

LA EVALUACIÓN DEL IMPACTO DE LAS POLÍTICAS PÚBLICAS: EL CASO DE LAS