; ** p < 0,05; *** p < 0,01.

El cuadro n.º 2 muestra regresiones lineales del valor de los activos en logaritmo sobre género, viudedad y su interacción, controlando por edad, educación, aversión al riesgo, situación laboral y efectos fijos del año de la muestra. La categoría de referencia es el hombre soltero. Los patrones son nítidos: respecto a hombres solteros, las mujeres solteras poseen más riqueza real y de vivienda (0,41 y 0,3 puntos logarítmicos) y más riqueza en pensiones (0,4), pero menos riqueza empresarial y financiera (-0,7 y -1,2). La viudedad se asocia a

aumentos considerables en activos reales (1,06) y vivienda (0,49) frente a los hombres solteros, compatibles con acumulación durante el matrimonio. Sin embargo, la interacción mujer × viudedad es negativa (-0,41 en reales, -0,32 en vivienda), lo que implica que las viudas no disfrutaban la misma prima que los viudos.

En activos empresariales aflora una brecha marcada: las mujeres solteras poseen sustancialmente menos (-0,71) y la viudedad añade un descenso

CUADRO N.º 3

REGRESIÓN DE LAS CATEGORÍAS DE ACTIVOS SOBRE LA VIUDEDAD, EL SEXO Y LA RENTA

VARIABLE	ACTIVOS REALES (1)	VIVIENDA (2)	NEGOCIOS (3)	ACTIVOS FINANCIEROS (4)	PENSIONES (5)
Mujer	6,031*** (1,678)	1,281** (0,500)	2,040* (1,211)	2,564** (1,289)	-1,880 (1,350)
Viuda/o	0,392* 0,230	0,352*** 0,055	-0,423*** 0,145	-0,319 0,195	0,050 0,190
Mujer × viuda	-0,153 0,300	-0,268*** 0,066	0,711*** 0,160	-0,115 0,205	-0,168 0,217
Mujer × ln(Renta)	-0,571*** 0,163	-0,099* 0,051	-0,283** 0,132	-0,270** 0,128	0,240* 0,142
ln(Renta)	1,668*** 0,146	0,341*** 0,050	0,456*** 0,123	1,476*** 0,104	0,418*** 0,123
Edad	0,296*** 0,084	0,058*** 0,018	0,046 0,044	0,231*** 0,064	-0,031 0,060
Edad ²	-0,002*** 0,001	-0,000*** 0,000	-0,000 0,000	-0,001*** 0,000	-0,000 0,000
Educación: media	0,042 0,203	0,376*** 0,046	-0,010 0,127	0,437*** 0,132	0,479*** 0,171
Educación: alta	0,572*** 0,183	0,567*** 0,041	-0,416*** 0,112	0,862*** 0,172	1,068*** 0,194
Aversión al riesgo	-0,714*** 0,170	-0,229*** 0,040	-0,439*** 0,150	-0,679*** 0,223	-0,795*** 0,227
En activo	0,370* 0,207	0,020 0,044	1,792*** 0,174	0,793*** 0,163	2,110*** 0,219
Constante	-17,020***	5,744***	-5,591***	-14,880***	-0,515
Observaciones	9.382	7.853	9.382	9.382	9.382
R-cuadrado	0,100	0,245	0,145	0,216	0,247

Notas: Cada columna presenta estimaciones por MCO del logaritmo del valor de los activos en función del sexo, la condición de viudedad, su interacción y la renta actual. Las variables dependientes son, respectivamente: activos reales totales (columna 1), riqueza de la vivienda (2), activos empresariales (3), activos financieros (4) y riqueza en pensiones (5). La especificación incorpora el logaritmo de la renta actual (lnRenta) y su interacción con el sexo (Mujer × lnRenta) para captar los gradientes renta-riqueza específicos por género. La muestra incluye individuos de 50 años o más que actualmente son solteros —ya sea solteros de por vida o viudos—. La categoría de referencia es hombres solteros. Todas las regresiones controlan por edad (y edad al cuadrado), nivel educativo, aversión al riesgo, situación laboral y efectos fijos del año de encuesta. Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

(-0,25). Con todo, la interacción mujer × viudedad es positiva y significativa (0,64), sugiriendo que las viudas incrementan el activo, posiblemente por herencia o asunción de control de negocios. Para activos financieros y pensiones, la viudedad eleva

la riqueza financiera (0,31) y de pensiones (0,27) en hombres, mientras que las mujeres obtienen menos (interacciones -0,37 y -0,25). Esto apunta a ventajas masculinas en pensiones ocupacionales y control de inversiones del hogar.

CUADRO N.º 4

DESCOMPOSICIÓN OAXACA-BLINDER DE LAS DIFERENCIAS EN RIQUEZA ENTRE VIUDOS Y VIUDAS (EN VALORES LOGARÍTMICOS)

CATEGORÍA DE ACTIVOS	BRECHA TOTAL	EXPLICADA (DOTACIONES)	NO EXPLICADA (COEF. + INTERACCIÓN)	PRINCIPALES DETERMINANTES (EXPLICADA)
Activos reales	0,51 ***	0,61 ***	-0,09 (n.s.)	Educación, edad, aversión al riesgo
Vivienda	0,20 ***	0,26 ***	-0,06 *	Educación, aversión al riesgo
Activos empresariales	0,63 ***	0,28 ***	0,36 ***	Edad, empleo, aversión al riesgo
Activos financieros	1,34 ***	0,90 ***	0,43 ***	Educación, aversión al riesgo, trabajo
Activos de pensiones	0,53 ***	0,52 ***	0,02(n.s.)	Educación, empleo, aversión al riesgo

Notas: Cada fila presenta la descomposición Oaxaca-Blinder de la brecha media de riqueza (en valores logarítmicos) entre viudos y viudas para las principales categorías de activos: activos reales totales, riqueza en vivienda, activos empresariales, activos financieros y riqueza en pensiones. La brecha total se divide en dos componentes: un componente explicado (diferencias en características observables como educación, edad, situación laboral y aversión al riesgo) y un componente no explicado (diferencias en coeficientes e interacciones, que reflejan los retornos a las características y otros factores no observados). La columna "Principales determinantes" enumera las características que más contribuyen al componente explicado en cada categoría de activos. n.s. = no significativo; * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

A continuación, incluimos la renta corriente en logaritmos. Dado que todos tienen 50 años o más, la renta resume salarios para unos y pensiones y transferencias para otros; la interpretamos como capacidad económica. Controlar por renta permite distinguir si las brechas reflejan recursos actuales o factores más estructurales. Al incluirla (cuadro n.º 3), las "primas" de los viudos se reducen notablemente y casi desaparecen en activos financieros. En las viudas, la interacción género \times viudedad sigue siendo negativa y significativa en vivienda (-0,27), indicando que, a igual renta, las viudas poseen menos vivienda que los viudos. Las interacciones género \times $\ln(\text{renta})$ son negativas en activos reales, de empresa y financieros, revelando una menor "tasa de conversión renta \rightarrow riqueza" de las mujeres; la excepción son las pensiones, consistentes con componentes redistributivos o de supervivencia del sistema español.

En suma, controlar por renta explica parte, pero no toda, de la brecha. La ventaja de los viudos responde en parte a mayores recursos en la vejez; aun así, persisten diferencias a igual renta. Para las mujeres, la prima de la viudedad es modesta y concentrada en vivienda; una vez controlada la renta, las viudas no poseen más activos financieros ni empresariales que las solteras. El matrimonio facilita a las mujeres acumular propiedad inmobiliaria, pero

no necesariamente mayor control independiente de activos financieros.

IV. EXPLICANDO LAS BRECHAS DE RIQUEZA POR GÉNERO EN VIUDEDAD: UNA DESCOMPOSICIÓN DE OAXACA-BLINDER

Las regresiones anteriores evidencian diferencias sistemáticas entre viudos y viudas, pero no aclaran si se deben principalmente a diferencias en características (edad, educación, empleo, aversión al riesgo) o a retornos distintos a esas características. Aplicamos una descomposición de Oaxaca-Blinder que separa la brecha media en log-riqueza en: i) "dotaciones" (explicada); ii) "coeficientes" (no explicada); y en la iii) "interacción".

El cuadro n.º 4 muestra que la mayor parte de las diferencias se explica por observables, si bien la importancia relativa varía por tipo de activo. En activos reales, los viudos aventajan en 0,5 puntos logarítmicos; casi todo se explica por dotaciones (0,61), sobre todo educación y aversión al riesgo. La brecha (0,2) en vivienda se explica igualmente por dotaciones, con un componente no explicado ligeramente negativo. En activos empresariales, la ventaja (0,6) se reparte entre dotaciones (0,28) e interacciones (0,31), sugiriendo que también difieren los retornos. La brecha, en activos

CUADRO N.º 5

IMPACTO DEL ACONTECIMIENTO DE VIUEDAD SOBRE EL VALOR DE LOS ACTIVOS

VARIABLE	ACTIVOS REALES (1)	VIVIENDA (2)	ACTIVOS EMPRESARIALES (3)	ACTIVOS FINANCIEROS (4)	ACTIVOS DE PENSIONES (5)	GASTO (6)
Acontecimiento de viudedad (=1)	0,041 (0,067)	0,011 (0,041)	0,958*** (0,270)	0,211* (0,108)	0,462** (0,217)	-0,142*** (0,028)
Mujer	0,088*** (0,017)	0,087*** (0,011)	-0,072 (0,054)	0,058** (0,028)	0,046 (0,035)	-0,034*** (0,007)
Acontecimiento × mujer	-0,388*** (0,076)	-0,137*** (0,047)	-1,538*** (0,399)	-0,897*** (0,123)	-1,252*** (0,258)	-0,101*** (0,031)
Después (=1)	0,090 (0,092)	-0,215*** (0,060)	-0,606** (0,251)	-0,167 (0,151)	0,084 (0,219)	-0,108*** (0,038)
Después × mujer	-0,241** (0,104)	0,105 (0,067)	0,968*** (0,297)	-0,057 (0,171)	-0,193 (0,245)	-0,015 (0,043)
Edad	0,202*** (0,011)	0,089*** (0,007)	-0,031 (0,055)	0,224*** (0,018)	0,287*** (0,039)	0,058*** (0,004)
Edad ²	0,001*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,000*** (0,000)
Educación secundaria	0,373*** (0,020)	0,371*** (0,013)	0,172*** (0,065)	0,716*** (0,033)	0,583*** (0,047)	0,186*** (0,008)
Educación terciaria	0,863*** (0,022)	0,737*** (0,014)	0,688*** (0,068)	1,614*** (0,036)	1,053*** (0,046)	0,480*** (0,009)
Aversión al riesgo	-0,513*** (0,023)	-0,280*** (0,015)	-0,376*** (0,058)	-1,134*** (0,039)	-0,655*** (0,043)	-0,220*** (0,010)
Salud (recodificada)	0,130*** (0,009)	0,084*** (0,006)	0,218*** (0,038)	0,251*** (0,016)	0,054** (0,024)	0,054*** (0,004)
Constante	5,309*** (0,366)	8,723*** (0,239)	11,60*** (1,710)	0,868 (0,605)	-0,848 (1,198)	7,652*** (0,155)
R-cuadrado	0,239	0,223	0,111	0,159	0,133	0,227
Observaciones	22.001	17.599	4.083	23.278	7.675	23.786

Notas: Cada columna presenta una regresión del logaritmo del valor de los activos sobre los indicadores del acontecimiento de viudedad, utilizando la componente longitudinal de la EFF. La variable Acontecimiento de viudedad (=1) toma el valor uno en la ola en la que se informa por primera vez el fallecimiento del cónyuge, capturando el efecto inmediato de la viudedad. La variable Después (=1) toma el valor uno en todas las olas posteriores, reflejando los ajustes en el medio plazo. Ambas variables se interactúan con una variable dicotómica de mujer para estimar las diferencias de género en la respuesta patrimonial ante la viudedad. Los controles incluyen edad (y su cuadrado), nivel educativo, aversión al riesgo, estado de salud y efectos fijos por ola de encuesta. Los errores estándar aparecen entre paréntesis. *p < 0,10; **p < 0,05; ***p < 0,01.

financieros es la mayor (1,3): 0,9 se explica por dotaciones (educación y riesgo), pero persiste un componente no explicado (0,4), compatible con ventajas masculinas en intermediación, acceso o gestión de carteras. En pensiones, la ventaja (0,5) se explica casi por completo por dotaciones.

Conjuntamente, la educación, el empleo y las actitudes ante el riesgo explican gran parte de la brecha; sin embargo, en activos financieros y empresariales subsisten componentes residuales, sugerentes de mecanismos estructurales o institucionales que favorecen a los hombres incluso a igualdad de dotaciones.

CUADRO N.º6

IMPACTO DEL EVENTO DE VIUEDEDAD EN LOS VALORES DE LOS ACTIVOS (CONTROLANDO LAS DIFERENCIAS EDUCATIVAS DENTRO DEL HOGAR)

VARIABLE	TODOS (1)	CABEZA DE FAMILIA CON MAYOR NIVEL EDUCATIVO (2)	CABEZA DE FAMILIA CON MENOR NIVEL EDUCATIVO (3)
En el evento = 1	0,168 (0,109)	0,678*** (0,229)	-0,0245 (0,163)
Mujer	0,0689*** (0,0157)	0,134*** (0,0295)	-0,0980*** (0,0375)
En el evento × mujer	-0,277** (0,122)	-0,941*** (0,264)	0,106 (0,183)
Después = 1	0,0825 (0,0862)	-0,147 (0,180)	0,0464 (0,229)
Después × mujer	-0,115 (0,100)	0,340 (0,210)	-0,283 (0,251)
Edad	0,161*** (0,0109)	0,187*** (0,0206)	0,142*** (0,0271)
Edad ²	-0,00112*** (0,00008)	-0,00130*** (0,00016)	-0,00096*** (0,00021)
Educación secundaria	0,373*** (0,0179)	0,275*** (0,0340)	0,305*** (0,0434)
Educación terciaria	0,789*** (0,0234)	0,545*** (0,0419)	0,739*** (0,0534)
Aversión al riesgo	-0,419*** (0,0225)	-0,425*** (0,0372)	-0,232*** (0,0531)
Salud (recode)	0,113*** (0,00937)	0,0757*** (0,0180)	0,136*** (0,0210)
Constante	6,599*** (0,357)	5,967*** (0,672)	6,976*** (0,867)
R-cuadrado	0,148	0,147	0,125
Observaciones	17.307	5.556	3.271

Notas: Cada columna informa una regresión del logaritmo del valor total de los activos reales sobre indicadores de viudedad y género, utilizando la componente longitudinal de la EFF. La variable en el evento toma valor uno en la ola en la que se informa el fallecimiento del cónyuge, capturando el efecto inmediato de la viudedad, mientras que después toma valor uno en todas las olas posteriores, capturando los ajustes a medio plazo. Ambos indicadores se interactúan con una variable indicadora de mujer para identificar las respuestas diferenciales de las mujeres respecto a los hombres. Las columnas corresponden a diferentes muestras: la columna (1) incluye todos los hogares; la columna (2) restringe la muestra a las parejas en las que la persona cabeza de familia tiene un nivel educativo superior al de su pareja; y la columna (3) a aquellas en las que la pareja tiene un nivel educativo igual o superior al de la persona cabeza de familia. Todas las regresiones controlan por edad (y su cuadrado), nivel educativo, aversión al riesgo, estado de salud y efectos fijos por ola de encuesta. Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

V. ¿CÓMO EVOLUCIONAN LAS TRAYECTORIAS DE RIQUEZA ANTES Y DESPUÉS DEL FALLECIMIENTO DEL CÓNYUGE, EN PARTICULAR PARA LAS MUJERES?

Pasamos ahora al panel de la *EFF* para seguir a los mismos hogares a través de la transición a la viudedad. Definimos un indicador “en el evento” para el año en que se reporta el fallecimiento y otro “después” para los años posteriores, ambos interactuados con un indicador de mujer. Los hombres actúan como grupo de referencia.

El cuadro n.º 5 muestra una heterogeneidad sustancial. En activos reales, el efecto para hombres en el evento es cercano a cero, pero la interacción femenina es grande y negativa (-0,39): los activos reales de las mujeres caen en el año del fallecimiento, mientras que los de los hombres permanecen estables. En vivienda se observa un patrón similar (-0,14), consistente con escrituras más frecuentemente a nombre del varón. El gasto cae mucho menos que los activos, sugiriendo mantenimiento de los niveles de vida a corto plazo aun cuando disminuye la titularidad formal.

En activos empresariales, los hombres registran fuertes aumentos en el evento (1,0), mientras que la interacción femenina es negativa (-1,5). Sin embargo, el término “después x mujer” se vuelve positivo (1,0), lo que indica recuperación parcial en años posteriores conforme se formaliza la titularidad. Respecto a los activos financieros, los hombres experimentan un aumento moderado (0,2) y las mujeres una caída más pronunciada (-0,9), en línea con menor alfabetización financiera o menor familiaridad con la gestión de inversiones. El patrón es análogo en las pensiones: positivo para hombres y fuertemente negativo para mujeres, compatible con prestaciones de supervivencia insuficientes para compensar.

El cuadro n.º 6 explora la heterogeneidad por jerarquías educativas dentro de la pareja. Cuando la persona cabeza de hogar es la de mayor educación, las pérdidas de las mujeres en el evento son mayores (interacción más negativa), lo que sugiere que el poder de negociación y el control financiero asociados a la educación condicionan los resultados tras la viudedad.

En suma, la viudedad desencadena descensos inmediatos y notables en la titularidad de activos de las mujeres —sobre todo en inmobiliarios, empresariales y financieros—, mientras que las carteras de activos de los hombres se preservan en gran medida. La evidencia subraya canales tanto estructurales (titularidad legal) como conductuales (alfabetización y especialización intrahogar) (Fonseca et al., 2012).

VI. CONCLUSIONES

Este trabajo examina cómo la viudedad afecta a la riqueza de los hogares en España, con especial atención a las diferencias de género y a la dinámica intrahogar. Tres conclusiones principales emergen: i) la viudedad no es neutra: mientras los viudos tienden a mantener o ampliar activos reales, de vivienda y empresariales, las viudas no materializan ganancias comparables, y sus trayectorias divergen precisamente en el evento de la muerte del cónyuge; ii) las diferencias por categoría de activo son informativas: vivienda y pensiones ofrecen cierta protección, pero el control femenino sobre activos empresariales y financieros es frágil y iii) la heterogeneidad dentro de las parejas importa: con mayores asimetrías educativas a favor del cabeza de hogar, las pérdidas femeninas son más intensas.

Las descomposiciones permiten cuantificar qué parte de la brecha se debe a características observables. En financieros y empresariales persisten componentes no explicados, coherentes con mecanismos institucionales o de mercado que limitan el acceso o los retornos de las mujeres. Las políticas centradas solo en ingresos difícilmente cerrarán estas brechas; serán más eficaces las que refuercen la alfabetización financiera de las mujeres, promuevan la copropiedad efectiva y transparente y mejoren la protección del superviviente en pensiones y herencias.

BIBLIOGRAFÍA

Anghel, B., Basso, H. S., Bover, O., Casado, J. M., Hospido, L., Izquierdo, M., Kataryniuk, I. A., Lacuesta, A., Montero, J. M., y Vozmediano, E. (2018). Income, consumption and wealth inequality in Spain. *SERIEs*, 9(4), 351-387.

- Borella, M., De Nardi, M., Yang, F., y Torres Chain, J. P. (2025).** Why do households save and work, *NBER Working Paper*, n.º 33874. Cambridge, MA: NBER.
- Fonseca, R., Mullen, K., Zamarro, G., y Zissimopoulos, J. (2012).** What Explains the Gender Gap in Financial Literacy? The Role of Household Decision Making. *Journal of Consumer Affairs*, 46(1), 90-106. Wiley Blackwell. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6606.2011.01221>.
- Hollan, K., Mader, K., Rehm, M., y Schneebaum, A. (2016).** The gender wealth gap across European countries. Vienna: Chamber of Labour for Vienna. *Materialien zu Wirtschaft und Gesellschaft*, n.º. 157.
- Ruel, E., y Hauser, R. M. (2013).** Explaining the gender wealth gap. *Demography*, 50(4), 1155-1176.
- Salas-Rojo, P., y Rodríguez, J.G. (2021).** The distribution of wealth in Spain and the USA: The role of socioeconomic factors. *SERIEs*, 12, 389-421.
- Schmidt, L., y Sevak, P. (2006).** Gender, marriage, and asset accumulation in the United States. *Feminist Economics*, 12(1-2), 139-166.
- Sierminska, E., Frick, J. R., y Grabka, M. M. (2010).** Examining the gender wealth gap. *Oxford Economic Papers*, 62(4), 669-690.
- Sierminska, E., Piazzalunga, D., y Grabka, M. M. (2019).** Transitioning towards more equality? Wealth gender differences and the changing role of explanatory factors over time. *SOEPpapers*, n.º 1050. DIW Berlin.

ANEXO

CUADRO N.º A1

ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS PARA LA MUESTRA COMPLETA (TODOS LOS GRUPOS COMBINADOS)

VARIABLE / ESTADÍSTICO	MUESTRA COMPLETA
Mujer – proporción	0,558
Viuda – proporción	0,231
Renta – media	34.321
Renta – mediana	27 500
Activos reales – media	613 440
Activos reales – mediana	195 982
Vivienda – media	198 690
Vivienda – mediana	120 202
Negocios – media	12 0116
Negocios – mediana	0,000
Activos financieros – media	35 2702
Activos financieros – mediana	17 441
Pensiones –media	8 939
Pensiones – mediana	0,000
Edad 50-60 – proporción	0,474
Edad 60-70 – proporción	0,217
Edad 70-80 – proporción	0,309
Edad 80+ – proporción	0,218
Educación primaria – proporción	0,418
Educación secundaria – proporción	0,244
Educación terciaria – proporción	0,276
Aversión al riesgo –proporción	0,840
Trabaja – proporción	0,191
Observaciones	9 .443

Notas: Las variables de riqueza muestran la media y la mediana. Las proporciones de grupo y las características socioeconómicas se expresan como medias muestrales.



COLABORACIONES IV

**COMPORTAMIENTO, SEGOS
Y TOMA DE DECISIONES**

¿A QUIÉN HACEMOS CASO? GÉNERO Y ASESORAMIENTO EN LA TOMA DE DECISIONES

Maria Cubel

City St George's University London

Melanie Michelle Mahovshy

University of Bath

Resumen

En este estudio analizamos el impacto del asesoramiento en la toma de decisiones según el género del asesor y la información disponible. A partir de un experimento de laboratorio, observamos que una mayor disponibilidad de información reduce la influencia del asesoramiento. Asimismo, en decisiones empresariales o financieras, el asesoramiento es más influyente cuando se desconoce el género del asesor, mientras que las mujeres siguen menos las recomendaciones cuando el asesor es mujer. Estos resultados ponen de relieve el papel de la información y de los estereotipos de género en la efectividad del asesoramiento.

Palabras clave: asesoramiento, influencia del asesor, género, información.

Abstract

In this study, we examine the weight of advice on decision-making as a function of the advisor's gender and the information available. Using a laboratory experiment, we find that greater information availability reduces the weight of advice. Moreover, in business or financial decisions, the weight of advice is higher when the advisor's gender is unknown, while women place less weight on advice when the advisor is female. These results highlight the role of information and gender stereotypes in shaping the effectiveness of advice.

Keywords: Advisor y services, weight of advice, gender, information.

JEL classification: D83, D91, J16.

I. INTRODUCCIÓN

En *Alicia en el país de las maravillas*, Carroll (2015), Alicia reflexiona que “por lo general se daba a sí misma muy buenos consejos, aunque rara vez los seguía”. Esta observación ilustra el gran trecho entre reconocer un buen consejo y ponerlo en práctica. Aunque el asesoramiento externo pretenda orientar la toma de decisiones, con frecuencia se ignora (Tzioti *et al.*, 2014). El grado en que los individuos siguen las recomendaciones recibidas puede tener repercusiones significativas en ámbitos como la gestión de organizaciones, la administración de crisis o el diseño de políticas públicas (Bailey *et al.*, 2022). La combinación de información diversa en los

procesos de decisión contribuye no solo a reforzar la rendición de cuentas, sino también a mejorar la precisión de los resultados (Yaniv, 2004).

Dar y recibir consejos constituye, en esencia, un proceso social (Goldsmith y Fitch, 1997) que implica la integración del propio juicio con el de otra persona/s (Yaniv y Kleinberger, 2000). Siguiendo el marco del *Judge Advisor System* o Sistema del juez y asesor (Sniezek y Buckley, 1995), el presente trabajo analiza dos factores determinantes en el impacto del asesoramiento en la toma de decisiones: la cantidad de información contextual disponible (baja o alta) del decisor en el momento de tomar la decisión y el género del asesor.

En la vida cotidiana, los individuos procesan continuamente información de distinta naturaleza. En contextos críticos, como la adopción de recomendaciones sobre el uso de mascarillas durante la pandemia del COVID-19, resulta fundamental comprender cómo el volumen de información disponible incide en la propensión a seguir una recomendación. Asimismo, el efecto del género del asesor no ha recibido mucha atención en la literatura (Ribeiro *et al.*, 2020). Analizar en qué medida el género del asesor afecta al peso concedido a sus recomendaciones resulta pertinente, ya que posibles diferencias podrían influir en decisiones personales, organizacionales y políticas, y contribuir al diseño de estrategias más efectivas para la provisión de asesoramiento en situaciones de incertidumbre o información limitada.

En este estudio se cuantifica en qué medida los individuos siguen la recomendación de un asesor en la toma de decisiones. Para ello se utiliza la metodología conocida como *weight of advice* (Peso del consejo/asesoramiento), métrica estándar basada en el *Judge Advisor System*, que permite evaluar en qué medida la persona que debe tomar una decisión incorpora el asesoramiento externo en su decisión final. El *weight of advice* (WOA) constituye una medida transparente del grado de utilización del consejo (asesoramiento) recibido. El objetivo principal en este estudio es cuantificar cómo varía el peso que se da a un consejo o recomendación en función del género del asesor, controlando por diferentes factores como, por ejemplo, el nivel de confianza en el asesor, la percepción sobre el nivel de conocimiento y competencia del asesor, el conocimiento en la materia y la actitud hacia el riesgo de la persona que recibe la recomendación.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

En este estudio se utiliza la metodología basada en el *judge advisor system* (Sniezek y Buckley, 1995), que ofrece un marco analítico para medir el grado en que el asesoramiento se incorpora a los procesos de toma de decisiones (Goldsmith y Fitch, 1997; Sniezek y Buckley, 1995). En el *judge advisor system*, el asesor ofrece recomendaciones o consejos y el llamado “juez” o decisor evalúa la información reci-

bida y decide cómo integrar dicha información en su decisión final.

Entre los diferentes métodos utilizados para cuantificar la incorporación de recomendaciones en la toma de decisiones, destaca el uso de fórmulas sintéticas y, en particular, la fórmula del *weight of advice* (WOA) o fórmula del peso asignado a la recomendación, ya que permite cuantificar numéricamente cuánto ajusta el decisor su decisión inicial tras recibir una recomendación por parte del asesor (Harvey y Fischer, 1997; Gino y Schweitzer, 2008; Prahly y Van Swol, 2017; Schultze y Loschelder, 2021).

La incorporación de recomendaciones en la toma de decisiones está influida por factores individuales y contextuales (Bailey *et al.*, 2022). El modelo de *input-proceso-output* establece que el peso final asignado a las recomendaciones del asesor está determinado por las características del decisor, del asesor, de la recomendación y de la tarea (Bailey *et al.*, 2022). Aunque la toma de decisiones suele implicar procesos interactivos (Brockner y Wiesenfeld, 1996), en este estudio se considera una sola interacción donde el decisor realiza una estimación inicial sobre una pregunta planteada o tarea; a continuación, recibe una recomendación de un asesor hipotético y, finalmente, produce una estimación final incorporando total o parcialmente la información recibida como recomendación o consejo.

A pesar de los avances, anticipar la aceptación de una recomendación continúa siendo una tarea compleja. El llamado “efecto de descuento egocéntrico” (Yaniv, 2004) hace referencia a la tendencia de las personas a mantener sus propias opiniones incluso cuando se les presenta información adicional en forma de recomendación. En línea con este efecto, Schrah *et al.* (2006) muestran que las personas tienden a realizar su propia búsqueda de información antes de considerar una recomendación externa. Entre los factores que contribuyen al “efecto de descuento egocéntrico” se encuentran la excesiva confianza en la propia opinión, la falta de comprensión del razonamiento del asesor (Yaniv, 2004; Yaniv y Kleinberger, 2000) y los efectos de anclaje (Tversky y Kahneman, 1974).

La disposición del decisor a incorporar la recomendación recibida en su decisión responde a una evaluación de costes y beneficios (Bonaccio y Dalal, 2006). Generalmente, una mayor precisión en la decisión o estimación suele indicar una integración exitosa del consejo (Yaniv y Milyavsky, 2007; Bonaccio y Dalal, 2006; Schrah *et al.*, 2006; Yaniv, 2004). Asimismo, con frecuencia las recomendaciones que ofrecen perspectivas alternativas contribuyen a enriquecer los resultados de la toma de decisiones (Van Swol y Ludutsky, 2007). Por último, tanto la calidad de la información como la confianza en el asesor son elementos clave para lograr decisiones precisas (Bonaccio y Dalal, 2006).

1. Incertidumbre e impacto del asesoramiento

Cuando las personas se enfrentan a la incertidumbre a la hora de tomar una decisión, deben confiar en su experiencia limitada o integrar información externa. A menudo se utilizan heurísticos para generar soluciones (Del Campo *et al.*, 2016; Gigerenzer y Gaissmaier, 2011; Tversky y Kahneman, 1974), pero buscar información o recomendaciones externas puede mejorar las decisiones (Ferraro *et al.*, 2015; Yaniv, 2004).

La integración del asesoramiento en la toma de decisiones tiene como objetivo aumentar la calidad o precisión en la toma de decisiones. Este es un proceso influido por la calidad del asesoramiento, el peso asignado al mismo y la información disponible sobre la tarea o contexto (Hedlund, Ilgen y Hollenbeck, 1998). Los que deben tomar una decisión (decisiones) tienden a confiar más en la información factual sobre la tarea o contexto que en las recomendaciones externas (Schrah *et al.*, 2006). La cantidad de información disponible sobre la tarea o contexto puede moldear las decisiones incluso antes de recibir asesoramiento. Además, el contexto también afecta la integración del asesoramiento en la decisión final (Bonaccio y Dalal, 2006).

Sin embargo, la información disponible antes de que se tome una decisión puede activar el “efecto de descuento egocéntrico”, según el cual los decisores se aferran a sus opiniones iniciales (Yaniv y

Kleinberger, 2000). Una mayor confianza derivada de disponer de más información puede intensificar este efecto (Schultze *et al.*, 2018), mientras que una información más limitada lo reduce (Schulz *et al.*, 2020). No obstante, menos información también incrementa la incertidumbre sobre la tarea (Ferrero y Scotti, 2022), lo que lleva a los decisores a depender más del asesoramiento, al percibir sus propias respuestas como insuficientemente fundamentadas (Gino y Moore, 2007; Yaniv, 2004; Harvey y Fischer, 1997).

En situaciones de incertidumbre, la tendencia a descontar el asesoramiento disminuye (Yaniv y Choshen-Hillel, 2012), y las personas ansiosas tienden a aceptar las recomendaciones con mayor facilidad (Gino y Schweitzer, 2008). Por el contrario, los individuos con visiones dogmáticas tienden a mantener sus opiniones incluso bajo incertidumbre (Schulz *et al.*, 2020).

Es importante distinguir entre la falta de información sobre la tarea y el bajo nivel de conocimiento individual. Incluso cuando se proporcionan detalles sobre la tarea, un conocimiento limitado del tema genera poca confianza y una mayor tendencia a seguir las recomendaciones externas (Gino y Moore, 2007; Bonaccio y Dalal, 2006). Por el contrario, un mayor conocimiento fomenta la confianza y favorece el descuento de la recomendación recibida (Duan y Van Swol, 2021; Yaniv, 2004), y ayuda a discernir la fiabilidad del asesoramiento (Pescetelli y Yeung, 2021). En resumen, un bajo nivel de conocimiento genera incertidumbre, lo que de forma natural lleva a las personas a buscar asesoramiento externo (Gino y Schweitzer, 2008).

En este trabajo examinamos cómo la información factual sobre la tarea influye en la integración del asesoramiento en la toma de decisiones. Estudios previos muestran que disponer de poca información sobre la tarea puede generar una mayor dependencia del asesoramiento (Bonaccio y Dalal, 2006). Nuestra hipótesis es que la información adicional refuerza la confianza de los decisores, lo que se traduce en un menor peso del asesoramiento en escenarios con alto contexto, mientras que en los escenarios con bajo contexto se espera lo contrario.

H1: El peso del asesoramiento (WOA, por sus siglas en inglés) es mayor en los escenarios con poca información contextual que en los escenarios con mucho contexto.

2. Género e impacto del asesoramiento (WOA)

Buscar asesoramiento externo responde al deseo de compartir la responsabilidad, mejorar las decisiones y sus consecuencias y obtener ayuda en la toma de decisiones (Harvey y Fischer, 1997). El modelo del *Judge Advisor System* concibe la incorporación del asesoramiento en la toma de decisiones como un proceso colaborativo, donde combinar perspectivas mejora el desempeño (Owen, 2015; Yaniv y Milyavsky, 2007; Laughlin y Ellis, 1986).

La incorporación de recomendaciones en las decisiones es, por naturaleza, una transacción social (Goldsmith y Fitch, 1997). Analizar este fenómeno en un contexto social, teniendo en cuenta factores como el género del asesor, puede esclarecer las razones por las que los decisores incorporan el asesoramiento de manera diferencial, dado que el género del asesor podría influir en la fiabilidad que se le atribuye (Ache, 2019). Aunque muchas personas afirman que el género del asesor no es relevante, la evidencia en contextos médicos y financieros revela que existen diferencias en la credibilidad del asesor en función de su género. Por ejemplo, en el sector financiero, se observa una preferencia por los asesores hombres, a quienes se atribuye mayor credibilidad, mientras que las asesoras mujeres suelen asociarse con una percepción más elevada de riesgo financiero (Klein y Zwilling, 2021; Söderberg, 2013). Del mismo modo, las clientas que trabajan con asesores hombres tienden a mostrar mayor aversión al riesgo y menor seguridad en sus conocimientos financieros que aquellas que colaboran con asesoras financieras (Baekström et al., 2021).

En el ámbito médico, de Vaan y Stuart (2022), muestran con datos de EE. UU. que los pacientes varones son más propensos a solicitar una segunda opinión de un profesional hombre cuando la primera recomendación proviene de una doctora. Además, la fiabilidad atribuida a las recomendaciones de las doctoras depende de su nivel de experiencia,

algo que no se observa en el caso de los médicos. (Helzer et al., 2020).

La literatura sobre la incorporación del asesoramiento en la toma de decisiones ha prestado poca atención al efecto del género del asesor. Ribeiro et al. (2020) constatan que, en escenarios que requieren tanto pensamiento intuitivo como analítico, los asesores hombres tienden a tener una ventaja frente a las asesoras mujeres, posiblemente debido a los estereotipos de género que atribuyen una mayor competencia a los asesores hombres. Esta percepción de superioridad del asesor varón se ve reforzada por la prolongada presencia masculina en los altos cargos directivos (Eagly y Carli, 2018; CMI, 2022; Buchanan, 2025; Eagly et al., 1992; Ragins y Sundstrom, 1989). Sin embargo, cabe remarcar que Ribeiro et al. (2020) en un segundo estudio con profesionales no encontraron diferencias de género.

Las creencias sobre la competencia del asesor es un factor fundamental en la incorporación de las recomendaciones en la toma de decisiones. Una vez que el decisor ajusta su respuesta o estimación inicial en función de la recomendación recibida, confiar en la experiencia o conocimiento experto del asesor se convierte en la forma más eficaz de mejorar la decisión final (Bailey et al., 2022; Schrah et al., 2006). En algunos casos, la competencia percibida del asesor puede incluso contrarrestar los sesgos de género (Hu et al., 2022). Las creencias sobre la competencia o habilidad del asesor dependen del grado de antigüedad o categoría profesional del asesor: mientras que los asesores sénior son valorados de forma similar independientemente de si su asesoramiento es intuitivo o analítico, los expertos junior son penalizados cuando no ofrecen recomendaciones analíticas (Tzioti et al., 2014).

Dado que la incorporación de recomendaciones en la toma de decisiones es una interacción social (Goldsmith y Fitch, 1997), la relación entre decisor y asesor resulta fundamental. Los decisores se enfrentan a la incertidumbre sobre los posibles sesgos de los asesores (Hütter y Fiedler, 2019), por lo que la confianza se convierte en un factor esencial, especialmente en interacciones puntuales donde apenas hay tiempo para construir una relación sólida.

La confianza es igualmente importante en los contextos de liderazgo. El liderazgo transformacional es habitualmente asociado con las mujeres (Mashele y Alagidede, 2022; Willis *et al.*, 2021; Post *et al.*, 2019). Se caracteriza por la influencia idealizada, la motivación inspiradora, la estimulación intelectual y la consideración individual (Bass, 1998), y se vincula a rasgos como la actitud comunitaria, el cuidado hacia los demás y la participación (Willis *et al.*, 2021; Eagly y Carli, 2018; Elsesser *et al.*, 2011). Las mujeres suelen obtener puntuaciones más altas en amabilidad (*agreeableness*) (Cubel *et al.*, 2016) lo que refuerza su idoneidad para el liderazgo transformacional (Post *et al.*, 2019; Eagly *et al.*, 2003). Estos atributos pueden favorecer una mayor confianza hacia las líderes mujeres (Adams y Webster, 2021; Willis *et al.*, 2021; Post *et al.*, 2019), como se constató durante la pandemia del COVID-19, cuando las dirigentes políticas mujeres superaron a sus homólogos varones en la gestión de crisis y en la generación de confianza (Willis *et al.*, 2021; Sergent y Stajkovic, 2020).

Aunque una ventaja femenina en la generación de confianza podría ayudar a compensar posibles brechas de género en la percepción de competencia del asesor, también se ha documentado una ventaja masculina en la credibilidad del asesoramiento. Por tanto, hombres y mujeres presentan ventajas comparativas en diferentes dominios y no está claro si existen diferencias de género en el peso atribuido al asesoramiento en función del género del asesor. Nuestra hipótesis es que la confianza en el asesor y la competencia percibida del asesor se compensan y que no existen diferencias en el impacto del asesoramiento debido al género del asesor.

H2: El impacto del asesoramiento medido con la fórmula del WOA no depende del género del asesor.

III. METODOLOGÍA

El experimento se realizó en el entorno controlado del laboratorio en la Universidad de Bath del Reino Unido durante los meses de junio y julio de 2023. Los participantes fueron invitados al laboratorio y tras recibir información sobre el estudio y confirmar su consentimiento procedie-

ron a completar las tareas 1 y 2 y a responder un breve cuestionario complementario (incluido en el Anexo B). Como compensación por su participación en el estudio, se les ofreció la posibilidad de participar en un sorteo cuyos ganadores fueron seleccionados en función de sus respuestas en una de las preguntas de las tareas elegida al azar, una vez finalizada la recogida de datos.

Las tareas 1 y 2 consisten en responder una serie de preguntas antes y después de recibir asesoramiento. Las dos tareas se diferencian en el tipo de pregunta definido por la cantidad de información disponible o contexto en el que se deben responder las preguntas, contexto bajo en la tarea 1 y contexto alto en la tarea 2. Al finalizar las dos tareas los participantes respondieron un breve cuestionario donde se recogió información socioeconómica y otras características individuales como la tolerancia hacia el riesgo y las creencias sobre la credibilidad y nivel de confianza hacia los asesores. El experimento combina un diseño mixto, *within-subjects* o intersujetos y *between-subjects* o intrasujetos, y se organizó en dos tratamientos: el control, donde el género del asesor era indefinido o neutral, y el tratamiento donde el género del asesor se especificaba como, hombre o mujer. Esto dio lugar a tres grupos o condiciones de análisis en función de si el género del asesor era hombre, mujer o neutral (no definido) (ver cuadro n.º 1).

CUADRO N.º 1
DISEÑO EXPERIMENTAL

VARIABLES		GRUPO 1	GRUPO 2	CONTROL
		Asesor Mujer	Asesor Hombre	Asesor género no definido
Tarea 1	Escenario contexto bajo	WOA	WOA	WOA
Tarea 2	Escenario contexto alto	WOA	WOA	WOA

Los participantes fueron asignados aleatoriamente a uno de los tres grupos de análisis en función del género del asesor: femenino, masculino o no definido (ver cuadro n.º A2 del Anexo A). Antes de cada tarea, recibieron un breve perfil del asesor, que incluía su nombre, su imagen de perfil o avatar, que consistía en una silueta abstracta masculina, femenina o neutral y los pronombres correspondientes a su género (por ejemplo, “Ella te aconsejará...”) en función del grupo al que fueron asignados. En la tarea 1, el asesor se presentaba como un estudiante de doctorado en Geografía, y en la tarea 2 como el gerente de una empresa, con el fin de garantizar que el asesor proyectara una imagen de experto en la tarea correspondiente (en el Anexo B se incluyen ejemplos). Todos los participantes realizaron las dos tareas (*within-subject design*), pero cada participante solo recibió asesoramiento de un tipo de asesor, mujer, hombre o de género no definido (*between-subject design*). Todos los asesores eran hipotéticos y proporcionaban la misma recomendación independientemente de su género. Por lo tanto, lo único que era diferente entre asesores era su género. En cada tarea y condición de análisis se cuantificó el impacto del asesoramiento mediante la fórmula del peso de la recomendación (WOA), que mide el grado de incorporación de la recomendación recibida en la decisión final.

En la tarea 1, los participantes debían responder una pregunta sin información contextual, siguiendo el diseño original de Snizek y Buckley (1995). Responder la pregunta comportaba realizar una estimación numérica. Los participantes debían realizar dicha estimación antes y después de recibir la recomendación de un asesor hipotético experimentado en la tarea que se presentaba como un estudiante de doctorado en Geografía. Esta tarea, adaptada de Schultze y Loschelder (2021), requería estimar la longitud de 15 ríos (en km) presentados en orden aleatorio para evitar efectos de orden (en el Anexo B se incluye un ejemplo del tipo de pregunta utilizada). Los participantes cuya respuesta superó los 6.650 km (sin incluir el Nilo) fueron excluidos del análisis por falta de atención o familiarización con la tarea. Cabe remarcar que la simplicidad y neutralidad de la tarea evita efectos de encuadre (Tzioti *et al.*, 2014), y que la recomendación del asesor se redondeó al metro más cercano para favorecer su aceptación

siguiendo el diseño original de Schultze y Loschelder (2021).

El impacto del asesoramiento se midió mediante el indicador sintético del peso de la recomendación (WOA) (Harvey y Fischer, 1997), que cuantifica en qué porcentaje se incorpora la recomendación del asesor en la decisión final. Por ejemplo, supongamos que la estimación inicial del participante sobre la longitud de un río específico es 2.500 km y que el asesor le recomienda que la longitud de ese río es 3.500 km. El participante decide modificar su estimación inicial a 3.000 km que es su estimación final. Aplicando la fórmula del WOA obtenemos un valor de $0,5 = \frac{3000 - 2500}{3500 - 2500}$, que significa que el participante incorporó la recomendación recibida en su estimación final en un 50 por 100.

La tarea 2 replica parcialmente los diseños de Ribeiro *et al.* (2020) y Tzioti *et al.* (2014) y presenta un escenario cuasirracional de tipo *go/no-go* en relación con una decisión estratégica que consiste en decidir si se quiere entrar o no en un nuevo mercado. Los participantes recibieron la recomendación de un asesor hipotético que se presentaba como un director de empresa sobre si debían entrar o no en el nuevo mercado. Esta recomendación se da en forma de porcentaje donde 0 por 100 recomienda “No entrar” y 100 por 100 recomienda “Entrar con certeza” (véase el Anexo B para consultar un ejemplo). Los participantes debían expresar su decisión de entrar en el nuevo mercado también en forma de porcentaje, antes y después de recibir el asesoramiento. Es decir, debían reportar su probabilidad de entrar en el nuevo mercado antes y después de recibir la recomendación de su asesor. Todos los participantes recibieron la misma recomendación: “Te recomiendo que entres en el nuevo mercado.” A diferencia de la tarea 1, la tarea 2 presenta más información contextual y no tiene una respuesta objetivamente correcta. Sin embargo, la recomendación recibida en la tarea 2, que aconseja entrar con certeza en el nuevo mercado, es equivalente a la recomendación recibida en la tarea 1, ya que aceptar la recomendación en ambas tareas corresponde a un WOA del 100 por 100, lo que hace que las dos tareas sean comparables.

En ambas tareas, los valores del indicador WOA oscilan entre 0, la recomendación se ignora comple-

tamente en la estimación final, y 1, la recomendación se incorpora completamente y coincide con la estimación final. En este tipo de análisis se consideran valores atípicos aquellos casos en los que la estimación final del participante supera la sugerencia del asesor ($WOA > 1$) o queda por debajo de su estimación inicial ($WOA < 0$). Para mantener la comparabilidad con estudios previos (Bailey et al., 2022; Bonaccio y Dalal, 2006), los valores mayores de 1 se recodificaron como 1 y los negativos como 0.

Tras completar las tareas 1 y 2, los participantes respondieron a un breve cuestionario donde se recogía información sobre características socioeconómicas, así como la percepción sobre la confianza en el asesor. En particular, se utilizó un breve cuestionario de 10 preguntas que recoge tanto el grado de confianza directa (p. ej., “Confío en mi asesor”) como las creencias sobre la competencia, integridad y benevolencia del asesor (Mayer, 1995). Asimismo, se recogió información sobre la actitud hacia el riesgo y la seguridad de los participantes sobre sus conocimientos en las materias de geografía y gestión empresarial. Todas estas variables se midieron mediante escalas Likert de 5 puntos y, por tanto, son medidas subjetivas, declaradas de autoevaluación en los diferentes dominios.

Durante el experimento, se incluyó una pregunta de control de atención para comprobar que los participantes seguían correctamente las instrucciones; quienes no superaron este control fueron excluidos del análisis para evitar que las respuestas aleatorias distorsionaran los resultados. Asimismo, al final del experimento se pidió a cada participante que indicaran el género de sus asesores, eligiendo entre “hombre”, “mujer” y “no definido” con el objetivo de comprobar si se habían fijado en dicha información.

IV. RESULTADOS

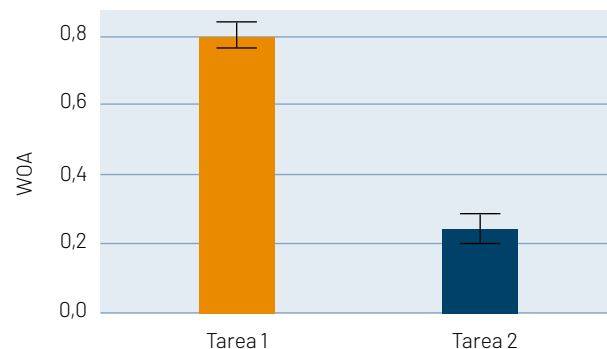
En total, 101 participantes fueron reclutados para participar en el estudio. Tras excluir a quienes no superaron los controles de atención, el tamaño muestral final es de 99 (1) participantes (48 hombres y 51 mujeres). El rango de edad en la muestra oscila entre los dieciocho y los treinta y nueve años, sien-

do la media de edad de los participantes de 23 años ($DT = 3,60$). El análisis se realizó mediante un ANOVA mixto 3×2 con el género del asesor y la tarea (1 y 2) como factores principales.

1. Efecto de la información contextual en el impacto del asesoramiento

El primer lugar, se analiza cómo afecta la información contextual al grado en que los participantes incorporan la recomendación del asesor en su decisión final. Para ello, comparamos el impacto del asesoramiento medido mediante el indicador del peso de la recomendación (WOA), en las tareas 1 y 2. Como se observa en el gráfico 1, el peso medio de la recomendación (WOA) fue mayor en el escenario de bajo contexto, tarea 1 ($M = 0,79$; $DS = 0,19$), que en el de alto contexto, tarea 2 ($M = 0,24$; $DS = 0,23$) (cuadro n.º A1 en el Anexo A).

GRÁFICO 1
IMPACTO DEL ASESORAMIENTO (WOA), TAREA 1 Y 2



Fuente: Elaboración propia.

Dado que la prueba de Shapiro-Wilk indicó que los datos no seguían una distribución normal, se empleó una prueba de rangos con signo de Wilcoxon con corrección por continuidad. El resultado fue significativo ($W = 4912$; $p < 2,2e-16$), con un desplazamiento de la mediana de $-0,57$ estimado mediante el método de Hodges-Lehmann (Duchnowski y Wiśniewski, 2017). Estos resultados confirman que el WOA es significativamente mayor en el escenario de bajo contexto, y por lo tanto se confirma la H1.

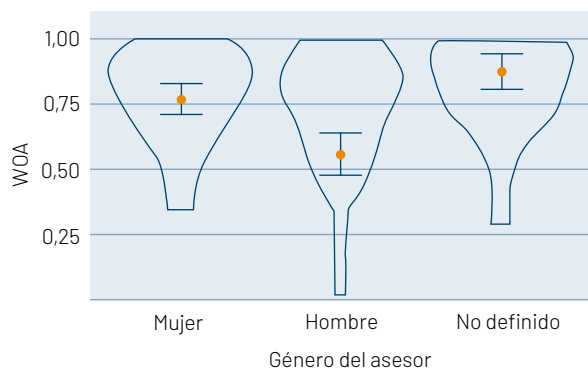
Resultado 1: El impacto del asesoramiento en la decisión final, medido con el indicador WOA, es mayor cuando la información contextual de la tarea es baja.

2. Efecto del género del asesor en el impacto del asesoramiento

Seguidamente, se analizó el efecto del género del asesor en el impacto del asesoramiento en la decisión final, medido mediante el indicador sintético WOA, utilizando un ANOVA mixto intra e intersujetos.

Como se observa en las figuras del gráfico 2, el género del asesor no tuvo un efecto significativo en la incorporación de la recomendación en la decisión final (WOA), en la tarea 1 o escenario de bajo contexto ($F(1, 95) = 1,82; p = 0,17$), pero sí en la tarea 2 ($F(1, 95) = 6,38; p = 0,003; \eta^2g = 0,65$), donde el género del asesor explica aproximadamente el 65 por 100 de la varianza (gráfico 3).

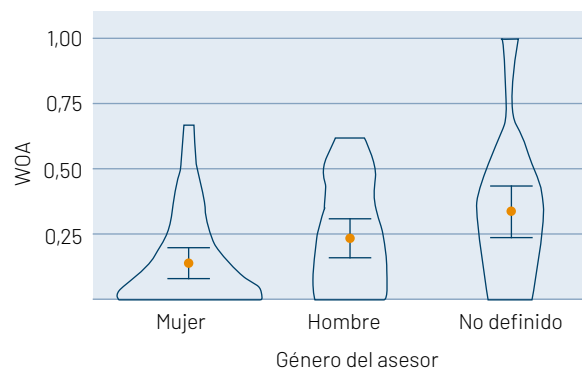
GRÁFICO 2
IMPACTO DEL ASESORAMIENTO (WOA), TAREA 1



Fuente: Elaboración propia.

En el escenario de alto contexto o tarea 2, el peso de la recomendación (WOA) fue menor cuando el asesor era mujer respecto al tratamiento de control, donde no se revelaba el género del asesor ($p = 0,0004$; diferencia media = 0,19). Asimismo, no se observaron diferencias significativas (diferencia media = 0,09; n. s.) en el impacto del asesoramiento (WOA) entre asesores hombres y asesoras mujeres. En conjunto, estos resultados indican que propor-

GRÁFICO 3
IMPACTO DEL ASESORAMIENTO (WOA), TAREA 2



Fuente: Elaboración propia.

cionar información sobre el género del asesor, bien sea este hombre o mujer, reduce la incorporación de la recomendación del asesor en la decisión final (gráfico 5). Por tanto, se confirma la H2.

Resultado 2: Revelar el género del asesor reduce el impacto del asesoramiento, medido mediante el indicador WOA, en la tarea 2 o escenario con alta información contextual.

Resultado 3: El impacto del asesoramiento no es diferente para asesores hombres y mujeres en las tareas 1 y 2.

3. Interacción entre el género del asesor y el género del decisor

A continuación, se analizó si el género del decisor, en este caso el participante en el experimento, influye en cómo se incorpora la recomendación del asesor en la decisión final, en función del género del asesor. Es otras palabras, se examinó si la interacción entre el género del participante y el género del asesor afecta al impacto del asesoramiento en la decisión final.

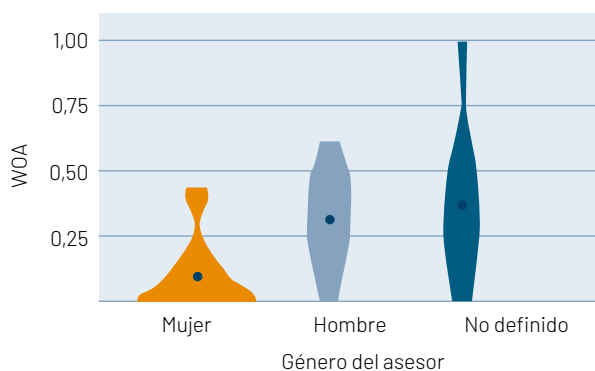
Se incorporó el género del participante al ANOVA mixto para analizar su interacción con el género del asesor sobre el impacto del asesoramiento en las tareas 1 y 2. El análisis conjunto no mostró una interacción de género significativa, ni en la tarea 1 ($p = 0,75$), ni en la tarea 2 ($p = 0,12$). Sin embargo, al analizar la

tarea 2 por separado, se observó un efecto significativo del género del asesor para las mujeres ($F(1, 47) = 6,78$; $p = 0,0026$), pero no para los hombres (ver gráficos 4 y 5). Este análisis específico se considera más fiable debido a una menor heterogeneidad en la varianza.

Resultado 4: El género del asesor no tiene ningún efecto en el impacto del asesoramiento en la tarea 1 (bajo contexto).

En el gráfico 4, se observa que las mujeres incorporaron en menor medida la recomendación recibida a su decisión final cuando esta procedía de asesoras mujeres ($M = 0,109$), en comparación con los casos en que la recomendación provenía de asesores hombres ($M = 0,324$) o cuando el género del asesor no se especificaba ($M = 0,378$) (gráfico 4). Téngase en cuenta que los asesores eran hipotéticos y que las recomendaciones eran siempre las mismas, es decir, no variaban con el género del asesor, por tanto, cualquier diferencia observada en el impacto de la recomendación se debe al género del asesor. Las comparaciones por pares, ajustadas con el método de Tukey, revelaron diferencias significativas entre asesoras mujeres y asesores hombres ($p = 0,0222$) y entre asesoras mujeres y asesores en el tratamiento de control ($p = 0,0026$). Asimismo, no se observaron diferencias significativas entre los asesores hombres y los asesores en el tratamiento de control ($p = 0,7514$).

GRÁFICO 4
IMPACTO DEL ASESORAMIENTO (WOA) PARA LAS MUJERES, TAREA 2

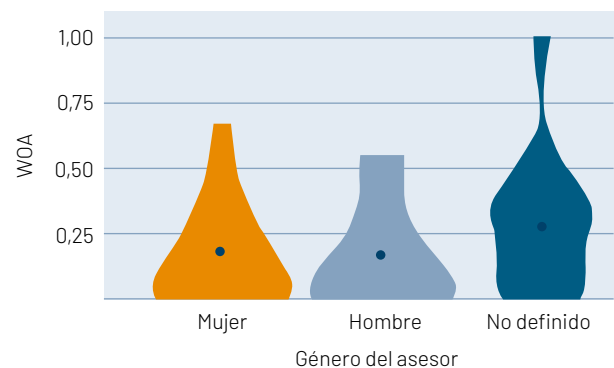


Fuente: Elaboración propia.

Resultado 5: Las mujeres incorporan menos la recomendación del asesor en su decisión final en la tarea 2 (alto contexto), cuando el asesor es una mujer.

Cabe remarcar que los hombres no reaccionaron de forma diferente a la recomendación en función del género del asesor, como se muestra en la gráfico 5 a continuación.

GRÁFICO 5
IMPACTO DEL ASESORAMIENTO (WOA) PARA LOS HOMBRES, TAREA 2



Fuente: Elaboración propia.

Resultado 6: Los hombres no cambian su comportamiento en función del género del asesor en la tarea 2 (alto contexto).

4. El impacto de la confianza en el asesor

La confianza de los participantes en los asesores se midió, en ambas tareas, mediante un cuestionario de 10 ítems cada uno de ellos valorados con una escala Likert de 5 puntos. En la tarea 1, el asesor se presentaba como un estudiante de doctorado en Geografía, y en la tarea 2, como el gerente de una empresa. Este diseño permitió comparar los niveles de confianza entre tareas y entre los distintos tipos de asesores (hombres, mujeres y de género no definido). En el cuadro n.º A3 del Anexo A se muestra un resumen de las medidas de confianza por tipo de asesor.

En conjunto, la confianza media en los asesores es mayor en el tratamiento de control donde el género del asesor no se definía ($M = 3,98$; $DT = 0,63$), seguida por los asesores hombres ($M = 3,72$; $DT = 0,59$) y las asesoras mujeres ($M = 3,70$; $DT = 0,60$), aunque un ANOVA unifactorial no mostró diferencias significativas entre tipos de asesor ($F[2, 96] = 2,182$; $p = 0,118$).

Utilizando un modelo lineal mixto se observa que, en ambas tareas, una mayor confianza en el asesor predice de forma significativa un mayor peso de la recomendación (WOA), mientras que el género del asesor no presenta efectos significativos (gráficos A1, A2, A3 y A4 del Anexo A). En la tarea 1, la confianza tiene un efecto positivo ($\beta = 0,14$; $EE = 0,021$; $t = 6,80$); se cumple el supuesto de normalidad ($W = 0,98746$; $p = 0,4767$), aunque se observa heterocedasticidad ($BP = 17,806$; $gl = 3$; $p = 0,0005$). En la tarea 2, el efecto de la confianza es igualmente positivo y robusto ($\beta = 0,158$; $EE = 0,033$; $t = 4,79$), sin diferencias significativas entre los asesores hombres, mujeres y de género no definido.

Por último, cuando se compara el grado de confianza medio hacia los asesores en cada tarea, el estudiante de doctorado de la tarea 1 y el gerente de empresa de la tarea 2, no se observan diferencias significativas ($t[98] = 1,48$; $p = 0,14$; $IC\ 95$ por 100 $[-0,033, 0,228]$), resultado que fue confirmado por la prueba no paramétrica de Wilcoxon ($V = 2686,5$; $p = 0,087$).

Resultado 7: Una mayor confianza en el asesor aumenta el impacto del asesoramiento medido con el indicador WOA en ambas tareas.

5. Confianza en el propio conocimiento y aversión al riesgo

Mediante un ANOVA de dos factores, confirmado mediante regresión lineal, se evaluó el efecto de la confianza de los participantes en Geografía y en gestión empresarial sobre el impacto del asesoramiento (WOA). La confianza en los conocimientos sobre geografía no afectó significativamente el impacto del asesoramiento en la tarea 1 (ANOVA: $F = 0,3651$; $p = 0,5471$; regresión:

$p = 0,4548$; $R^2 p = 0,0058$). El mismo resultado se observa respecto a la confianza en los conocimientos sobre gestión de empresa en la tarea 2 (ANOVA: $F = 0,0057$, $p = 0,9398$; regresión: $p = 0,9208$). Un análisis de regresión lineal confirmó estos resultados en ambas tareas y mostró que solo el género del asesor afectó significativamente el impacto del asesoramiento (WOA) en la tarea 2, pero no en la tarea 1.

Respecto a la aversión al riesgo, ni el ANOVA unifactorial (Tarea 1: $F(1, 94) = 1,1546$, $p = 0,29$; Tarea 2: $F(1, 94) = 0,6912$, $p = 0,41$), ni las regresiones lineales mostraron efectos significativos sobre el impacto del asesoramiento (WOA) en ninguna de las tareas (tarea 1: $\beta = -0,0202$; $p = 0,26$; $R^2 = 0,0414$. Tarea 2: $\beta = -0,0174$; $p = 0,41$; $R^2 = 0,1276$). En conjunto, la confianza específica del participante (o decisor) en el tema relacionado con la tarea y la aversión al riesgo no contribuyen de forma significativa a explicar la variabilidad del peso otorgado al asesoramiento (WOA).

Resultado 8: La confianza en los conocimientos de geografía y gestión de empresa, y la tolerancia hacia el riesgo no tienen un efecto significativo en el impacto del asesoramiento medido mediante el indicador WOA.

V. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado si el impacto del asesoramiento en la toma de decisiones depende de la información contextual disponible en el momento de tomar una decisión y del género del asesor. Para ello, se ha realizado un experimento en el laboratorio donde estudiantes de la Universidad de Bath debían realizar dos tareas, tarea 1 y 2. En la tarea 1 se debía estimar la longitud de varios ríos sin recibir información contextual. Obviamente, en esta tarea solo existe una respuesta correcta para cada río y, por tanto, se puede cuantificar la magnitud del error cometido en la decisión final. En la tarea 2, se planteaba la decisión sobre si entrar o no en un nuevo mercado, se proporcionaba información contextual que ayudaba a tomar la decisión y no existía una respuesta correcta.

En los dos tipos de tareas, los participantes debían tomar una decisión al responder a una pregunta, antes y después de recibir la recomendación de un asesor hipotético. Dicho asesor se presentaba como un estudiante de geografía en la tarea 1 y como un gerente de empresa o manager en la tarea 2. Además, se proporcionaba información sobre el género del asesor mediante el uso de un avatar masculino, femenino o de género neutro. La recomendación que hacía el asesor era siempre la misma y no dependía de su género. Todos los participantes en el experimento debían realizar ambas tareas y cada participante era expuesto a dos asesores del mismo género: mujer, hombre o de género indefinido. Es decir, cada participante era expuesto a asesores de un solo género. Este diseño permite medir cómo los participantes incorporan la recomendación de su asesor en cada tarea (comparación entre tareas) y cómo el género del asesor afecta al peso que tiene la recomendación en la decisión final (comparación entre asesores de distinto género).

El impacto del asesoramiento se cuantificó en ambas tareas mediante el indicador sintético WOA que calcula en qué porcentaje se incorporó la recomendación del asesor en la decisión final. Como era de esperar, el impacto del asesoramiento fue significativamente mayor en la tarea 1 (WOA: 78 por 100) que en la tarea 2 (WOA: 23 por 100). El resultado obtenido en la tarea 1 es comparable a los niveles observados en Soll y Larrick (2009) y en Bailey *et al.* (2022) aunque mucho mayor que los valores máximos (WOA: 42 por 100) reportados en Schultze y Loschelder, (2021). En la tarea 2, la incorporación del asesoramiento en la decisión final del 23 por 100 es similar a la reportada por Ribeiro *et al.* (2020). En esta tarea se proporcionó abundante información contextual favoreciendo que los participantes pudieran formar su propia opinión, reduciendo así la dependencia hacia la recomendación externa del asesor. Por tanto, en escenarios de bajo contexto (tarea 1), la incertidumbre (o falta de conocimiento) obliga a una casi total dependencia de la recomendación del asesor mientras que, en escenarios con más información contextual (tarea 2) y donde no existe una decisión o respuesta correcta, la recomendación recibida actúa como complemento a una opinión ya formada.

Aunque varios participantes mencionaron en sus comentarios (posteriores al experimento) el efecto del asesor (estudiante de doctorado o gerente de empresa) en sus decisiones, no se observaron diferencias significativas en los niveles medios de confianza entre ambos tipos de asesor, estudiante de Geografía y gerente de empresa. Algunos participantes señalaron que el espíritu de equipo del gerente transmitía credibilidad y confianza, mientras que otros cuestionaron sus credenciales, subrayando la importancia de las creencias sobre la competencia o habilidad del asesor (Harvey y Fischer, 1997). Cabe remarcar, que la confianza en el asesor no explica la diferencia del impacto del asesoramiento observado entre las tareas 1 y 2.

En cuanto al género del asesor, este no afectó al impacto del asesoramiento (WOA) en la tarea 1, o escenario de bajo contexto, pero sí resultó significativo en la tarea 2. Las mujeres siguieron más la recomendación del asesor cuando este era un hombre o cuando no se disponía información sobre el género del asesor. Este resultado sugiere la existencia de un sesgo de género en la tarea 2 que no favorece a las mujeres asesoras cuando el decisor es otra mujer. En este caso, no proporcionar información sobre el género del asesor podría reducir los prejuicios de género, permitiendo evaluar la competencia del asesor de manera más objetiva. Es importante destacar que, aunque la confianza en el asesor es un factor fundamental a la hora de seguir sus recomendaciones, no se hallaron diferencias significativas en los niveles de confianza hacia el asesor en función de su género.

También resulta destacable que, el 22 por 100 de los participantes no superaron la comprobación de manipulación respecto el género del asesor. La mayoría de los errores cometidos se concentraron en el grupo de asesores de género no definido, que con frecuencia fueron identificados erróneamente como hombres. El hecho de que se asignara de forma errónea el género del asesor sugiere que un mayor peso del asesoramiento tiende a vincularse implícitamente con características masculinas, lo que refleja la persistencia de estereotipos que asocian la autoridad, la competencia técnica y la capacidad de decisión con figuras masculinas, incluso cuando la información disponible no justifica tal

asociación. En resumen, los principales resultados son los siguientes:

- El asesoramiento se integra en menor medida en la decisión final cuando se dispone de más información.
- En contextos con mucha información disponible, el asesoramiento se integra en mayor medida en la decisión final cuando se desconoce el género del asesor.
- Las mujeres tienden a dar menor peso al asesoramiento cuando el asesor es una mujer en contextos con información abundante relacionados con la empresa.
- Una mayor confianza en el asesor incrementa la integración del asesoramiento en la decisión final, independientemente del género del asesor.

Los resultados obtenidos subrayan que, aunque la confianza es un elemento esencial en el impacto del asesoramiento, las creencias sobre la competencia del asesor y el contexto en el que se toman las decisiones influyen de forma decisiva en cómo el género del asesor modula dicho impacto. Esto tiene implicaciones prácticas, por ejemplo, en la gestión de crisis, donde proporcionar un contexto fáctico completo y no proporcionar información sobre el género del asesor podría favorecer el impacto del asesoramiento.

Sin embargo, en la práctica resulta difícil, y en muchos casos imposible, ocultar el género del asesor, lo que plantea un desafío real para diseñar intervenciones neutras. Los estereotipos de género pueden amplificar aún más este problema, ya que llevan a interpretar el asesoramiento a través de expectativas previas sobre quién “debería” poseer cierta competencia o autoridad. Cuando el asesoramiento procede de figuras públicas cuyo género es necesariamente visible, no es posible eliminar esa información, pero sí se puede reducir su peso relativo. Una estrategia posible consiste en reforzar la credibilidad mediante transparencia sobre la experiencia, los criterios técnicos y la evidencia utilizada, de modo que la atención se desplace hacia la competencia y no hacia la identidad del asesor.

Otra medida útil es diversificar los portavoces y los equipos visibles, para evitar que el público asocie determinadas áreas de asesoramiento con un solo perfil de género y mitigar así la influencia de los estereotipos en la recepción del mensaje. También sería interesante analizar si una mayor diversidad en el *pool* de asesores, incorporando más mujeres en roles de autoridad y comunicación pública, podría contribuir a modificar los estereotipos de género existentes y reducir su impacto en la aceptación del asesoramiento.

En conjunto, estas observaciones muestran que, aunque existen estrategias para reducir el peso del género del asesor en el impacto del asesoramiento, persisten desafíos prácticos difíciles de sortear. Aun así, el estudio aporta una contribución relevante: la novedad del estudio reside en incorporar el género del asesor a la literatura sobre el impacto del asesoramiento y en comparar directamente distintos contextos o tipos de decisiones, ampliando así la comprensión de los factores que moldean la toma de decisiones bajo incertidumbre. No obstante, esta contribución se ve acompañada de varias limitaciones que conviene considerar.

Una primera limitación del estudio es el uso del indicador sintético WOA para cuantificar el impacto del asesoramiento, ya que puntuaciones similares pueden corresponder a procesos cognitivos distintos y, cuando el asesoramiento es muy cercano a la estimación inicial, puede incluso subestimarse el impacto del asesoramiento. También existen problemas de comparabilidad directa entre los escenarios de alto y bajo contexto informativo (tareas 1 y 2), dado que el tipo de decisión que se debe tomar en cada uno de estos escenarios es diferente. Finalmente, en este trabajo no se ha considerado la búsqueda activa de asesoramiento, ya que este se ofrecía de manera no solicitada, y no se han medido de forma explícita los estereotipos de género atribuidos a cada tarea. Estas limitaciones abren la puerta a investigaciones que analicen con mayor precisión posibles estereotipos de género, cómo se procesan diferentes formas de asesoramiento y en qué condiciones la identidad del asesor adquiere mayor o menor relevancia.

NOTAS

(1) De acuerdo con un análisis de potencia estadística en G*Power 3.1.9.7, considerando un poder estadístico del 80 por 100, y un tamaño del efecto conservador del 0,16, el tamaño muestral mínimo requerido es de 99 participantes. En un experimento similar a la tarea 1, Schultze y Loschelder (2020) observaron un efecto moderado ($f = 0,22$; $p = 0,017$) con una fuerte correlación intraindividual ($r = 0,70$). Estudios comparables para la tarea 2 (Ribeiro et al., 2020; Tzioti et al., 2014) reportaron tamaños del efecto de $F = 0,20$ o $0,41$.

BIBLIOGRAFÍA

- Ache, F. (2019). Returning advice-taking to the wild: Empirical, theoretical, and normative implications of an ecological perspective (*Doctoral dissertation, Universität Tübingen*). <http://dx.doi.org/10.15496/publikation-19538>
- Adams, G. A., y Webster, J. R. (2021). Relating supervisor interpersonal emotion management-and task-oriented leadership to adaptive performance: a moderated-mediation model incorporating trust and gender. *Equality, Diversity and Inclusion: An International Journal*, 41(8), 1049-1068. <https://doi.org/10.1108/EDI-07-2021-0174>
- Bass, B. M. (1998). *Transformational leadership: Industrial, military, and educational impact*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Baekström, Y., Marsh, I. W., y Silvester, J. (2021). Financial advice and gender: Wealthy individual investors in the UK. *Journal of Corporate Finance*, 71, 101882. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2021.101882>
- Bailey, P. E., Leon, T., Ebner, N. C., Moustafa, A. A., y Weidemann, G. (2022). A meta-analysis of the weight of advice in decision-making. *Current Psychology*, 1-26. <https://doi.org/10.1007/s12144-022-03573-2>
- Bonaccio, S., y Dalal, R. S. (2006). Advice-taking and decision-making: An integrative literature review, and implications for the organizational sciences. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 101(2), 127-151. <https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2006.07.001>
- Brockner, J., y Wiesenfeld, B. M. (1996). An integrative framework for explaining reactions to decisions: interactive effects of outcomes and procedures. *Psychological Bulletin*, 120(2), 189. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.120.2.189-214>.
- Buchanan, I. (2025). *Women in Politics and Public Life. Research Briefing: House of Commons Library, UK Parliament*. <https://commonslibrary.parliament.uk/research-briefings/sn01250/>
- Carroll, L. (2015). *Alice's Adventures in Wonderland and Through the Looking-Glass*. 150th-Anniversary Edition (Penguin Classics Deluxe Edition), 26. Penguin.
- CMI. (2022). *Women remain under-represented in senior and strategic management positions, research shows*. <https://www.managers.org.uk/about-cmi/media-centre/press-office/press-releases/women-remain-underrepresented-in-senior-and-strategic-management-positions-research-shows/> [Last accessed: 28.08.2023]
- Cubel, M., Nuevo-Chiquero, A., Sanchez-Pages, S., y Vidal-Fernandez, M. (2016). Do Personality Traits Affect Productivity? Evidence from the Laboratory. *The Economic Journal*, 126(592), 654-681. <https://doi.org/10.1111/eoj.12373>
- Del Campo, C., Pauser, S., Steiner, E., y Vetschera, R. (2016). Decision making styles and the use of heuristics in decision making. *Journal of Business Economics*, 86, 389-412. <https://doi.org/10.1007/s11573-016-0811-y>
- De Vaan, M., y Stuart, T. (2022). Gender in the Markets for Expertise. *American Sociological Review*, 87(3), 443-477. <https://doi.org/10.1177/00031224221087374>
- Duan, J., Xu, Y., y Van Swol, L. M. (2021). Influence of self-concept clarity on advice seeking and utilisation. *Asian Journal of Social Psychology*, 24, 435-444. <https://doi.org/10.1111/ajsp.12435>
- Duchnowski, R., y Wiśniewski, Z. (2017). Accuracy of the Hodges-Lehmann estimates computed by applying Monte Carlo simulations. *Acta Geodaetica et Geophysica*, 52, 511-525. <https://doi.org/10.1007/s40328-016-0186-0>
- Eagly, A. H., y Carli, L. L. (2018). Women and the labyrinth of leadership. In *Contemporary issues in leadership* (pp. 147-162). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780429494000>
- Eagly, A. H., Johannesen-Schmidt, M. C., y Van Engen, M. L. (2003). Transformational, transactional, and laissez-faire

- leadership styles: a meta-analysis comparing women and men. *Psychological Bulletin*, 129(4), 569-591. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.129.4.569>
- Eagly, A. H., Makhijani, M. G., y Klonsky, B. G. (1992).** Gender and the evaluation of leaders: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 111(1), 3. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.111.1.3>
- Elsesser, K. M., y Lever, J. (2011).** Does gender bias against female leaders persist? Quantitative and qualitative data from a large-scale survey. *Human Relations*, 64(12), 1555-1578. <https://doi.org/10.1177/0018726711424323>
- Ferrero, A., y Scotti, V. (2022).** Measurement uncertainty. In *Forensic Metrology: An Introduction to the Fundamentals of Metrology for Judges, Lawyers and Forensic Scientists* (pp. 57-94). Cham: Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-031-14619-0_5
- Ferraro, F., Etzion, D., y Gehman, J. (2015).** Tackling grand challenges pragmatically: *Robust action revisited*. *Organization Studies*, 36(3), 363-390. <https://doi.org/10.1177/0170840614563742>
- Gigerenzer, G., y Gaissmaier, W. (2011).** Heuristic decision making. *Annual Review of Psychology*, 62, 451-482. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-120709-145346>
- Gino, F., y Moore, D. A. (2007).** Effects of task difficulty on use of advice. *Journal of Behavioral Decision Making*, 20(1), 21-35. <https://doi.org/10.1002/bdm.539>
- Gino, F., y Schweitzer, M. E. (2008).** Blinded by anger or feeling the love: how emotions influence advice-taking. *Journal of Applied Psychology*, 93(5), 1165. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.5.1165>
- Goldsmith, D. J., y Fitch, K. (1997).** The normative context of advice as social support. *Human Communication Research*, 23(4), 454-476. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2958.1997.tb00406.x>
- Harvey, N., y Fischer, I. (1997).** Taking advice: Accepting help, improving judgment, and sharing responsibility. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 70(2), 117-133. <https://doi.org/10.1006/obhd.1997.2697>
- Hedlund, J., Ilgen, D. R., y Hollenbeck, J. R. (1998).** Decision accuracy in computer-mediated versus face-to-face decision-making teams. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 76(1), 30-47. <https://doi.org/10.1006/obhd.1998.2796>
- Helzer, E. G., Myers, C. G., Fahim, C., Sutcliffe, K. M., y Abernathy, J. H. (2020).** Gender bias in collaborative medical decision making: emergent evidence. *Academic Medicine*, 95(10), 1524-1528. <https://doi.org/10.1097/ACM.0000000000003590>
- Hu, L., Jiang, N., Huang, H., y Liu, Y. (2022).** Perceived competence overrides gender bias: gender roles, affective trust and leader effectiveness. *Leadership y Organization Development Journal*, (ahead-of-print). <https://doi.org/10.1108/LODJ-06-2021-0312>
- Hütter, M., y Fiedler, K. (2019).** Advice-taking under uncertainty: The impact of genuine advice versus arbitrary anchors on judgment. *Journal of Experimental Social Psychology*, 85, 103829. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2019.103829>
- Klein, G., Shtudiner, Z., y Zwilling, M. (2021).** Uncovering gender bias in attitudes towards financial advisors. *Journal of Economic Behavior y Organization*, 189, 257-273. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2021.06.040>
- Laughlin, P. R., y Ellis, A. L. (1986).** Demonstrability and social combination processes on mathematical intellectual tasks. *Journal of Experimental Social Psychology*, 22(3), 177-189. [https://doi.org/10.1016/0022-1031\(86\)90022-3](https://doi.org/10.1016/0022-1031(86)90022-3)
- Mashele, W., y Alagidede, I. P. (2022).** The appropriate leadership styles in times of crisis: a study of women in senior leadership positions in corporate South Africa. *Gender in Management: An International Journal*, 37(7), 815-833. <https://doi.org/10.1108/GM-02-2021-0031>
- Mayer, R. C., Davis, J. H., y Schoorman, F. D. (1995).** An integrative model of organizational trust. *Academy of Management Review*, 20(3), 709-734. <https://doi.org/10.5465/amr.1995.9508080335>
- Owen, D. (2015).** Collaborative decision making. *Decision Analysis*, 12(1), 29-45. <https://doi.org/10.1287/deca.2014.0307>
- Pescetelli, N., y Yeung, N. (2021).** The role of decision confidence in advice-taking and trust formation. *Journal of Experimental Psychology: General*, 150(3), 507. <https://doi.org/10.1037/xge0000960>
- Post, C., Latu, I. M., y Belkin, L. Y. (2019).** A female leadership trust advantage in times of crisis: Under what conditions?.

Psychology of Women Quarterly, 43(2), 215-231. <https://doi.org/10.1177/0361684319828292>

- Prahl, A., y Van Swol, L. (2017).** Understanding algorithm aversion: When is advice from automation discounted?. *Journal of Forecasting*, 36(6), 691-702. <https://doi.org/10.1002/for.2464>
- Ragins, B. R., y Sundstrom, E. (1989).** Gender and power in organizations: A longitudinal perspective. *Psychological Bulletin*, 105(1), 51-88. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.105.1.51>
- Ribeiro, V. F., Hilal, A. V. G. D., y Avila, M. G. (2020).** Advisor gender and advice justification in advice-taking. *RAUSP Management Journal*, 55, 4-21. <https://doi.org/10.1108/RAUSP-08-2018-0068>
- Schrah, G. E., Dalal, R. S., y Sniezek, J. A. (2006).** No decision-maker is an island: Integrating expert advice with information acquisition. *Journal of Behavioral Decision Making*, 19(1), 43-60. <https://doi.org/10.1002/bdm.514>
- Schultze, T., Gerlach, T. M., y Rittich, J. C. (2018).** Some people heed advice less than others: Agency (but not communion) predicts advice-taking. *Journal of Behavioral Decision Making*, 31(3), 430-445. <https://doi.org/10.1002/bdm.2065>
- Schultze, T., y Loschelder, D. D. (2021).** How numeric advice precision affects advice-taking. *Journal of Behavioral Decision Making*, 34(3), 303-310. <https://doi.org/10.1002/bdm.2211>
- Schulz, L., Rollwage, M., Dolan, R. J., y Fleming, S. M. (2020).** Dogmatism manifests in lowered information search under uncertainty. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 117(49), 31527-31534. <https://doi.org/10.1073/pnas.2009641117>
- Sergent, K., y Stajkovic, A. D. (2020).** Women's leadership is associated with fewer deaths during the COVID-19 crisis: Quantitative and qualitative analyses of United States governors. *Journal of Applied Psychology*, 105(8), 771 <https://doi.org/10.1037/apl0000577>
- Sniezek, J. A., y Buckley, T. (1995).** Cueing and cognitive conflict in judge-advisor decision making. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 62, 159-174. <https://doi.org/10.1006/obhd.1995.1040>
- Söderberg, I. L. (2013).** Relationships between advisor characteristics and consumer perceptions. *International Journal of Bank Marketing*, 31(3), 147-166. <https://doi.org/10.1108/02652321311315276>
- Soll, J. B., y Larrick, R. P. (2009).** Strategies for revising judgment: How (and how well) people use others' opinions. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 35(3), 780. <https://doi.org/10.1037/a0015145>
- Tversky, A., y Kahneman, D. (1974).** Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases: Biases in judgments reveal some heuristics of thinking under uncertainty. *Science*, 185(4157), 1124-1131. DOI: 10.1126/science.185.4157.1124
- Tzioti, S. C., Wierenga, B., y Van Osselaer, S. M. (2014).** The effect of intuitive advice justification on advice-taking. *Journal of Behavioral Decision Making*, 27(1), 66-77. <https://doi.org/10.1002/bdm.1790>
- Van Swol, L. M., y Ludutsky, C. L. (2007).** Tell me something I don't know: Decision makers' preference for advisors with unshared information. *Communication Research*, 34(3), 297-312. <https://doi.org/10.1177/0093650207300430>
- Willis, H., Smith, J. C., y Devine, D. (2021).** Care to trust? Gender and trust in leaders during the Coronavirus pandemic. *Journal of Elections, Public Opinion and Parties*, 31(sup.1), 232-244. <https://doi.org/10.1080/17457289.2021.1924737>
- Yaniv, I. (2004).** Receiving other people's advice: Influence and benefit. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 93(1), 1-13. <https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2003.08.002>
- Yaniv, I., y Choshen-Hillel, S. (2012).** Exploiting the wisdom of others to make better decisions: Suspending judgment reduces egocentrism and increases accuracy. *Journal of Behavioural Decision Making*, 25(5), 427-434. <https://doi.org/10.1002/bdm.740>
- Yaniv, I., y Kleinberger, E. (2000).** Advice-taking in decision making: Egocentric discounting and reputation formation. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 83(2), 260-281. <https://doi.org/10.1006/obhd.2000.2909>
- Yaniv, I., y Milyavsky, M. (2007).** Using advice from multiple sources to revise and improve judgments. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 103(1), 104-120. <https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2006.05.006>

ANEXO A

CUADRO N.º A1

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS PARA EL WOA POR TAREA Y GÉNERO DEL ASESOR

	MEDIA	DS
Tarea 1. Poca información contextual	0,786	0,189
Asesor hombre	0,747	0,218
Asesor mujer	0,787	0,166
Asesor de género no definido	0,824	0,178
Tarea 2. Mucha información contextual	0,236	0,233
Asesor hombre	0,236	0,202
Asesor mujer	0,136	0,178
Asesor de género no definido	0,334	0,273

CUADRO N.º A2

DISTRIBUCIÓN DEL GÉNERO DE LOS PARTICIPANTES Y DE LOS ASESORES

GÉNERO DEL PARTICIPANTE	MUJER	HOMBRE	NO DEFINIDO	TOTAL
Hombre	18	17	13	48
Mujer	15	16	20	51
Total	33	33	33	99

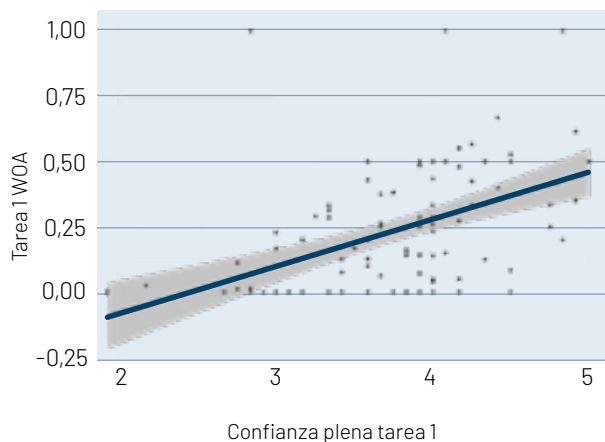
CUADRO N.º A3

RESUMEN DE RESULTADOS DE LAS MEDIDAS DE CONFIANZA EN EL ASESOR

MEDIDA DE CONFIANZA	MUJER		HOMBRE		GÉNERO NO DEFINIDO		CRON-BACH'S α
	MEDIA	SD	MEDIA	SD	MEDIA	SD	
Competencia T1	3,96	0,82	3,92	0,70	4,05	0,77	0,89
Competencia T2	3,69	0,55	3,62	0,74	4,10	0,65	0,87
Benevolencia T1	3,65	0,82	3,71	0,94	3,97	0,87	0,88
Benevolencia T2	3,77	0,74	3,88	0,66	4,02	0,81	0,84
Integridad T1	3,77	0,78	3,82	0,89	3,93	0,75	0,88
Integridad T2	3,55	0,60	3,65	0,56	3,83	0,76	0,85
Confianza_D T1	3,76	1,07	3,70	0,98	3,97	1,02	0,89
Confianza_D T2	3,44	0,75	3,52	0,94	4,00	0,90	0,87
Confianza total T1	3,79	0,77	3,79	0,79	3,98	0,72	-
Confianza total T2	3,61	0,55	3,66	0,58	3,99	0,70	-
Confianza global	3,70	0,60	3,72	0,60	3,98	0,63	-

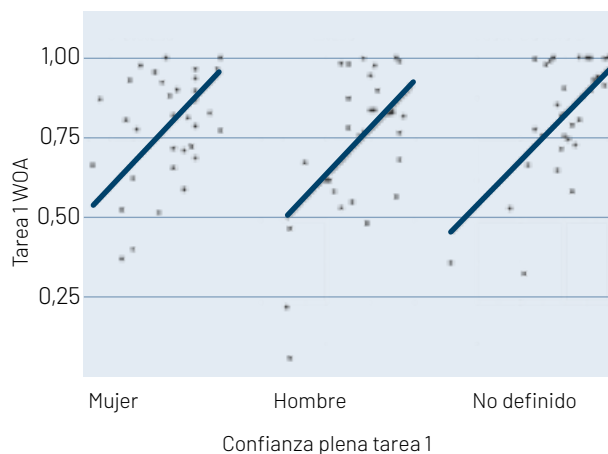
Nota: La confianza se midió de forma directa (Confianza_D) y también indirectamente considerando las dimensiones de confianza en la competencia (habilidad), integridad, y benevolencia del asesor para las tareas 1 y 2 (T1 y T2, respectivamente) y por género del asesor. La medida total de confianza resulta de combinar las medidas de confianza directa e indirectas (Mayer, 1995). Finalmente, se combinan las medidas de confianza de cada tarea para producir una medida global de confianza por tipo (género) de asesor.

GRÁFICO A1
CONFIANZA EN EL ASESOR E IMPACTO DEL ASESORAMIENTO (WOA) EN LA TAREA 1



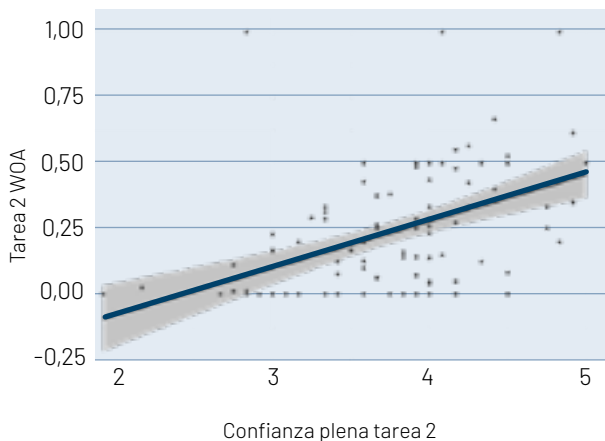
Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO A2
CONFIANZA EN EL ASESOR E IMPACTO DEL ASESORAMIENTO (WOA) EN LA TAREA 1 EN FUNCIÓN DEL GÉNERO DEL ASESOR



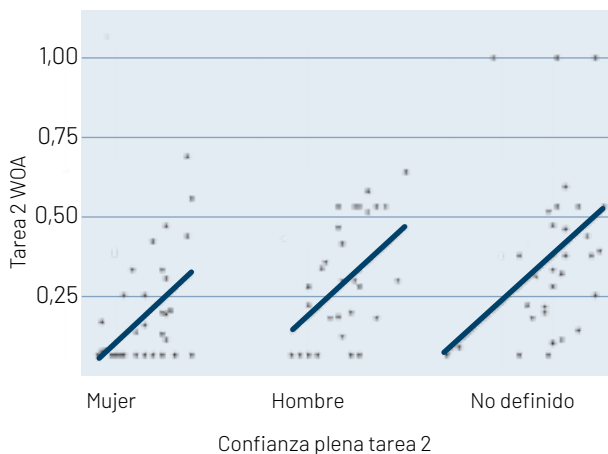
Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO A3
CONFIANZA EN EL ASESOR E IMPACTO DEL ASESORAMIENTO (WOA) EN LA TAREA 2



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO A4
CONFIANZA EN EL ASESOR E IMPACTO DEL ASESORAMIENTO (WOA) EN LA TAREA 2 EN FUNCIÓN DEL GÉNERO DEL ASESOR



Fuente: Elaboración propia.

ANEXO B

1. INSTRUCCIONES RECIBIDAS POR LOS PARTICIPANTES EN EL EXPERIMENTO

A continuación, se muestran las instrucciones recibidas en la tarea 1 y la tarea 2 por tipo de tratamiento.

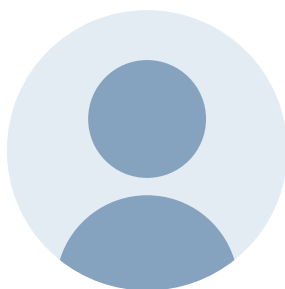
1. Tarea 1. Instrucciones

Instrucciones recibidas por los participantes al inicio de la tarea 1 en el tratamiento de control donde el género del asesor no se define o es neutro.

Parte 1

En la primera parte del experimento se le pedirá que estime correctamente la longitud de 15 ríos.

Después de proporcionar una primera estimación, recibirá el asesoramiento de un estudiante de doctorado en Geografía (en adelante, "su asesor"). Su asesor le dará una estimación de la longitud del río con el fin de ayudarlo a formarse una opinión.



Una vez haya recibido la estimación de su asesor, podrá volver a introducir y modificar su estimación inicial.

Guía

1. El río más largo es el Nilo con 6.650 km
2,1 km = 0,6 millas o 1 milla = 1,6 km

Las instrucciones para el resto de tratamientos son idénticas. Lo único que cambia entre tratamientos es el avatar del asesor que es masculino, femenino o de género no definido. En la siguiente cuadro B1 se muestran los avatares utilizados en cada tratamiento.

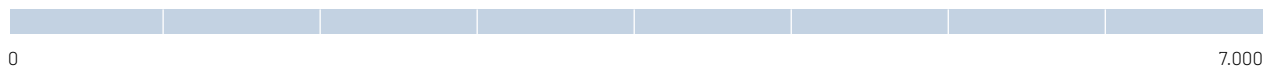
Cuadro B1: Avatar del asesor por tratamiento



Tras de recibir las instrucciones los participantes debían estimar la longitud de 15 ríos antes y después de recibir el asesoramiento de un asesor hipotético que podía ser hombre, mujer o de género neutro en función del tratamiento al que había sido asignado. A continuación, se muestra un ejemplo.

Respuesta inicial

Por favor, indique la longitud del río Níger.



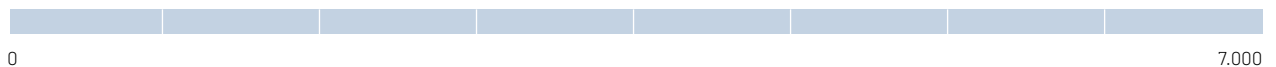
(Haga clic y arrastre el cursor para introducir su respuesta)

Asesoramiento

Lisa sugiere que la longitud real del río Níger es de **4.200 km**.

Segunda respuesta

Lisa sugiere que la longitud real del río Níger es de **4.200 km**.



Teniendo en cuenta la sugerencia de Lisa o no, vuelva a introducir su mejor estimación sobre la longitud del río Níger.

(Haga clic y arrastre el cursor para introducir su respuesta)

2. Tarea 2. Instrucciones

Tras finalizar la tarea 1 los participantes pasaron a realizar la tarea 2. Al inicio de la tarea 2 recibieron la siguiente información.

Parte 2

En la segunda parte del experimento deberá tomar una decisión económica antes y después de recibir el asesoramiento de un *manager* (gerente).

Esta es la información de la que dispone

Cliente

Empresa con sede en el Reino Unido especializada en la fabricación y venta de materiales de aislamiento tradicionalmente elaborados con corcho y madera. Actualmente, la empresa opera en el Reino Unido, Alemania, Países Bajos, Bélgica y Francia, y cuenta con instalaciones de producción en Polonia.

Nuevo producto

Debido a la alta competencia en el sector, su cliente busca diferenciarse de otras marcas y ha desarrollado un material de aislamiento de alto rendimiento llamado Bentex. Con Bentex, el aire queda atrapado en los diminutos poros de un material de base mineral. En general, este aislamiento está compuesto principalmente de aire. Las láminas aislantes de este tipo pueden ser muy delgadas y permiten un uso más eficiente del suelo edificable. Además, pueden ahorrarse recursos como arena y cemento. Por lo tanto, Bentex es más respetuoso con el medio ambiente y, a largo plazo, más económico.

Su cliente desea comenzar la introducción de Bentex en el norte de Europa, ya que estos mercados son conocidos por su mayor conciencia medioambiental y más propensos a adoptar este nuevo producto innovador.

El material aislante es solo una parte del amplio portafolio de productos del cliente.

Impacto financiero

Se espera que este proyecto tenga un impacto financiero significativo para su cliente.

Tras recibir esta información los participantes debían tomar la siguiente decisión:

Respuesta inicial

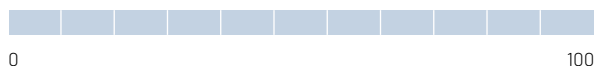
Habiendo leído la información anterior, por favor indique hasta que punto cree que su cliente debería introducir Bentex en el norte de Europ

0 – Definitivamente no entrar

50 – Neutral / Indiferente

100 – Definitivamente entrar

(Haga clic para escribir / ajuste el cursor para seleccionar su respuesta)



A continuación, el participante recibía el consejo de su asesor que era un hombre, una mujer o neutro en función del tratamiento al que había sido asignado. El ejemplo que se muestra a continuación corresponde al tratamiento en que el asesor era mujer. En el resto de los tratamientos, la recomendación es la misma pero el avatar era un hombre o neutro en función del tratamiento.

Asesoramiento

Como trabaja en este proyecto con ella, solicite la opinión de su manager (gerente) Hannah. Recibe de ella la siguiente respuesta :

“Le aconsejo que entre en el nuevo mercado con Bentex.”



Respuesta corregida

Como trabaja en este proyecto con ella, solicite la opinión de su manager (gerente) Hannah. Recibe de ella la siguiente respuesta :

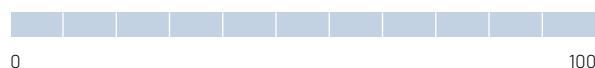
“Le aconsejo que entre en el nuevo mercado con Bentex.”

Teniendo en cuenta la sugerencia de Hannah o no, por favor vuelva a indicar hasta que punto está seguro/a de entrar en el nuevo mercado.

0 – Definitivamente no entrar

50 – Neutral / Indiferente

100 – Definitivamente entrar



(Haga clic para escribir / ajuste el cursor para seleccionar su respuesta)

IV. CUESTIONARIO POSEXPERIMENTO

1. Medidas de confianza en el asesor

	TOTALMENTE EN DESACUERDO	BASTANTE EN DESACUERDO	NI DE ACUERDO NI EN DESACUERDO	BASTANTE DE ACUERDO	TOTALMENTE DE ACUERDO
Tengo confianza en el asesoramiento que he recibido					
Sentí que mi asesor quería ayudarme					
Creo que mi asesor estaba bien preparado para ayudarme a tomar decisiones.					
Creo que mi asesor buscaba lo mejor para mí					
Tengo la certeza de que mi asesor puede tomar decisiones bien informadas					
Soy una persona dispuesta a asumir riesgos					
Creo que mi asesor estaba motivado para ayudarme a dar la mejor respuesta posible					
Me preocupa la integridad de mi asesor					
Creo que mi asesor tenía la capacidad de ofrecer asesoramiento de forma imparcial					
Di por hecho que mi asesor pretendía lograr una situación de beneficio mutuo al asesorarme					
Tengo mucha confianza en mis conocimientos sobre geografía					
Confíe en mi asesor					

2. Percepciones o creencias sobre el asesor de la tarea 1 y 2

Integridad

Habilidad/competencia

Benevolencia

Conocimiento (gestión empresa o geografía)

Aversión al riesgo

Confianza

3. Preguntas sociodemográfica

1) ¿Cuántos años tiene?

• 0 - 100

2) ¿Qué categoría describe mejor tu género?

• Mujer

• Hombre

• Género no-binario

• Otro

• Prefiere no responder

3) ¿Qué nivel de estudios estás cursando actualmente?

• Estudios de grado

• Estudios de posgrado

• Estudios de posgrado (investigación)

• Estudios de doctorado

• Otro

4) ¿Qué materia estás estudiando?

• Psicología

• Economía

• Dirección de empresa

• Otro

POLVO DE ESTRELLAS: SESGO DE GÉNERO Y ESCALAS DE EVALUACIÓN EN LA CRÍTICA DE CINE

Maria Cubel

City St George's University London

Santiago Sanchez-Pages

King's College London

Resumen

Este artículo analiza cómo la arquitectura de las evaluaciones influye en el sesgo de género en la crítica cinematográfica. Usamos más de 4.000 reseñas publicadas entre 2021 y 2025 en cuatro medios españoles, dos con escalas de estrellas enteras y dos con medias estrellas. Estimamos modelos de efectos aleatorios y fijos que predicen la puntuación media y la probabilidad de obtener la máxima calificación, controlando por características de las películas y el género del crítico. Encontramos que las películas dirigidas por mujeres reciben valoraciones inferiores, sobre todo por críticos varones, y que esta penalización se atenúa en escalas más finas.

Palabras clave: género, sesgos, evaluación, crítica cinematográfica.

Abstract

This article examines how the architecture of evaluation scales influences gender bias in film criticism. We use more than 4,000 reviews published between 2021 and 2025 in four Spanish outlets, two employing full-star scales and two using half-star ratings. We estimate random-effects and film fixed-effects models that predict both the average rating and the probability of receiving the maximum score, controlling for film characteristics and critic gender. We find that films directed by women receive lower evaluations, especially from male critics, and that this penalty diminishes when more granular scales are available.

Keywords: gender, bias, evaluation, film criticism.

JEL classification: J16, Z11.

I. INTRODUCCIÓN

Las escalas numéricas de evaluación se utilizan en múltiples contextos. Su objetivo declarado es medir de forma comparable y objetiva el desempeño individual y facilitar la asignación de contratos, remuneraciones o promociones. Este tipo de evaluaciones está presente en la docencia universitaria, la formación médica, la selección de personal y los mercados laborales digitales. Desde hace décadas, disciplinas como la psicología y la pedagogía las han empleado también para estandarizar la medición de habilidades y actitudes.

Sin embargo, la evidencia acumulada muestra que estos instrumentos numéricos están lejos de ser neutrales. Los sesgos cognitivos y sociales de

quienes evalúan generan diferencias sistemáticas en calificaciones. En concreto, las mujeres tienden a ser evaluadas con mayor severidad. Sus logros se reconocen en menor medida, su autoridad se cuestiona con más frecuencia y es menos probable que sean descritas como “brillantes” o “excepcionales”, categorías reservadas de manera desproporcionada a los hombres (Leslie *et al.*, 2015). Numerosos estudios documentan la presencia de estos sesgos de género en distintos ámbitos: las mujeres reciben sistemáticamente peores evaluaciones docentes (Boring, 2017; Mengel *et al.*, 2019; Fitzpatrick *et al.*, 2021); afrontan estándares más exigentes para publicar en revistas académicas y acceder a congresos (Card *et al.*, 2020, 2022; Hengel, 2022; Hospido y Sanz, 2021; Samahita, 2024), y sus propuestas de financiación son evaluadas menos

favorablemente (Witteman *et al.*, 2019). Estos sesgos tienen efectos acumulativos: ralentizan la progresión profesional, reducen la remuneración y perpetúan la infrarrepresentación femenina en ciertos campos (Alan *et al.*, 2018; Dupas *et al.*, 2021; Eberhardt *et al.*, 2023).

La investigación reciente ha comenzado a atender al papel que juega la arquitectura de la evaluación en la expresión de estos sesgos. Bajo este concepto se incluyen características formales del diseño de las escalas de evaluación: el número de categorías, su etiquetado o la forma de presentar los resultados. Estas dimensiones, aunque aparentemente técnicas, inciden en la manifestación de sesgos. Por ejemplo, Rivera y Tilcsik (2019) observaron que pasar de una escala de 10 a una de 6 puntos elimina las brechas de género en evaluaciones docentes, especialmente en disciplinas masculinizadas. Botelho *et al.* (2025) y Rivera (2025) encuentran que la dicotomización de escalas multipunto en mercados laborales digitales elimina diferencias raciales y salariales. Estos resultados sugieren que el diseño de las escalas afecta tanto a su fiabilidad y validez como al grado en que los sesgos de género y otras formas de discriminación se reflejan en las evaluaciones.

En el presente artículo estudiamos esta cuestión en el ámbito de la crítica cinematográfica. En las industrias culturales, donde los juicios de valor son necesariamente subjetivos, la crítica ejerce una influencia decisiva sobre trayectorias y reputaciones. El uso de estrellas, puntuaciones sobre 10 o sobre 100 y, más recientemente, los algoritmos de agregación como Rotten Tomatoes o Metacritic han convertido las evaluaciones numéricas en un lenguaje universal para sintetizar juicios de valor sobre el cine.

Las industrias creativas no son ajenas a los patrones de sesgo de género existentes en entornos técnicos y corporativos. En el caso del cine, la desigualdad comienza ya en la producción: las mujeres ocupan apenas una cuarta parte de los roles creativos clave en la mayoría de las cinematografías nacionales (Berry *et al.*, 2022; Loist *et al.*, 2024). En el ámbito crítico, las mujeres siguen siendo una minoría pese a avances recientes (VIDA Foundation, 2020). Además, la figura del “autor” y del “genio creativo” continúa asociada de manera

predominante a los hombres (Nochlin, 1972; Proudfoot *et al.*, 2015). Este sesgo de género impregna también la recepción crítica. Como documentamos en un trabajo anterior (Cubel y Sanchez-Pages, 2025), las películas dirigidas por mujeres reciben puntuaciones inferiores, en especial por parte de los críticos varones, incluso controlando por otros indicadores de calidad. La pregunta de investigación que guía este artículo es si esa penalización puede verse modulada por la arquitectura de la evaluación. Esta cuestión es relevante porque la crítica, en tanto que instancia de legitimación cultural, puede contribuir a reforzar o a mitigar las desigualdades existentes.

Para ello, analizamos una muestra de más de 4.000 reseñas publicadas entre 2021 y 2025 en cuatro medios digitales españoles. Dos de ellos utilizan una escala de estrellas enteras (5 puntos) para puntuar las películas que reseñan, mientras que los otros dos admiten medias estrellas (9 puntos). Esto nos permite examinar cómo la granularidad de la escala modula la expresión del sesgo de género. Combinamos información a nivel de película y de crítico, incorporando datos sobre las características de los filmes, su recepción y la identidad del revisor. Estimamos modelos de efectos aleatorios y especificaciones con efectos fijos de película para comparar valoraciones dentro de un mismo título, analizando tanto la puntuación media como la probabilidad de recibir la máxima calificación en función del género del equipo directoral y de la persona que escribe la reseña.

Nuestros resultados confirman en parte la literatura previa que muestra que la arquitectura de la escala altera los sesgos de evaluación. Sin embargo, nuestras estimaciones sugieren que la penalización crítica hacia las películas dirigidas por mujeres se reduce bajo escalas con mayor granularidad, no menor. Mientras que bajo la escala de 5 puntos los filmes dirigidos por mujeres reciben entre 0,15 y 0,19 estrellas menos en promedio, la diferencia desaparece cuando se permite el uso de medias estrellas. Esto sugiere que los críticos cinematográficos no emplean la mayor granularidad de la escala para discriminar de forma encubierta el trabajo de las directoras, como encuentran Rivera y Tilcsik (2019) y Botelho *et al.* (2025) en otros ámbitos.

Nuestro análisis tampoco confirma la hipótesis de que una escala más fina refuerza la asociación entre la máxima puntuación y atributos estereotípicamente masculinos como “brillantez” o “genialidad”. Más allá del efecto mecánico de que una película tenga una mayor probabilidad de recibir la máxima nota bajo la escala de 5 puntos que bajo la de 9, no detectamos una penalización hacia las directoras en la probabilidad de recibir 5 estrellas, ni que esta dependa del tipo de escala. Una posible explicación es que, al contrario de lo que sucedía en el cuasiexperimento de Rivera y Tilcsik (2019), la puntuación máxima es de 5 estrellas en ambas escalas, por lo que el valor simbólico asociado a ese umbral no cambia.

Por último, los resultados confirman que la penalización procede principalmente de los críticos varones, en línea con lo documentado en Cubel y Sanchez-Pages (2025). Bajo escalas de 5 puntos, estos asignan entre 0,18 y 0,20 estrellas menos a las películas dirigidas por mujeres. Con medias estrellas, esa penalización desaparece. Si bien este patrón no es robusto a la introducción de efectos fijos de película y no se repite cuando estudiamos la probabilidad de recibir la máxima calificación, la evidencia es consistente en asociar el sesgo de género en las evaluaciones con los críticos hombres. Las críticas mujeres no muestran diferencias sistemáticas en ninguna especificación.

Por tanto, nuestros resultados corroboran que la arquitectura de la evaluación no es un aspecto neutral. La granularidad de la escala, lejos de ser un aspecto trivial, condiciona la magnitud y visibilidad de los sesgos de género en la crítica cinematográfica. Aportamos así evidencia de que es importante prestar atención al diseño de los sistemas de puntuación, pues modula el grado en que prejuicios y estereotipos se reflejan en la valoración del trabajo creativo.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

El presente artículo está relacionado con el prolongado debate en psicometría sobre qué escala maximiza la fiabilidad y validez de las respuestas. Preston y Colman (2000) encontraron que la fiabilidad tiende a aumentar con el número de puntos,

alcanzando su máximo en torno a siete categorías. Estudios posteriores matizaron esta conclusión. Cook y Beckman (2009) mostraron que una escala de 9 puntos permite distinguir mejor los niveles de competencia que una de 5, aunque ambas ofrecen una consistencia aceptable. Revilla *et al.* (2014) coincidieron en que las escalas intermedias (de siete a diez categorías) equilibran validez y precisión, mientras que Weathers *et al.* (2005) y Weijters *et al.* (2010) destacaron que las escalas muy largas generan fatiga cognitiva, por lo que pueden resultar poco informativas. Más recientemente, Yoon (2024) ha concluido que no existe un formato universalmente superior: la longitud idónea depende del contexto, de los objetivos de la medición y de las características de los encuestados. En cualquier caso, la literatura psicométrica subraya que el diseño de una escala de evaluación no es neutro.

Esa falta de neutralidad ha llevado a examinar cómo la arquitectura de la evaluación interactúa con sesgos cognitivos y sociales. Weijters *et al.* (2010) mostraron que etiquetar todas las categorías incrementa el sesgo de conformidad, pero reduce tanto el uso de extremos como las inconsistencias, mientras que la inclusión de un punto medio favorece respuestas moderadas. Eutsler y Lang (2015) observaron que las escalas completamente descritas reducen la ambigüedad, mientras las que solo tienen los extremos etiquetados amplifican la interpretación subjetiva de las posiciones intermedias.

Varios trabajos en esta literatura demuestran que la arquitectura de evaluación condiciona la expresión de prejuicios latentes. Por ejemplo, Culpepper *et al.* (2023) observaron que las rúbricas pueden mitigar sesgos en la contratación académica al obligar a los evaluadores a justificar sus puntuaciones, aunque advierten que, si los criterios son sesgados, esta herramienta puede reproducir la desigualdad. En la misma línea, Brooke y Rao (2024) demostraron que intervenciones en plataformas digitales, como simplificar escalas o destacar atributos positivos, pueden alterar sustancialmente los patrones de discriminación.

Dos trabajos se han centrado en la relación entre el diseño de las escalas de evaluación y la expresión de sesgos de género. En un cuasiexperimento natural

en una universidad estadounidense, Rivera y Tilcsik (2019) observaron que al pasar de una escala de 10 a una de 6 puntos desaparecía la brecha de género en las puntuaciones del profesorado, especialmente en áreas dominadas por hombres. Un experimento de encuesta replicó este resultado manteniendo constante la calidad de la enseñanza: la penalización a las profesoras era significativa con una escala de 10 puntos, pero desaparecía con una de 6. Los autores interpretan este fenómeno señalando que el “10” está culturalmente asociado con la brillantez y la perfección, atributos tradicionalmente más vinculados a los hombres (Leslie et al., 2015), lo que hace que los evaluadores sean más reacios a asignarlo a mujeres. En cambio, el máximo en una escala del uno al seis carece de esa connotación.

Recientemente, Botelho et al. (2025) han analizado evaluaciones en mercados laborales digitales y encuentran que la dicotomización de escalas reduce la discriminación racial y contribuye a disminuir desigualdades de ingresos. Rivera (2025) interpreta esto como el resultado de que las escalas binarias eliminan el margen para expresar sesgos sutiles. Estos estudios sugieren, por tanto, que los sesgos se producen en los matices intermedios de las escalas, donde un evaluador puede justificar otorgar un “4” en lugar de un “5” sin reconocerlo como un acto discriminatorio.

Este marco es pertinente para la crítica cultural y artística, especialmente la cinematográfica, donde abundan las puntuaciones numéricas. La historiografía del cine ha consagrado a directores varones como paradigmas del genio creador, mientras que las mujeres directoras han sido invisibilizadas o tratadas como excepciones (Nochlin, 1972). Esta pauta se ha mantenido gracias a un ecosistema cinematográfico en el que las mujeres continúan infrarrepresentadas tanto en puestos creativos clave como en la crítica (Loist et al., 2024; VIDA Foundation, 2020).

La investigación reciente confirma que los sesgos de género afectan la valoración de obras creativas en múltiples campos, incluido el cine. Cubel y Sanchez-Pages (2025) muestran que las películas dirigidas por mujeres reciben calificaciones más bajas en promedio, y que esta penalización proviene sobre todo de los críticos varones. Su análisis textual de

reseñas críticas revela que los filmes de directoras tienen menos probabilidades de ser descritos como obras “brillantes” o “excepcionales” y que se les asocia con más frecuencia a temas subjetivos y particulares.

Patrones comparables emergen en la crítica literaria. Los críticos suelen favorecer a autores de su mismo género, y se ha observado que las críticas profesionales valoran relativamente peor a autoras. Además, las obras de mujeres se asocian con géneros y temas de menor prestigio, mientras que las de hombres se evalúan en términos de estructura y estilo (Lassen et al., 2022, 2023; Thelwall, 2019; Touileb et al., 2020). Estas diferencias reproducen el estereotipo cultural que identifica la creatividad con lo masculino (Proudfoot et al., 2015). No sorprende, por ello, que intervenciones como las audiciones “a ciegas” en orquestas sirvan para aumentar la contratación de mujeres (Goldin y Rouse, 2000).

Este artículo estudia la intersección entre crítica cultural y arquitectura de la evaluación. Nuestro objetivo es aplicar este marco teórico y empírico al campo del cine. A diferencia de otros ámbitos como la docencia universitaria o las plataformas de trabajo temporal, en los que los evaluadores son un grupo mucho más numeroso que los evaluados, nuestro análisis se centra en un colectivo muy definido de evaluadores profesionales: los críticos.

III. DATOS

Recopilamos una muestra de 4.201 reseñas de largometrajes publicadas entre agosto de 2021 y agosto de 2025 en cuatro medios digitales españoles. Dos de ellos utilizan calificaciones que solo permiten estrellas enteras, de 1 a 5: *Fotogramas.es* y *El Antepenúltimo Mohicano (EAM)*. *Fotogramas.es* es la revista cinematográfica más antigua de España, fundada en 1946. Su web recibe más de seis millones de usuarios únicos mensuales (ComScore, 2024). Todas sus reseñas están firmadas por críticos profesionales. EAM, por su parte, es un portal independiente dedicado al cine de autor y de festivales. Aunque sus colaboradores no siempre cuentan con una carrera periodística establecida, sus textos presentan un marcado tono analítico y académico, como confirman los indicadores lin-

güísticos de legibilidad y complejidad léxica que se mostrarán más adelante. EAM opera a menor escala, se estima que recibe entre 80.000 y 150.000 visitas únicas mensuales, pero goza de prestigio en la cultura cinéfila en castellano por su atención constante al cine independiente y de autor.

Los otros dos medios, *Cinemanía* y *La Razón*, utilizan escalas que permiten medias estrellas y que, por tanto, tienen 9 puntos posibles. *Cinemanía* fue fundada en 1995 y tiene una presencia consolidada como revista cinematográfica especializada, con ediciones impresas y digitales. Es segunda tras *Fotogramas* en terminos de usuarios únicos dentro de la categoría de crítica de cine (ComScore, 2024). Sus reseñas son elaboradas por críticos de plantilla y colaboradores regulares, y cubren tanto estrenos comerciales como títulos de cine de autor. *La Razón*, en cambio, es un diario generalista con una sección cultural y de espectáculos que incluye críticas cinematográficas. Sus reseñas, aunque menos extensas, aportan una perspectiva distinta: su tono es más periodístico, adaptado a un público amplio, y permiten evaluar si el sesgo de género detectado en espacios especializados se reproduce también en medios generalistas.

En conjunto, la muestra incluye reseñas de 1.919 películas distintas, escritas por 105 críticos, de los cuales el 27,6 por 100 son mujeres. Para cada película, hemos recopilado variables en dos bloques principales: características de producción y distribución, e indicadores de recepción. Las primeras incluyen género, duración, países de producción, lenguas y tipo de estreno, obtenidos de la base de datos abierta The Movie Database (TMDb). También medimos la participación de mujeres en guion y dirección de fotografía. Cuando la información de género del equipo creativo no estaba disponible en TMDb, la completamos manualmente revisando perfiles profesionales, entrevistas y páginas oficiales.

Los indicadores de recepción provienen de la popular web IMDb, e incluyen el número de votos y calificación media como aproximación al reconocimiento del público, y el recuento de premios y nominaciones como medida de validación artística. También recopilamos datos de taquilla mundial y presupuesto de producción. Los datos de ingresos proceden de IMDb y, cuando fue necesario, de The

Numbers, TMDb y el Instituto de la Cinematografía y de las Artes Audiovisuales (ICAA). Cabe mencionar que la información sobre presupuestos de producción presenta vacíos importantes, especialmente concentrados en producciones independientes.

Por último, para caracterizar el estilo de las reseñas, aplicamos dos métricas de legibilidad en castellano: el índice de perspicuidad de Szigriszt-Pazos (1993), basado en la longitud de frases y el cómputo de sílabas, y el índice μ de legibilidad (Muñoz, 2006), que mide la complejidad léxica a partir de la longitud y variación de las palabras.

IV. ANÁLISIS DESCRIPTIVO

1. Por escala

Comenzamos examinando las diferencias de calificaciones entre escalas de estrellas enteras y aquellos que incorporan medias estrellas (cuadro n.º 1). Las reseñas en una escala de 5 puntos otorgan una media de 3,45 estrellas, significativamente superior a la de los medios que permiten medias estrellas, 3,33. En la primera escala, el 7,8 por 100 de las reseñas asigna la máxima calificación de 5 estrellas, mientras que en la escala de 9 puntos la proporción se reduce al 4 por 100. Esta diferencia es esperable dado el efecto mecánico de contar con un mayor número de categorías, que hace menos frecuente el uso de la máxima calificación.

En cuanto al perfil de género, no aparecen diferencias significativas entre los dos grupos de medios. Las películas dirigidas por mujeres representan el 24,4 por 100 de las reseñadas en medios que utilizan estrellas enteras y el 22,6 por 100 en los de medias estrellas. Lo mismo ocurre con la proporción de mujeres en el equipo de guionistas (29 por 100 vs. 28,2 por 100) y de directoras de fotografía (13,8 por 100 vs. 13,3 por 100). Donde sí se observa una diferencia significativa es en la autoría crítica: las mujeres firman el 17,5 por 100 de las reseñas en los medios con estrellas enteras, frente al 29,9 por 100 en los que permiten medias estrellas.

Un aspecto adicional es la consistencia de las valoraciones entre críticos que reseñan una misma pe-

lícula, que puede medirse estimando la correlación intraclase (ICC). En la escala de estrellas enteras, la ICC alcanza un valor de 0,43, lo que implica que cerca del 43 por 100 de la variación en las puntuaciones se debe a diferencias entre películas, mientras que el

resto obedece a diferencias sistemáticas entre autores y a variación idiosincrática. En cambio, en las cabeceras que utilizan medias estrellas, la ICC desciende a 0,24, reflejando un menor grado de acuerdo entre críticos (1).

CUADRO N.º 1

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE RESEÑAS POR TIPO DE ESCALA

VARIABLE	ESTRELLAS ENTERAS (n = 2027)	MEDIAS ESTRELLAS (n = 2174)
Estrellas	3,45 [3,42, 3,49]	3,33 [3,30, 3,36]
Legibilidad	61,78 [61,54, 62,02]	51,62 [51,35, 51,89]
Simplicidad	56,24 [56,06, 56,41]	37,07 [36,73, 37,40]
Críticas mujeres	17,5% [15,9%, 19,2%]	29,9% [28,0%, 31,9%]
Directoras mujeres	24,7% [22,9%, 26,6%]	23,0% [21,2%, 24,8%]
Guionistas mujeres	29,0% [27,0%, 31,0%]	28,2% [29,0%, 34,8%]
Directoras de fotografía	13,8% [12,3%, 15,3%]	13,3% [11,9%, 14,8%]
Nota IMDb	6,50 [6,47, 6,53]	6,40 [6,36, 6,43]
Votos en IMDb	43.096 [38.597, 56.972]	39.105 [34.979, 43.231]
Taquilla	\$89,35M [\$75,26M, \$103,45M]	\$92,86M [\$78,37M, \$107,35M]
Presupuesto	\$63,27M [\$53,44M, \$73,11M]	\$47,23M [\$42,61M, \$51,85M]
Premios	10,94 [9,69, 12,18]	9,31 [8,26, 10,36]
Nominaciones	26,45 [24,05, 28,85]	23,03 [20,83, 25,24]
Drama	67,4% [59,3%, 65,3%]	61,8% [69,5%, 75,1%]
Comedia	24,1% [22,3%, 26,0%]	27,1% [25,3%, 29,0%]
Producción EE. UU.	37,5% [35,4%, 39,6%]	33,9% [31,9%, 35,9%]
Producción España	21,9% [20,1%, 23,7%]	27,9% [26,1%, 29,8%]

La desagregación por cabecera (cuadro n.º A1) muestra diferencias que reflejan culturas críticas diferenciadas. *Fotogramas* es el medio más generoso en sus puntuaciones (3,53 estrellas de media), y con un estilo de escritura más accesible (legibilidad de 63,8, simplicidad de 57,3). *EAM* se distingue por un lenguaje más denso (59,7 de legibilidad, 55,2 de simplicidad) y por reseñar más cine de autor, con la mayor proporción de directoras (27,9 por 100), guionistas mujeres (31,8 por 100) y directoras de fotografía (15,5 por 100). *Cinemanía* se sitúa en una posición intermedia (3,40 estrellas otorgadas en media), pero tiene el estilo más complejo (legibilidad de 52,0), y un mayor peso de las producciones nacionales (30,6 por 100). *La Razón* es el medio más estricto en sus puntuaciones (3,19) pese a ser también la cabecera que cubre filmes de mayor prestigio, medido por el número de nominaciones y premios (28,7 nominaciones y 11,6 premios de media). Aunque *La Razón* destaca por el alto peso de su crítica femenina (32,4 por 100 de las reseñas), hay que mencionar que su sección de crítica cinematográfica está formada únicamente por dos periodistas, un hombre y una mujer.

2. Por género del director

De las 1.919 películas reseñadas, el 23,8 por 100 fueron dirigidas por mujeres, el 73,3 por 100 por hombres y el resto por equipos mixtos. Estos porcentajes se mantienen al considerar el universo de críticas (23,8 por 100 dirigidas por mujeres, 76 por 100 por hombres). El cuadro n.º 2 muestra que, agregando ambas escalas, las películas dirigidas por mujeres reciben valoraciones significativamente más bajas que las de hombres (3,34 frente a 3,40, $z = 2,08$, $p = 0,038$) y reciben una proporción menor de máximas calificaciones (4,3 por 100 frente a 6,3 por 100; $z = 2,38$, $p = 0,017$).

El gráfico 1 muestra la distribución de las calificaciones en estrellas por género del director bajo cada escala. En el caso de estrellas completas

CUADRO N.º 2

ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS POR GÉNERO DE DIRECTOR Y CRÍTICO

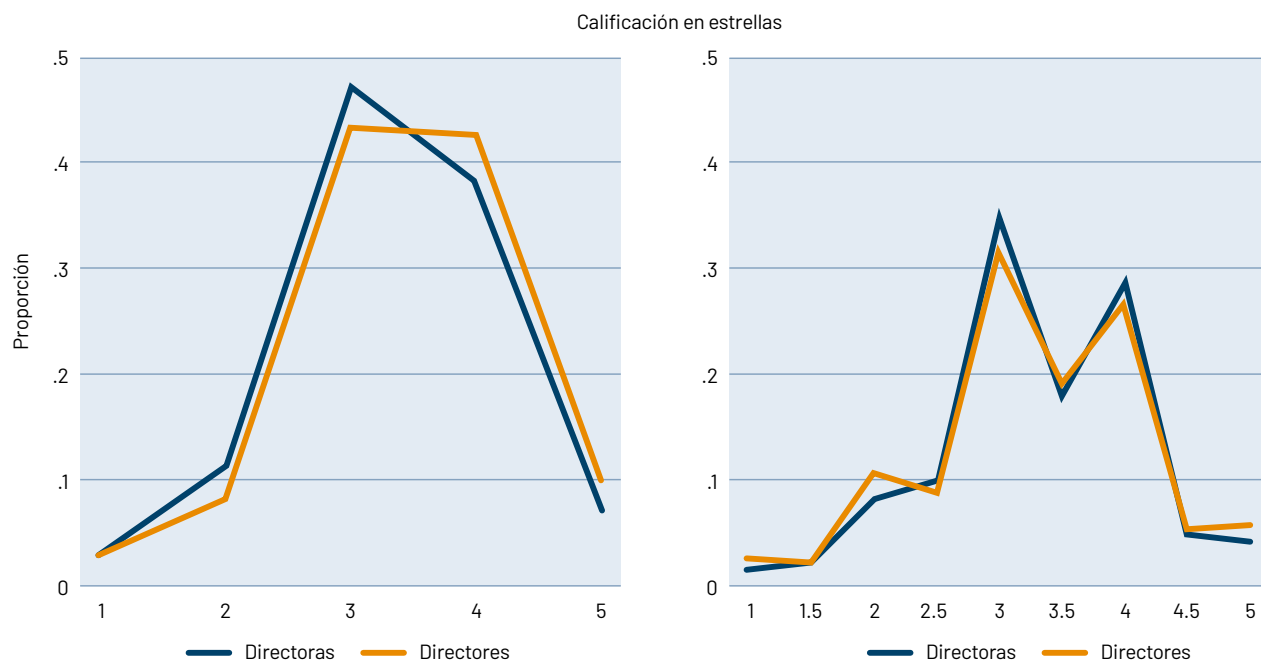
VARIABLE	DIRIGIDAS POR HOMBRES (n = 3096)	DIRIGIDAS POR MUJERES (n = 1000)	CRÍTICOS HOMBRES (n = 3189)	CRÍTICAS MUJERES (n = 1004)
Estrellas	3,40 [3,37, 3,42]	3,35 [3,30, 3,39]	3,37 [3,34, 3,40]	3,45 [3,41, 3,49]
5 estrellas	6,33 [5,47,7,19]	4,30 [3,04,5,56]	5,96 [5,14,6,78]	5,38 [3,98,6,77]
Legibilidad	56,69 [56,41, 56,96]	56,08 [55,58, 56,58]	56,38 [56,10, 56,65]	56,99 [56,53, 57,46]
Simplicidad	46,40 [45,99, 46,80]	46,09 [45,37, 46,81]	46,85 [46,46, 47,25]	44,60 [43,87, 45,33]
Guionistas mujeres	11,1% [10,1%, 12,3%]	80,5% [77,8%, 82,7%]	26,8% [25,2%, 28,3%]	34,2% [31,3%, 37,2%]
Directoras de fotografía	8,6% [7,6%, 9,7%]	28,5% [25,8%, 31,4%]	12,9% [11,7, 14,1%]	15,7% [13,5%, 18,1%]
Nota IMDb	6,46 [6,43, 6,49]	6,40 [6,35, 6,45]	6,45 [6,42, 6,48]	6,44 [6,39, 6,49]
Votos en IMDb	49.048 [45.160, 52.936]	18.894 [15.010, 22.778]	44.175 [40.478, 47.873]	31.064 [26.186, 35.942]
Taquilla	\$103,19M [\$91,22M, \$115,15M]	\$35,29M [\$20,25M, \$50,34M]	\$96,28M [\$84,32M, \$108,25M]	\$72,35M [\$54,56M, \$90,14M]
Presupuesto	\$52,15M [\$48,39M, \$55,91M]	\$24,41M [\$18,35M, \$30,48M]	\$49,30M [\$45,53M, \$53,07M]	\$41,18M [\$34,50M, \$47,87M]
Premios	10,22 [9,27, 11,17]	10,22 [8,54, 11,90]	10,18 [9,22, 11,14]	9,87 [8,40, 11,34]
Nominaciones	26,07 [24,08, 28,06]	21,62 [18,68, 24,56]	24,77 [22,89, 26,66]	24,50 [21,25, 27,75]
Drama	60,8% [59,1%, 62,5%]	76,3% [73,6%, 78,8%]	62,7% [61,1%, 64,4%]	70,1% [67,2%, 72,9%]
Comedia	27,0% [25,4%, 28,6%]	20,5% [18,1%, 23,1%]	25,5% [24,0%, 27,1%]	26,1% [23,5%, 28,9%]
Producción EE. UU.	39,3% [37,6%, 41,0%]	24,8% [22,2%, 27,6%]	37,6% [35,9%, 39,3%]	29,4% [26,6%, 32,3%]
Producción España	22,9% [21,4%, 24,4%]	32,2% [29,4%, 35,2%]	23,2% [21,8%, 24,7%]	30,6% [27,8%, 33,5%]

(panel izquierdo), el desplazamiento hacia notas más bajas para las directoras es evidente. La escala de medias estrellas (panel derecho) presenta una distribución más compleja. La comparación entre géneros en este caso sugiere una mayor varianza en las calificaciones de las películas dirigidas por hombres, que reciben con mayor frecuencia notas extremas (1-1,5 y 5 estrellas). Esta diferencia en va-

riabilidad es estadísticamente significativa (test de Levene, $p = 0,019$). Las películas reseñadas dirigidas por mujeres reciben también menores puntuaciones en IMDb (6,39 frente a 6,46; $t = 2,29$, $p = 0,022$) y son menos populares (19.027 frente a 47.778 votos recibidos en IMDb; $t = 7,91$, $p < 0,001$). También cuentan con presupuestos y taquillas significativamente inferiores ($t = 1,96$, $p = 0,050$ para presupuestos,

GRÁFICO 1

DISTRIBUCIÓN DE VALORACIONES POR TIPO DE ESCALA



Fuente: Elaboración propia.

$t = 6,43$, $p < 0,001$ para ingresos). En términos de reconocimiento artístico, las películas dirigidas por mujeres reciben menos nominaciones ($t = 2,16$, $p = 0,031$), pero no menos premios ($t = -0,09$, $p = 0,926$). Las mujeres directoras dirigen más dramas (76,3 por 100 frente a 60,9 por 100) y menos comedias (20,8 por 100 frente a 26,8 por 100).

Otra diferencia marcada aparece en la composición de género de los equipos creativos: en las películas dirigidas por mujeres, el 80,5 por 100 de los guionistas y el 28,1 por 100 de los directores de fotografía son mujeres, frente al 11,5 por 100 y 8,8 por 100, respectivamente, en las películas dirigidas por hombres. Estos patrones reflejan una mayor propensión de las directoras a colaborar con otras mujeres que también aparece en otros entornos (Ductor *et al.*, 2023).

3. Por género del crítico

Los críticos mujeres firman el 24 por 100 de las reseñas. Se observa que, bajo la escala de es-

trellas enteras, los críticos hombres son significativamente más estrictos en sus valoraciones que sus colegas mujeres (3,37 frente a 3,45 estrellas; $z = 4,57$, $p < 0,001$), mientras que en la escala con medias estrellas no hay diferencia ($z = 0,49$, $p = 0,625$). En relación con la máxima calificación, en la escala de estrellas enteras se mantiene que los hombres son más estrictos (7,3 por 100 frente a 10,2 por 100), aunque la diferencia es marginalmente significativa ($z = 1,83$, $p = 0,067$). Bajo la escala de 9 puntos, ocurre lo contrario: los hombres son más propensos a otorgar la máxima puntuación (4,5 por 100 frente a 2,8 por 100), y la significación es más clara ($z = -1,87$, $p = 0,061$).

En cuanto a las películas reseñadas, los críticos hombres cubren filmes de similar presupuesto y recepción crítica que los reseñados por mujeres (2), pero que son más populares (44.175 frente a 31.120 votos en IMDb; $t = -3,60$, $p < 0,001$) y recaudan significativamente más (54,6 frente a 37 millones de dólares; $t = -2,60$, $p = 0,009$). Por el contrario,

las críticas mujeres reseñan películas con mayor presencia femenina en sus equipos creativos que los críticos hombres (34,2 por 100 de guionistas frente a 26,8 por 100; 15,7 por 100 de directoras de fotografía frente a 12,9 por 100). También cubren más dramas (70,1 por 100 frente a 62,7 por 100), más cine español (30,6 por 100 frente a 23,2 por 100) y menos cine estadounidense (29,4 por 100 frente a 37,6 por 100).

Estas diferencias reflejan la fuerte correlación de género en la asignación editorial de películas. Las críticas mujeres reseñan en mayor medida películas dirigidas por mujeres que sus colegas hombres (29,7 por 100 frente a 22 por 100; $\chi^2(1) = 24,7$, $p < 0,001$). Esta diferencia se reproduce tanto en los medios con estrellas enteras (33,5 por 100 frente a 23,6 por 100; $\chi^2(1) = 14,8$, $p < 0,001$) como en los que emplean medias estrellas (28,9 por 100 frente a 21,2 por 100; $\chi^2(1) = 14,6$, $p < 0,001$).

También se observan diferencias de género en el estilo de escritura: las reseñas firmadas por mujeres son más legibles (57 frente a 56,4; $t = 2,14$, $p = 0,032$), pero menos simples léxicamente (44,6 frente a 46,9; $t = -5,33$, $p < 0,001$).

En conjunto, estos patrones apuntan a que las diferencias en las valoraciones otorgadas por críticos hombres y mujeres no pueden atribuirse a una disparidad en calidad objetiva, sino, en todo caso, a una división de trabajo por género en la crítica cinematográfica. Las críticas mujeres tienden a cubrir filmes menos comerciales y con equipos más inclusivos, mientras que los críticos hombres reseñan producciones de mayor popularidad y mejores taquillas. Esta división se refleja también en la asignación según el género del equipo directoral: las críticas mujeres reseñan proporcionalmente más películas dirigidas por mujeres, una diferencia que se reproduce bajo ambos sistemas de puntuación.

V. RESULTADOS

1. Análisis univariante

Comenzamos con un conjunto de pruebas no paramétricas para examinar si la arquitectura de la escala de puntuación modera las diferencias de va-

loración entre películas dirigidas por mujeres y por hombres. Dado que las puntuaciones en estrellas son categorías discretas y no se distribuyen normalmente, usamos pruebas de Mann-Whitney para comparar distribuciones entre grupos.

En el conjunto de reseñas que emplean únicamente estrellas enteras, las películas dirigidas por mujeres reciben una puntuación significativamente más baja que las dirigidas por hombres ($z = -3,07$, $p = 0,0021$). Esta diferencia desaparece en las reseñas que utilizan escalas con medias estrellas ($z = 0,19$, $p = 0,853$). Esta comparación inicial sugiere que la penalización hacia el cine dirigido por mujeres deja de ser visible cuando los críticos disponen de mayor granularidad para matizar sus juicios.

Al desagregar por género del crítico, se observa que la diferencia en la escala de estrellas enteras se debe a que los críticos varones otorgan menores puntuaciones a las películas dirigidas por mujeres ($z = -3,70$, $p < 0,001$). En las críticas firmadas por mujeres, en cambio, no hay diferencias ($z = -0,56$, $p = 0,573$). En la escala con medias estrellas, ni críticos hombres ($z = -0,75$, $p = 0,452$) ni críticas mujeres ($z = 1,50$, $p = 0,134$) muestran diferencias significativas en sus valoraciones según el género del equipo directoral.

Otra medida de interés es la proporción de películas consideradas brillantes o magistrales y, por tanto, merecedoras de recibir la puntuación máxima de 5 estrellas. En la escala de estrellas enteras, las películas dirigidas por mujeres alcanzan esta calificación con menor frecuencia que las dirigidas por hombres (5,8 por 100 frente a 8,5 por 100), una diferencia cercana a la significación estadística ($z = -1,94$, $p = 0,053$). En la escala con medias estrellas, la brecha deja de ser significativa ($z = -1,57$, $p = 0,117$). Al considerar el género del director, las pruebas univariantes sugieren que la menor frecuencia de 5 estrellas para las películas dirigidas por mujeres de nuevo proviene de los críticos varones. En la escala de medias estrellas, solo un 2,5 por 100 de estas películas recibe la puntuación máxima, frente al 5,1 por 100 de las películas de directores hombres ($z = -1,95$, $p = 0,051$). La diferencia es menor y se sitúa en el margen de significación bajo la escala de estrellas enteras ($z = -1,59$,

$p = 0,111$). Entre las críticas escritas por mujeres no hay evidencia de diferencias significativas bajo ninguno de los dos sistemas.

Estos análisis sugieren que el sesgo contra películas dirigidas por mujeres está presente sobre todo cuando las películas se califican bajo una escala de estrellas enteras, y se concentra en los críticos hombres. La escala de medias estrellas parece atenuar ese patrón, permitiendo que las valoraciones de filmes dirigidos por mujeres converjan con las de sus pares masculinos. Como en el análisis previo, cabe recordar que las diferencias observadas podrían reflejar variaciones sistemáticas en el tipo de filmes reseñados. Para discernir si se trata de un efecto de arquitectura de escala o de selección de películas, pasamos a continuación al análisis multivariante.

2. Análisis de regresión

Calificaciones

Comenzamos estimando modelos de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con efectos aleatorios y errores estándar a nivel de crítico en los que la variable dependiente es la calificación en estrellas otorgada a cada película. Nuestro interés recae en dos variables: una dicotómica que, identifica si la película ha sido dirigida por una mujer, y un indicador de la escala de puntuación, que distingue entre el sistema con solo estrellas completas (escala de 5 puntos), y el que permite medias estrellas (9 puntos). El coeficiente clave es el del término de interacción entre estas dos variables, pues nos permite responder a la pregunta de hasta qué punto la penalización sistemática contra las directoras observada en Cubel y Sanchez-Pages (2025) se modula en función del tipo de escala utilizada. El cuadro n.º 3 muestra los resultados.

El modelo en la columna [1] incluye todas las reseñas para las que contamos con un conjunto amplio de controles, tanto de características de la película como de su recepción. Este modelo indica la existencia de un sesgo negativo contra las directoras bajo la escala de estrellas completas ($-0,124$, $p = 0,011$) y la atenuación de ese sesgo bajo la escala de medias estrellas ($0,085$, $p = 0,108$).

La evidencia se refuerza cuando añadimos efectos fijos de cabecera (columna 2). El coeficiente asociado a la variable dicotómica de dirección femenina indica que, a igualdad de condiciones, las películas dirigidas por mujeres reciben, en promedio, 0,15 estrellas menos (un 4 por 100 de la media) que las dirigidas por hombres bajo la escala de estrellas enteras. El término de interacción con la escala con medias estrellas es positivo y significativo ($0,115$, $p = 0,026$). Esto significa que la penalización hacia las mujeres se reduce en presencia de una escala más fina. De hecho, el efecto marginal de que la directora sea mujer en una escala de 9 puntos se reduce a $-0,039$ y deja de ser significativo. En otras palabras, la posibilidad de otorgar medias estrellas neutraliza la penalización crítica hacia los filmes dirigidos por mujeres.

En el resto de las columnas restringimos la muestra a las 1.082 películas que fueron reseñadas al menos una vez bajo cada tipo de escala, reduciendo así el posible sesgo en la selección de películas. En la columna [3], con controles y efectos fijos de cabecera, la penalización a las directoras aumenta ($-0,184$, $p < 0,01$). La interacción con la escala de medias estrellas es positiva, pero menos precisa ($0,106$, $p = 0,074$). El patrón de atenuación persiste, aunque la diferencia entre sistemas es menos marcada que en las especificaciones anteriores. De hecho, el efecto marginal de que la película esté dirigida por una mujer en sistemas de 9 puntos es ahora similar en magnitud y significatividad al estimado para la escala de 5 puntos en los anteriores modelos ($-0,086$, $p = 0,009$).

Las columnas [4] y [5] introducen efectos fijos de película, que comparan cómo los críticos puntúan exactamente el mismo filme bajo cada escala. Dado que en este caso el efecto de la dirección femenina se absorbe por los efectos fijos, estimamos regresiones separadas por género del director. En la submuestra de películas dirigidas por mujeres (columna 4), el coeficiente de la escala de 9 puntos es cercano a 0 e insignificante ($0,006$; $p = 0,918$). En cambio, en la submuestra de películas dirigidas por hombres (columna 5), la escala de 9 puntos reduce las calificaciones en $-0,076$ ($p = 0,081$). Esto sugiere que la menor diferencia en puntuación que observamos bajo la escala más fina no se debe a una mejora en las notas recibidas por las mujeres, sino a un descenso en las valoraciones otorgadas a los hombres. Sin embargo, este resultado

CUADRO N.º 3

REGRESIONES DE CALIFICACIÓN POR GÉNERO DEL DIRECTOR

VARIABLE	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Director mujer	-0,124** (0,048)	-0,154*** (0,050)	-0,184*** (0,055)	— —	— —
Medias estrellas	-0,229* (0,119)	-0,137*** (0,053)	-0,073 (0,052)	0,000 (0,059)	-0,076* (0,043)
Director mujer x medias estrellas	0,086 (0,053)	0,115** (0,057)	0,098* (0,059)	— —	— —
Crítico hombre	-0,155** (0,069)	-0,086** (0,042)	-0,070* (0,041)	-0,104* (0,055)	-0,079 (0,057)
Nominaciones	0,003*** (0,000)	0,003*** (0,000)	0,003*** (0,000)	— —	— —
Premios	-0,001* (0,001)	-0,002** (0,001)	-0,001 (0,001)	— —	— —
Log(votos IMDb)	0,075*** (0,015)	0,087*** (0,016)	0,086*** (0,018)	— —	— —
Nota IMDb	0,203*** (0,023)	0,214*** (0,025)	0,189*** (0,029)	— —	— —
Log(taquilla)	-0,036*** (0,009)	-0,036*** (0,010)	-0,048*** (0,011)	— —	— —
EF cabecera	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
EF película	NO	NO	NO	SÍ	SÍ
Observaciones	3.904	3.904	3.188	775	2.403

Notas: Regresiones MCO. Errores agrupados a nivel de crítico. Los modelos [1] a [3] incluyen variables de duración del filme, tipo de estreno, género, idioma y países de producción. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

debe interpretarse con cautela en ausencia de evidencia adicional.

En conjunto, estos resultados muestran que las escalas con más puntos reducen la penalización hacia el trabajo de mujeres directoras que se observa bajo el sistema de estrellas enteras. Bajo la escala de 5 puntos, las películas dirigidas por mujeres reciben entre 0,15 y 0,18 estrellas menos en promedio, controlando por múltiples factores. Cuando la escala permite medias estrellas, la penalización se reduce a valores en torno a 0,03 a 0,08 estrellas, y en la mayoría de las especificaciones no es estadísticamente significativo.

Resultado 1: Las películas dirigidas por mujeres reciben menores valoraciones bajo la escala de estrellas completas. Esta penalización se atenúa e incluso desaparece cuando la escala permite medias estrellas.

La probabilidad de obtener cinco estrellas

A continuación, estimamos una serie de modelos lineales de probabilidad (MLP) en los que la variable dependiente es un indicador de si la reseña asigna la máxima puntuación de 5 estrellas. El interés de esta especificación es doble. Por un lado, muestra los determinantes del umbral cualitativo que los críticos emplean para considerar un trabajo como excelente o magistral, atributos que suelen asociarse con lo masculino (Nochlin, 1971; Leslie et al., 2015). En segundo lugar, nos permiten examinar si, como sugieren Rivera y Tilcsik (2019), el sesgo de género en el reconocimiento de la excelencia es mayor cuando la escala es más fina.

Los resultados se muestran en el cuadro n.º 4. Una primera observación es que el uso de escalas de 9 puntos reduce la probabilidad de recibir la máxima calificación. En todos los modelos, el coeficiente de

CUADRO N.º 4

PROBABILIDAD DE OBTENER 5 ESTRELLAS POR GÉNERO DEL DIRECTOR

VARIABLE	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Director mujer	-0,025 (0,016)	-0,026 (0,016)	-0,026 (0,017)	— —	— —
Medias estrellas	-0,033** (0,013)	-0,029* (0,016)	-0,027 (0,017)	-0,025 (0,016)	-0,076* (0,043)
Director mujer x medias estrellas	0,012 (0,018)	0,013 (0,018)	0,010 (0,020)	0,010 (0,016)	— —
Crítico hombre	-0,001 (0,014)	-0,001 (0,014)	0,003 (0,015)	0,003 (0,014)	-0,079 (0,057)
Nominaciones	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	— —	— —
Premios	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	— —	— —
Log(votos IMDb)	0,015*** (0,003)	0,015*** (0,003)	0,016*** (0,004)	— —	— —
Nota IMDb	0,008 (0,005)	0,008 (0,005)	0,011* (0,007)	— —	— —
Log(taquilla)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,003)	— —	— —
EF cabecera	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
EF película	NO	NO	NO	SÍ	SÍ
Observaciones	3.904	3.904	3.188	3.247	2.403

Notas: Regresiones MCO. Errores agrupados a nivel de crítico. Los modelos [1] a [3] incluyen variables de duración del filme, tipo de estreno, género, idioma y países de producción. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

la variable de escala es negativo y en varios casos alcanza significación estadística. Este patrón es esperable ya que, cuanto menor es el número de categorías disponibles, mayor es la probabilidad de que se asigne la máxima nota.

Nuestro interés principal recae en la interacción entre género del equipo directoral y tipo de escala. Aquí, la evidencia es más débil. En el modelo con controles y la muestra completa (columna 1), el efecto marginal de que la directora sea mujer bajo la escala de 5 puntos es negativo, pero no alcanza niveles convencionales de significación ($-0,025$, $p = 0,122$). La interacción con la escala de 9 puntos sugiere cierta atenuación, pero no es significativa ($0,012$, $p = 0,512$). El efecto marginal bajo la escala de 9 puntos es de $-0,013$ y solo marginalmente significativo ($p = 0,158$).

La inclusión de efectos fijos de cabecera (columna 2) no altera este resultado: el coeficiente

principal se mantiene negativo ($-0,026$, $p = 0,108$), y la interacción sigue siendo pequeña y no significativa ($0,013$, $p = 0,478$). En la muestra restringida a películas reseñadas bajo ambos sistemas (columna 3), los coeficientes apenas varían.

Finalmente, en la columna [4] introducimos efectos fijos de película. En este caso no separamos por género del director, ya que el efecto mecánico del número de puntos de la escala complica la comparación directa del sesgo de género. El coeficiente de interacción continúa sin mostrar una dirección clara ($0,010$; $p = 0,540$). En todas las especificaciones, el efecto marginal de la dirección femenina sobre la probabilidad de recibir 5 estrellas es pequeño, negativo y estadísticamente indistinguible de 0.

Resultado 2: No se observa una penalización de género sobre la probabilidad de que una película reciba la máxima puntuación bajo ningún tipo de escala.

CUADRO N.º 5

REGRESIONES DE CALIFICACIÓN POR GÉNERO DEL DIRECTOR Y DEL CRÍTICO

VARIABLE	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Director mujer	-0,076 (0,097)	-0,075 (0,086)	-0,104 (0,081)	— —	— —
Medias estrellas	-0,176 (0,116)	-0,118 (0,087)	-0,026 (0,086)	0,102 (0,086)	0,033 (0,090)
Director mujer x medias estrellas	0,097 (0,108)	0,053 (0,094)	0,036 (0,086)	— —	— —
Crítico hombre	-0,092 (0,075)	-0,057 (0,065)	-0,018 (0,069)	-0,013 (0,078)	0,005 (0,062)
Crítico hombre x medias estrellas	0,047 (0,151)	-0,022 (0,092)	-0,060 (0,094)	-0,166* (0,099)	-0,143 (0,096)
Director mujer x medias estrellas x crítico hombre	0,038 (0,128)	0,077 (0,115)	0,076 (0,111)	— —	— —
Nominaciones	0,003*** (0,000)	0,003*** (0,000)	0,003*** (0,000)	— —	— —
Premios	-0,001* (0,001)	-0,002** (0,001)	-0,001 (0,001)	— —	— —
Log(votos IMDb)	0,085*** (0,015)	0,087*** (0,016)	0,087*** (0,018)	— —	— —
Nota IMDb	0,206*** (0,025)	0,214*** (0,025)	0,189*** (0,029)	— —	— —
Log(taquilla)	-0,031*** (0,010)	-0,036*** (0,010)	-0,048*** (0,011)	— —	— —
EF cabecera	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
EF película	NO	NO	NO	SÍ	SÍ
Observaciones	3.904	3.904	3.188	775	2.403

Notas: Regresiones MCO. Errores agrupados a nivel de crítico. Los modelos [1] a [3] incluyen variables de duración del filme, tipo de estreno, género, idioma y países de producción. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

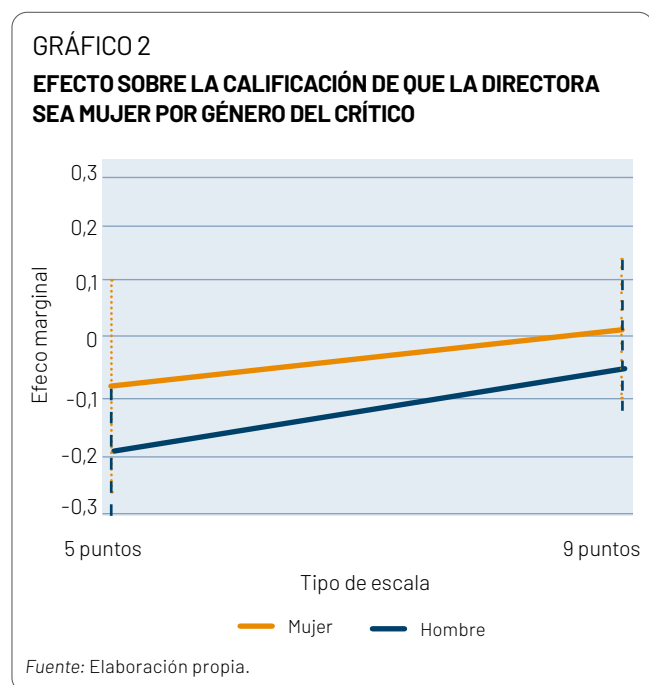
Este resultado contrasta con el sesgo detectado en las calificaciones medias. Una interpretación plausible es que, bajo la escala de 5 puntos, un crítico que considera que la película de una directora no merece la máxima nota puede otorgarle 4 estrellas como mucho. En sistemas con medias estrellas, en cambio, dispone de una opción intermedia [4,5], lo que aumenta la calificación media sin que su propensión a reconocer una película como obra maestra difiera según el género de su director (3).

El género del crítico

Incorporamos ahora el género del crítico con el fin de examinar si la penalización observada hacia las películas dirigidas por mujeres depende del género de quién evalúa, como observaron

Cubel y Sanchez-Pages (2025), y si la arquitectura de la escala modula esa penalización. Para ello, estimamos de nuevo modelos de MCO que ahora incluyen la interacción triple entre dirección femenina, tipo de escala (9 vs. 5 puntos) y si el autor de la reseña es un hombre. El cuadro n.º 5 resume los resultados.

En la especificación base con controles y muestra completa (columna 1), los coeficientes de interacción no son significativos. Los efectos marginales, que resumimos de forma visual en el gráfico 2, ofrecen una lectura más clara: bajo escalas de estrellas completas, los críticos hombres asignan en promedio unas 0,20 estrellas menos a las películas dirigidas por mujeres ($p = 0,001$), mientras que la diferencia es pequeña y no significativa para las críticas mu-



jes, (-0,076; $p = 0,434$). Con medias estrellas, ningún efecto es significativo a niveles convencionales ($p = 0,082$ y $p = 0,726$, respectivamente). En suma, la penalización de género se concentra entre los críticos hombres y bajo la escala más rígida.

La inclusión de efectos fijos de cabecera y la restricción a películas reseñadas bajo ambas escalas refuerzan este patrón: la penalización por parte de los críticos hombres oscila entre -0,178 ($p = 0,002$) y -0,208 ($p < 0,01$), sin cambios para las críticas mujeres. Sin embargo, en el modelo [3], los efectos marginales muestran que la penalización por parte de los críticos hombres bajo medias estrellas, aunque atenuada, es significativa (-0,097, $p = 0,011$).

Al estimar modelos con efectos fijos de película (columnas 4 y 5), el panorama cambia. Para sortear la absorción del efecto principal, estimamos de nuevo regresiones separadas para filmes dirigidos por mujeres y por hombres. En la submuestra de películas de directoras, los críticos varones no puntúan peor a las películas dirigidas por mujeres bajo ninguna escala a niveles convencionales de significatividad ($p = 0,871$ con estrellas enteras; $p = 0,097$ con medias estrellas). En la submuestra de películas de directores hombres tampoco se

estiman diferencias en calificaciones bajo ninguna escala. Aunque el signo de los coeficientes en todos modelos muestra una penalización del trabajo directoral femenino, no se corrobora la moderación bajo la escala más fina observada en especificaciones anteriores.

Finalmente, estimamos una serie de modelos en los que la variable dependiente es de nuevo un indicador de si la película recibe 5 estrellas, y la variable dependiente clave vuelve a ser el género del crítico (cuadro n.º A2). El objetivo es comprobar si, como en la muestra completa, no hay un sesgo contra las directoras en el umbral más exigente de la escala, o si, como ocurría con las calificaciones medias, dicho sesgo se concentra en los críticos hombres.

En los modelos de efectos aleatorios, las críticas mujeres no penalizan a las directoras bajo ningún sistema. Los críticos hombres, en cambio, reducen entre 2,2 y 2,7 puntos porcentuales la probabilidad de otorgar cinco estrellas cuando califican bajo la escala con medias estrellas; no hay diferencia bajo la escala de estrellas completas. El efecto es modesto en magnitud, pero relevante en el extremo superior de la distribución. Al añadir efectos fijos de película, en cambio, los coeficientes pierden significación en todas las combinaciones, como ya sucedía en la muestra conjunta.

En resumen, los modelos son consistentes en su estimación de una penalización por parte de los críticos varones hacia las directoras, ya sea en la nota media o en la probabilidad de otorgar 5 estrellas, mientras que las críticas mujeres no presentan ningún patrón de sesgo. El papel moderador de la arquitectura de la escala no es estable. En las especificaciones con efectos aleatorios, la penalización se concentra bajo la escala más rígida al analizar la calificación media y bajo la escala con 9 puntos al analizar la máxima calificación. Al introducir efectos fijos de película, los coeficientes pierden significación y el patrón de escala se diluye.

Resultado 3: La penalización hacia las directoras está concentrada en los críticos hombres; la arquitectura de la escala modera este efecto, pero no de forma robusta. Las críticas mujeres no muestran ningún sesgo sistemático.

VI. DISCUSIÓN

Este artículo ha investigado cómo la arquitectura de las escalas de valoración condiciona la expresión de sesgos de género en la crítica cinematográfica. Partiendo de una muestra amplia de reseñas en medios españoles, hemos estudiado si la penalización hacia películas dirigidas por mujeres varía según la escala de calificación utiliza solo estrellas completas o permite medias estrellas, y si estos efectos dependen del género del crítico.

Los resultados muestran una penalización significativa para las directoras bajo la escala más rígida, que se atenúa y desaparece bajo la escala más fina. Esto confirma que la arquitectura de las evaluaciones no es neutral: las decisiones editoriales sobre el diseño de la escala influyen sobre el reconocimiento de ciertos grupos de creadores.

El análisis por género del crítico revela que la penalización es más visible entre los críticos varones. Bajo la escala de estrellas completas, estos otorgan sistemáticamente puntuaciones más bajas a las directoras, mientras que las críticas mujeres no muestran sesgo. Con medias estrellas, la penalización se reduce, lo que sugiere que la posibilidad de matizar las calificaciones limita la expresión de sesgos. Esto refuerza la importancia de considerar no solo quién evalúa, sino, también en qué condiciones institucionales se produce la evaluación.

En cuanto a la probabilidad de obtener la máxima puntuación, no hallamos evidencia clara de que las directoras se enfrenten a una desventaja. En la mayoría de las especificaciones, la brecha de género es pequeña y estadísticamente frágil. Esto sugiere que las mujeres no están sistemáticamente excluidas del reconocimiento simbólico más alto. Sin embargo, al introducir el género del crítico observamos de nuevo que los hombres tienden a conceder 5 estrellas a las directoras menos a menudo, en especial cuando disponen de medias estrellas. De nuevo, las críticas mujeres no muestran sesgo.

Estos resultados contrastan con dos predicciones que se desprenden de la literatura. Primero, contrastan con la hipótesis de que escalas más finas facilitan una discriminación sutil, al dar a los

evaluadores margen para rebajar las calificaciones sin comprometer su (auto)imagen de imparcialidad (Rivera y Tilcsik, 2019; Botelho et al., 2025). En la crítica cinematográfica, la posibilidad de otorgar medias estrellas parece que reduce, no amplifica, el sesgo contra las directoras. Este resultado es consistente con la idea de que el sesgo surge cuando el crítico debe calificar una película que percibe en un nivel intermedio y tiende a redondear hacia arriba si la película está dirigida por un hombre y hacia abajo si lo está por una mujer.

En segundo lugar, nuestros resultados no confirman que escalas con más categorías refuerzan la asociación cultural entre la nota máxima y atributos de excelencia, estereotípicamente masculinos, haciendo más difícil que las mujeres la reciban. Mientras que en el caso analizado por Rivera y Tilcsik (2019) el paso de un 10 a un 6 eliminó la brecha de género en la asignación de la máxima puntuación, en nuestro contexto esta se mantiene en 5 estrellas, preservando su valor simbólico. Esto puede explicar por qué no observamos que la escala empleada tenga un efecto sobre la penalización hacia las directoras en ese umbral de excelencia.

Dicho esto, nuestro estudio presenta varias limitaciones que conviene señalar. En primer lugar, la muestra se restringe a reseñas publicadas en cuatro medios digitales españoles, lo que limita la generalización de los resultados a otros contextos nacionales y culturales. En segundo lugar, solo contamos con dos cabeceras por tipo de escala, de modo que las diferencias observadas podrían estar influidas, pese al uso de efectos fijos de cabecera, por características idiosincráticas de cada medio o sus críticos más allá de la arquitectura de la puntuación. Por último, aunque la muestra total de reseñas es amplia, el número de películas dirigidas por mujeres es relativamente reducido, y lo es aún más cuando se cuentan las que entre ellas fueron reseñadas por críticas mujeres. Esto afecta a la potencia estadística y a la estabilidad de las estimaciones en algunas especificaciones.

Nuestros resultados tienen varias implicaciones. La primera es metodológica. Que observemos resultados diferentes, en ocasiones incluso opuestos, a los encontrados en la literatura previa, sugiere que

las conclusiones sobre los efectos de la arquitectura de escalas no son uniformes y dependen de cómo y dónde se investiguen. Esto subraya la necesidad de acumular evidencia en distintos contextos, a ser posible, incorporando indicadores externos de calidad, de manera que se pueda evaluar hasta qué punto los patrones observados responden a sesgos generalizables o a las especificidades de cada ámbito.

Por último, nuestros resultados sugieren que, además de promover una mayor diversidad entre críticos y creadores cinematográficos, repensar el diseño de los sistemas de puntuación puede ayudar a reducir sesgos en la evaluación del trabajo creativo. Estos sesgos no son un fenómeno inmutable ni homogéneo. Su manifestación depende de elementos institucionales aparentemente menores. Más allá del caso concreto de la crítica cinematográfica, invitamos a reflexionar sobre cómo la interacción entre arquitectura de evaluación y las características de los evaluadores puede afectar al reconocimiento del trabajo de mujeres y otros colectivos en distintos ámbitos culturales y profesionales.

NOTAS

- (1) Estas estimaciones se realizaron a partir de modelos de efectos aleatorios cruzados que incluyen como componentes de varianza tanto el filme como el autor de la reseña.
- (2) Los t-test correspondientes son $t = -1,12$, $p = 0,262$ para presupuesto, $t = -0,35$, $p = 0,724$ en calificaciones, $t = -0,37$, $p = 0,714$ en premios, y $t = -0,20$, $p = 0,843$ en nominaciones.
- (3) Una sencilla formalización ayuda a entender este punto. Sea q la probabilidad de que los críticos otorguen 5 estrellas a una película, p la probabilidad de que otorguen 4,5, r la de 4 y $s = p + r$. Asúmase que: los críticos penalizan a las películas dirigidas por mujeres solo en el rango de calificaciones (4,5), de tal forma que $sh > sm$, donde h y m denotan hombre y mujer, y, que la probabilidad de recibir 5 estrellas y la aportación a la media que proviene de las notas por debajo de 4 no dependen del género del director ni de la escala. En ese caso, la penalización de género bajo

la escala de 5 puntos es $4(sm - sh)$ mientras que es igual a $4(sm - sh) + 0,5(pm - ph)$ bajo la escala de 9 puntos. Por tanto, si $sh > sm$ pero $ph < pm$ existe una brecha de género en la nota media que se atenúa bajo la escala de 9 puntos sin que la probabilidad de recibir 5 estrellas difiera por género.

BIBLIOGRAFÍA

- Alan, S., Ertac, S., y Mumcu, A. (2018). Gender stereotypes in the classroom and effects on achievement. *Review of Economics and Statistics*, 100(5), 876-890.
- Boring, A. (2017). Gender biases in student evaluations of teaching. *Journal of Public Economics*, 145, 27-41.
- Botelho, T. L., Jun, S., Humes, D., y DeCelles, K. A. (2025). Scale dichotomization reduces customer racial discrimination and income inequality. *Nature*, 639, 395-403.
- Brooke, S., y Rao, A. H. (2024). Designing for justice in freelancing: Testing platform interventions to minimise discrimination in online labour markets. *Big Data y Society*, January-March, 1-19.
- Card, D., Dellavigna, S., Funk, P., y Iriberry, N. (2020). Are referees and editors gender neutral? *The Quarterly Journal of Economics*, 135(1), 269-318.
- Card, D., Dellavigna, S., Funk, P., y Iriberry, N. (2022). Gender differences in peer recognition. *Econometrica*, 90(5), 1943-1969
- Comscore. (2024). *2024 Year in Review: Definiendo el rumbo del 2025*. Edición España.
- Cook, D. A., y Beckman, T. J. (2009). Does scale length matter? A comparison of nine- versus five-point rating scales for the mini-CEX. *Advances in Health Sciences Education*, 14, 655-664.
- Cubel, M., y Sanchez-Pages, S. (2025). There Will Be Bias: Gender Patterns in Film Criticism. *Documento de Trabajo*.
- Culpepper, D., White-Lewis, D., O'Meara, K., Templeton, L., y Anderson, J. (2023). Do Rubrics Live up to Their Promise? Examining How Rubrics Mitigate Bias in Faculty Hiring. *The Journal of Higher Education*, 94(7), 823-850.

- Ductor, L., Goyal, S., y Prummer, A. (2023).** Gender and collaboration. *The Review of Economics and Statistics*, 105(6), 1366-1378.
- Dupas, P., Modestino, A. S., Niederle, M., y Wolfers, J. (2021).** Gender and the dynamics of economics seminars. *NBER Working Paper*, 28494.
- Eberhardt, M., Facchini, G., y Rueda, V. (2023).** Gender differences in reference letters: Evidence from the economics job market. *The Economic Journal*, 133(655), 2676-2708.
- Eutsler, J., y Lang, B. (2015).** Rating Scales in Accounting Research: The Impact of Scale Points and Labels. *Behavioral Research in Accounting*, 27(2), 35-51.
- Fitzpatrick, A., Beg, S., y Lucas, A. M. (2021).** Gender bias in assessments of teacher performance. *AEA Papers and Proceedings*, 111, 190-195.
- Goldin, C., y Rouse, C. (2000).** Orchestrating impartiality: The impact of "blind" auditions on female musicians. *American Economic Review*, 90(4), 715-741.
- Hengel, E. (2022).** Publishing while female. *The Economic Journal*, 132(648), 2951-2987.
- Hospido, L. (2020).** Gender Gaps in the Evaluation of Research: Evidence from Submissions to Economics Conferences¹⁵. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(3), 591-614.
- Lassen, I. M. S., Bizzoni, Y., Peura, T., Thomsen, M. R., y Nielbo, K. L. (2022).** Reviewer preferences and gender disparities in aesthetic judgments. arXiv preprint arXiv:2206.08697.
- Lassen, I. M. S., Moreira, P. F., Bizzoni, Y., Thomsen, M. R., y Nielbo, K. (2023).** Persistence of gender asymmetries in book reviews within and across genres. En *Computational Humanities Research Conference 2023*. CEUR Workshop Proceedings.
- Leslie, S.-J., Cimpian, A., Meyer, M., y Freeland, E. (2015).** Expectations of brilliance underlie gender distributions across academic disciplines. *Science*, 347(6219), 262-265.
- Loist, S., Verhoeven, D., Eikhof, D. R., Prommer, E., Ehrich, M. E., Jones, P., ... y Dadlani, A. (2024).** *Re-framing the picture: An international comparative assessment of gender equity policies in the film sector*. Film university Babelsberg Konrad Wolf.
- Muñoz, M. (2006).** Legibilidad y variabilidad de los textos. *Boletín de Investigación Educativa*, 21, 13-25.
- Nochlin, L. (1971).** Why have there been no great women artists? *ArtNews*, 69(9), 22-39, 67-71.
- Preston, C. C., y Colman, A. M. (2000).** Optimal number of response categories in rating scales: reliability, validity, discriminating power, and respondent preferences. *Acta Psychologica*, 104, 1-15.
- Proudfoot, D., Kay, A. C., y Koval, C. Z. (2015).** A gender bias in the attribution of creativity: Archival and experimental evidence for the perceived association between masculinity and creative thinking. *Psychological Science*, 26(11), 1751-1761.
- Revilla, M. A., Saris, W. E., y Krosnick, J. A. (2014).** Choosing the Number of Categories in Agree-Disagree Scales. *Sociological Methods y Research*, 43(1), 73-97.
- Rivera, L. A. (2025).** Two-point rating system cuts out racial bias. *Nature*, 639.
- Rivera, L. A., y Tilcsik, A. (2019).** Scaling Down Inequality: Rating Scales, Gender Bias, and the Architecture of Evaluation. *American Sociological Review*, 84(2), 248-274.
- Samahita, M. (2024).** Are economics conferences gender-neutral? Evidence from Ireland. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 86(1), 104-118.
- Szigriszt Pazos, F. (1993).** *Sistemas predictivos de legibilidad del mensaje escrito: fórmula de perspicuidad*. PhD Thesis. Universidad Complutense de Madrid.
- Weathers, D., Sharma, S., y Niedrich, R. W. (2005).** The impact of the number of scale points, dispositional factors, and the status quo decision heuristic on scale reliability and response accuracy. *Journal of Business Research*, 58, 1516-1524.
- Weijters, B., Cabooter, E., y Schillewaert, N. (2010).** The effect of rating scale format on response styles: The number of response categories and response category labels. *International Journal of Research in Marketing*, 27, 236-247.
- Yoon, G. (2024).** No One Optimal Way to Measure People's Attitudes? Preferred Length of Scales in Advertising Research. *Journal of Current Issues y Research in Advertising*, 45(1), 43-70.

ANEXO

CUADRO N.º A1
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE RESEÑAS POR MEDIO

VARIABLE	FOTOGRAMAS (n = 1015)	EAM (n = 1012)	CINEMANÍA (n = 1400)	LA RAZÓN (n = 774)
Estrellas	3,53 [3,49, 3,57]	3,37 [3,32, 3,43]	3,40 [3,37, 3,44]	3,19 [3,13, 3,25]
Legibilidad	63,84 [63,51, 64,18]	59,71 [59,42, 60,00]	51,97 [51,71, 52,23]	50,98 [50,38, 51,57]
Simplicidad	57,29 [57,02, 57,55]	55,19 [54,98, 55,40]	32,57 [32,37, 32,78]	45,20 [44,71, 45,70]
Directoras	21,6% [19,2%, 24,2%]	27,9% [25,2%, 30,7%]	23,0% [20,9%, 25,3%]	22,9% [20,0%, 26,0%]
Críticos mujeres	21,6% [19,2%, 24,2%]	13,3% [11,4%, 15,6%]	28,5% [26,2%, 30,9%]	32,4% [29,2%, 35,8%]
Guionistas mujeres	26,2% [23,5%, 29,0%]	31,8% [29,0%, 34,7%]	28,0% [25,7%, 30,4%]	28,7% [25,6%, 32,0%]
Directoras de fotografía	12,0% [10,1%, 14,2%]	15,5% [13,4%, 17,9%]	13,2% [11,4%, 15,0%]	13,6% [11,3%, 16,1%]
Nota IMDb	6,42 [6,37, 6,46]	6,59 [6,54, 6,63]	6,35 [6,31, 6,40]	6,47 [6,41, 6,53]
Votos en IMDb	50,082 [43.503, 56.661]	36,088 [29.972, 42.204]	36,105 [31.330, 40.880]	44,531 [36.802, 52.259]
Taquilla	\$108,52M [\$88,44M, \$128,61M]	\$64,46M [\$45,40M, \$83,51M]	\$87,66M [\$70,56M, \$104,76M]	\$101,18M [\$75,21M, \$127,15M]
Presupuesto	\$54.40M [\$47.94M, \$60.86M]	\$39.39M [\$32.55M, \$46.23M]	\$46.99M [\$41.30M, \$52.69M]	\$47.61M [\$39.75M, \$55.47M]
Premios	10,54 [8,77, 12,31]	11,33 [9,59, 13,08]	8,04 [6,85, 9,23]	11,60 [9,58, 13,62]
Nominaciones	26,03 [22,59, 29,46]	26,88 [23,50, 30,25]	19,91 [17,42, 22,39]	28,68 [24,45, 32,92]
Drama	62,5% [59,4%, 65,4%]	72,3% [69,5%, 75,0%]	59,1% [56,5%, 61,6%]	66,7% [63,3%, 69,9%]
Comedia	30,1% [27,4%, 33,0%]	18,0% [15,7%, 20,5%]	28,1% [25,8%, 30,6%]	25,3% [22,4%, 28,5%]
Producción EE. UU.	39,3% [36,4%, 42,4%]	35,7% [32,8%, 38,7%]	33,7% [31,3%, 36,2%]	34,2% [31,0%, 37,7%]
Producción España	29,3% [26,5%, 32,1%]	14,4% [12,4%, 16,7%]	30,6% [28,3%, 33,1%]	23,0% [20,2%, 26,1%]

CUADRO N.º A2

PROBABILIDAD DE OBTENER 5 ESTRELLAS POR GÉNERO DEL DIRECTOR Y DEL CRÍTICO

VARIABLE	[1]	[2]	[3]	[4]
Director mujer	-0,063 (0,045)	-0,063 (0,045)	-0,067 (0,049)	— —
Medias estrellas	-0,071* (0,037)	-0,069* (0,040)	-0,065 (0,042)	-0,043 (0,049)
Director mujer x medias estrellas	0,069 (0,045)	0,070 (0,045)	0,076 (0,050)	0,063 (0,055)
Crítico hombre	-0,031 (0,038)	-0,033 (0,038)	-0,027 (0,040)	-0,009 (0,045)
Crítico hombre x medias estrellas	0,047 (0,048)	0,046 (0,048)	0,052 (0,053)	0,036 (0,058)
Director mujer x medias estrellas x crítico hombre	0,047 (0,040)	0,050 (0,039)	0,048 (0,043)	0,022 (0,052)
Nominaciones	-0,075 (0,050)	-0,075 (0,050)	-0,087 (0,054)	-0,074 (0,063)
Premios	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	— —
Log(votos IMDb)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	— —
Nota IMDb	0,015*** (0,003)	0,015*** (0,003)	0,016*** (0,004)	— —
Log(taquilla)	0,008 (0,005)	0,008 (0,005)	0,011* (0,007)	— —
EF cabecera	NO	SÍ	SÍ	SÍ
EF película	NO	NO	NO	SÍ
Observaciones	3.904	3.904	3.188	3.247

Notas: MLPs. Errores agrupados a nivel de crítico. Los modelos [1] a [3] incluyen variables de duración del filme, tipo de estreno, género, idioma y países de producción. * $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$.

COLABORADORES

BENEITO, Pilar. Es licenciada en Economía por la Universitat de València, máster in Economics por University College London y doctora en Economía por la Universitat de València. Actualmente es catedrática de Fundamentos del Análisis Económico en el Departamento de Análisis Económico de la Universitat de València. Su investigación se ha centrado en la economía industrial aplicada, la economía de la educación y la economía de género. Ha publicado en revistas de reconocido prestigio como *The Journal of Industrial Economics*, *Oxford Economic Papers*, *Economics of Education Review* o *Journal of Human Capital*.

BLÁZQUEZ, Maite. Es catedrática del Departamento de Análisis Económico de la Universidad Autónoma de Madrid. Microeconomista aplicada especializada en economía laboral, de la educación y economía del bienestar. Ha coordinado y participado en numerosos proyectos de investigación competitivos (Comisión Europea, el Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades, etc.). Sus trabajos se han publicado en revistas internacionales de prestigio como *European Economic Review*, *Economics of Education Review*, *Journal of Economic Psychology*, *Journal of Economic Inequality*, entre otras. Cuenta además con amplia experiencia en transferencia de conocimiento con instituciones como la Comunidad de Madrid, Instituto de Estudios Fiscales y Observatorio La Caixa.

CARRASCO, Raquel. Es catedrática en el Departamento de Análisis Económico y Economía Cuantitativa de la Universidad Complutense de Madrid. Doctora en Economía por el CEMFI, ha sido también profesora titular en la Universidad Carlos III. Sus áreas de investigación son Microeconomía y Economía Aplicada. Ha publicado extensamente en revistas como *Journal of Econometrics*, o *Economic Journal*. La profesora Carrasco ha servido como Associate Editor en la revista *SERIES - Journal of the Spanish Economic Association*, y ha sido miembro del Comité de la Asociación Española de Economía y del Comité para el Estatus de la Mujer en Economía.

CONTRERAS, Jimena. Es analista de investigación en EsadeEcPol y ha trabajado en diversos proyectos relacionados con la economía laboral y las políticas públicas. Antes de unirse a EsadeEcPol, fue asistente de investigación en CUNEF Universidad (Madrid) y becaria de investigación del departamento de Evaluación del Gasto Público en la Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal (AIReF). Jimena obtuvo su grado en economía por la Universidad Rafael Landívar y su máster en economía de políticas públicas por la Barcelona School of Economics (BSE).

CUBEL, María. Es profesora titular en el Departamento de Economía de la City St George's, University of London. Doctora en Economía por la Universidad de York, sus líneas de investigación comprenden la economía del comportamiento, la economía del género y la economía pública. Su trabajo combina métodos experimentales, empíricos y teóricos para explorar desigualdades de género, competencia, corrupción y desigualdad. Ha publicado en revistas internacionales como *Economic Journal*, *Journal of Economics*, *Behavior and Organization and Quantitative Economics*. Es miembro del consejo editorial del *Journal of Behavioral and Experimental Economics* y de la Junta Directiva de la Asociación Española de Economía.

EL-ATTAR VILALTA, Mayssun. Es profesora en el Departamento de Economía de la Universidad McGill y economista investigadora en la Cátedra de Investigación en Economía Intergeneracional (CREEi). También enseña en la Max Bell School of Public Policy de McGill. Su investigación se centra en la microeconomía aplicada, la economía laboral y los aspectos distributivos y de comportamiento del ahorro, las pensiones y la acumulación de riqueza. Su trabajo ha sido publicado en revistas como *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *Review of Finance* y *Journal of Pension Economics and Finance*. Es doctora en Economía por el European University Institute de Florencia.

FARRÉ, Lidia. Es investigadora del Instituto de Análisis Económico del CSIC (IAE-CSIC), Associate Research Professor de la Barcelona School of Economics (BSE) y directora del máster en Economics of Public Policy de esta institución. Doctora en Economía por el European University Institute (Florencia, 2006), su investigación se centra en economía laboral y pública, con especial atención a las desigualdades de género, la migración y la educación. Ha publicado en revistas académicas de prestigio internacional como *Journal of Public Economics*, *Journal of Human Resources*, *Journal of Development Economic*, entre otras. Ha dirigido múltiples proyectos de investigación competitivos financiados por instituciones como “la Caixa” y el Ministerio de Ciencia e Innovación. Es miembro del Consejo Asesor de I+D+i y del Consejo Asesor de Asuntos Económicos del Ministerio de Economía. En 2022 presidió el Comité sobre la Situación de la Mujer en Economía (COSME). Además, participa activamente en la divulgación económica a través de medios de comunicación y blogs, y ha sido reconocida con galardones como el *Labour Economics Best Paper Award*.

FONSECA, Raquel. Es catedrática y directora del Departamento de Ciencias Económicas en la Université du Québec à Montréal (ESG-UQAM). Es titular de la Cátedra de Investigación en Economía Intergeneracional (CREEi) y Fellow del CIRANO, además de investigadora y directora de laboratorio en el CRIUGM. Su investigación se centra en el envejecimiento, los mercados de trabajo, la desigualdad y las interacciones entre salud, ahorro y decisiones de jubilación. Su trabajo ha sido publicado en revistas de primer nivel como *Journal of Political Economy*, *Journal of the European Economic Association* y *Health Economics*. Su investigación también ha recibido financiación del NIH, SSHRC y FRQSC, entre otras instituciones. Anteriormente trabajó como Economista en la RAND Corporation. La Dra. Fonseca es máster y doctora en Economía por la Université catholique de Louvain (UCL, Bélgica).

GÓMEZ HERRERA, Estrella. Es profesora en la Universidad de las Islas Baleares. Anteriormente, trabajó como investigadora en la Comisión Europea y miembro de la Red de Excelencia para el Futuro del Trabajo, creada por Bruegel. Su investigación está relacionada con la regulación de Mercados Digitales, Mercado Único Digital o Inteligencia Artificial, entre otros. Ha publicado más de 20 trabajos sobre estos temas. También ha presentado los resultados en más de 30 congresos nacionales e

internacionales, entre ellos el Seminario de París sobre la Economía de la Digitalización, NBER Summer Institute IT and Digitalization o CESifo Summer Institute.

GONZÁLEZ, Libertad. Es profesora de Economía en la Universidad Pompeu Fabra de Barcelona. Nacida en Sevilla, realizó su doctorado en Economía en la Universidad de Northwestern (EE. UU.). Se ha dedicado a la investigación en Economía Laboral, Pública y de la Salud, publicando sus trabajos en muchas de las mejores revistas internacionales de Economía (*American Economic Journal*, *Economic Journal*, *Journal of the European Economic Association*, *Journal of Health Economics*, *Journal of Public Economics*, *Journal of Labor Economics*, etc.). Es profesora afiliada en la Barcelona School of Economics y el Instituto para el Estudio del Trabajo (IZA, Bonn, Alemania). Ha formado parte de consejos asesores para el Ministerio de Empleo y el Ministerio de Inclusión, además de organizaciones como el Banco Interamericano de Desarrollo o Save the Children. Ha sido presidenta de la Sociedad Europea de Economía de la Población (2023) y de la Asociación Nada Es Gratis (2020-23) para la divulgación de Economía en español, así como del Comité sobre la situación de la mujer en Economía (COSME, 2016). Actualmente es vicepresidenta de la Asociación Española de Economía.

HERNANZ, Virginia. Es profesora titular de Economía en la Universidad de Alcalá (UAH) y codirige el grupo de investigación Evaluación de Impacto Socioeconómico (GREI). Su investigación se centra en el análisis de los mercados laborales, las transformaciones institucionales y las interrelaciones entre empleo y cambio climático. Ha realizado estancias competitivas en ISER (University of Essex), la Universidad Bocconi, el ZEW (Centre for European Economic Research, Mannheim), la Universidad de Waterloo (Canadá) y FEDEA. Sus trabajos se han publicado en revistas internacionales especializadas en economía laboral y evaluación socioeconómica.

HERRARTE, Ainhoa. Es doctora en Economía y profesora titular de Fundamentos del Análisis Económico en la Universidad Autónoma de Madrid. Sus principales líneas de investigación se centran en la evaluación de políticas activas de empleo, el estudio de las diferencias laborales de género, la economía de la familia y la economía de la educación. Ha publicado en revistas nacionales e internacionales de reconocido prestigio como *Economics of Education Review*, *Journal of Economic Inequality*, *Review of Economics of the Household*,

Economics & Human Biology, Journal of Policy Modeling y también en multitud de informes científicos y capítulos de libros en editoriales como Peter Lang, Emerald o McGraw Hill.

HUPKAU, Claudia. Es profesora titular en CUNEF Universidad (Madrid) y asociada en el programa de Educación y Competencias del Centre for Economic Performance (London School of Economics). Su investigación se centra en la economía laboral y la economía de la educación. Antes de incorporarse a CUNEF, fue economista investigadora en el Centre for Economic Performance de la London School of Economics y coordinadora de investigación en el Centre for Vocational Education Research (CVER) de la misma institución. Es doctora en Economía por la UC Louvain (Bélgica).

IZQUIERDO, Mario. Licenciado en Economía por la Universidad Carlos III (Madrid) y posgraduado en Economía Monetaria por el Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI). Actualmente es Adviser en la Dirección en la Dirección General de Economía del Banco de España y anteriormente ha trabajado en el Banco Central Europeo y el Banco de Canadá. Su investigación se ha centrado en la economía laboral, con especial interés en cuestiones relacionadas con las instituciones del mercado de trabajo y el impacto de diferentes perturbaciones sobre las decisiones empresariales, la productividad y el crecimiento potencial.

MAHOVSKY, Melanie Michelle. Es consultora estratégica especializada en los aspectos relacionados con las personas en procesos de fusiones y adquisiciones en una firma de servicios profesionales del Big Four. Es titulada con un máster en Economía del Comportamiento por la Universidad de Bath. Sus líneas de investigación se enmarcan en la ciencia del comportamiento, con especial énfasis en la toma de decisiones y el uso del asesoramiento, así como en el liderazgo y los estudios de género en contextos de cambio organizativo y transacciones corporativas

MEZA-CUADRA, Claudia. Es economista especializada en economía aplicada, con interés en economía laboral y de género. Obtuvo el doctorado en Economía por la Universitat Pompeu Fabra (UPF) y actualmente trabaja como asesora en el Departament de Drets Socials i Inclusió de la Generalitat de Catalunya. Su trabajo combina investigación económica y análisis de políticas públicas orientadas a la inclusión social y el mercado laboral.

MORO-EGIDO, Ana I. Es catedrática del Departamento de Teoría e Historia Económica de la Universidad de Granada. Sus principales líneas de investigación se centran en la desigualdad intergeneracional, la economía de la familia y la economía de la educación. Ha coordinado y participado en numerosos proyectos de investigación competitivos (Plan Nacional I+D+i, Excelencia Junta de Andalucía, etc.). Sus trabajos se han publicado en revistas internacionales de prestigio como *Economic Modelling, Economics of Education Review, Review of Income and Wealth, Journal of Economic Psychology, Journal of Econometrics*, entre otras. Cuenta además con amplia experiencia en transferencia de conocimiento con instituciones como la Comunidad de Madrid, Instituto de Estudios Fiscales y Observatorio La Caixa.

NAVARRO, María. Es profesora titular de universidad en el Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de Granada. Sus principales líneas de investigación se centran en la desigualdad intergeneracional, pobreza, la economía de la familia y la educación y el análisis del bienestar. Ha participado en diferentes proyectos de investigación competitivos y ha realizado estancias de investigación en otras universidades, colaborando con investigadores internacionales. Sus trabajos se han publicado en revistas internacionales de prestigio como *Journal of Happiness Studies, Regional Studies, Socio-Economic Planning Sciences*, entre otras.

NUEVO CHIQUERO, Ana. Es investigadora distinguida en el Departamento de Análisis Económico: Teoría Económica e Historia Económica de la Universidad Autónoma de Madrid, donde se incorporó en 2023 como investigadora María Zambrano. Obtuvo su doctorado en Boston University (Estados Unidos) y ha sido Senior Lecturer en la University of Edinburgh, y ostentado otras posiciones en la University of Sheffield y la Universitat de Barcelona. En el ámbito de la Economía Laboral, ha publicado en revistas como *Economic Journal, Journal of Human Resources o Labour Economics*.

QUESADA, Odra. Es doctora en Economía por la Universidad del País Vasco (UPV/EHU) y máster en Economía por la misma universidad. Actualmente es investigadora posdoctoral en la Universidad del País Vasco y actualmente realiza una estancia como investigadora visitante en la University of California, San Diego. Sus principales líneas de investigación se centran en la economía laboral, con especial atención a la discriminación en el mercado

de trabajo, la economía de género, la inmigración y el análisis de actitudes y preferencias mediante métodos experimentales.

RIERA PONS, Marc. Es graduado en Economía por la Universidad de las Islas Baleares. Su interés investigador se centra especialmente en el estudio de los desafíos sociales y económicos contemporáneos, con énfasis en la sostenibilidad, la innovación y el impacto de las políticas públicas sobre el bienestar colectivo. Actualmente desarrolla su carrera profesional en el departamento de Desarrollo Profesional de Banca March, donde contribuye a proyectos orientados a la gestión del talento, la mejora organizativa y el crecimiento estratégico.

SANCHEZ-PAGES, Santiago. Es catedrático de Economía en el Departamento de Economía Política del King's College London. Doctor en Economía por la Universitat Autònoma de Barcelona, su investigación abarca economía política, economía experimental y economía de género. Su trabajo combina teoría de juegos, análisis empírico y experimentos para estudiar comportamiento estratégico y cómo los procesos sociales influyen en la toma de decisiones individuales y colectivas. Ha publicado en revistas como *Games and Economic Behavior*, *Economic Journal*, *European Economic Review* y *Experimental Economics*. Es uno de los editores del blog Nada es Gratis y autor de dos libros sobre cine y economía.

SEBASTIÁN, Raquel. Es investigadora senior en la Universidad Complutense de Madrid y miembro del ICAE y EQUALITAS. Es doctora en Economía por la Universidad de Salamanca, donde fue becaria Marie Curie. Ha publicado en revistas de alto impacto como *European Economic Review*, *Regional Studies* o *Applied Economics*. Ha sido investigadora visitante en el Institute for New Economic Thinking (Universidad de Oxford), en la Fundación Europea para la Mejora de las Condiciones de Vida y Trabajo (Eurofound) en Dublín, y en el Instituto Centroeuropeo de Estudios Laborales (Central European Labour Studies Institute) en Bratislava. Ha participado en proyectos para varios gobiernos y organizaciones internacionales, entre ellas la Comisión Europea y la Organización Internacional para las Migraciones. Sus áreas de investigación son el empleo, el cambio estructural y la desigualdad.

VICENTE CHIRIVELLA, Óscar. Es licenciado en Economía por la Universitat de València y doctor por la Warwick Business School. Actualmente ocupa una plaza de profesor titular en el Departamento de Análisis Económico de la Universitat de València y, anteriormente, fue profesor visitante en la Universitat de les Illes Balears. Su investigación se ha centrado en la economía industrial aplicada y la economía de la educación. Ha publicado en revistas de reconocido prestigio como *European Economic Review*, *International Journal of Industrial Organization* o *Education Economics*.

PUBLICACIONES DE FUNCAS

Últimos números publicados:

PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA

N.º 186. Nuevos desafíos del sector bancario

N.º 187. Transición hacia la neutralidad climática: objetivos y realidad

PANORAMA SOCIAL

N.º 41. De hijos de inmigrantes a protagonistas sociales: la segunda generación en España

N.º 42. Perspectivas sobre las desigualdades sociales

CUADERNOS DE INFORMACIÓN ECONÓMICA

N.º 311. Vivienda: expectativas, precios y políticas

N.º 312. Impacto económico de la inteligencia artificial

SEFO, SPANISH AND INTERNATIONAL ECONOMIC & FINANCIAL OUTLOOK

Vol. 15 N.º 2 Housing pressures and structural challenges facing the Spanish economy

Vol. 15 N.º 3 The uneven age of artificial intelligence

PAPELES DE ENERGÍA

N.º 31. Inversiones sostenibles en tiempos revueltos

N.º 32. Tecnologías de almacenamiento energético

FUNCAS INTELLIGENCE

Mayo 2026. Nuevos shocks, nuevas vulnerabilidades

ESTUDIOS DE LA FUNDACIÓN

N.º 113 Los límites de la inmigración para el ajuste demográfico en España

LIBROS

El impacto de los fondos Next Generation en la economía española. Miguel ángel González Simón, Borja Rodríguez y Gonzalo López (coordinadores)

PRECIO DE LAS PUBLICACIONES

Publicación	Suscripción		
	Suscripción anual	Edición papel (euros)	Gastos de envío (euros)
Papeles de Economía Española	4 números	55	España 8
			Europa 40
			Resto mundo 80
Cuadernos de Información Económica	6 números	45	España 12
			Europa 60
			Resto mundo 120
Panorama Social	2 números	25	España 4
			Europa 20
			Resto mundo 40
Spanish Economic and Financial Outlook	6 números	35	España 12
			Europa 60
			Resto mundo 120
Papeles de Energía	4 números	25	España 8
			Europa 40
			Resto mundo 80
Publicaciones no periódicas (Libros, Estudios...) disponibles solamente en formato digital gratuito.			

Los precios incluyen el IVA.

Forma de pago: domiciliación bancaria, transferencia bancaria. Descuento editorial: 10 % a bibliotecas, librerías y agencias.

Todas nuestras publicaciones se pueden descargar, de forma gratuita, en www.funcas.es

<http://www.funcas.es/Publicaciones>

publica@funcas.es

Últimos números publicados

- nº 166** El capital humano en la economía digital
- nº 167** La empresa española entre la eficiencia y la desigualdad: organización, estrategias y mercados
- nº 168** La calidad de las instituciones y la economía española
- nº 169** La innovación, un desafío inaplazable
- nº 170** Las finanzas tras la pandemia
- nº 171** Infraestructuras terrestres, transporte y movilidad de personas
- nº 172** Evaluación de políticas públicas
- nº 173** La economía española durante la pandemia
- nº 174** El futuro de la energía
- nº 175** La reforma de las reglas fiscales
- nº 176** La economía española ante el reto demográfico
- nº 177** La Europa del futuro
- nº 178** El regreso de los tipos de interés y sus efectos
- nº 179** Retos económicos en alimentación: la sostenibilidad, los precios y la innovación
- nº 180** Desafíos y oportunidades para el futuro de la educación superior
- nº 181** Inversión extranjera y multinacionales en España
- nº 182** Retos pendientes del sector público español
- nº 183** Función empresarial y desarrollo regional: hacia una estrategia de cualificación del tejido empresarial
- nº 184** La inteligencia artificial en el sistema educativo
- nº 185** Desafíos y oportunidades del sector turístico español
- nº 186** Nuevos desafíos del sector bancario
- nº 187** Transición hacia la neutralidad climática: objetivos y realidad



9 778402 109102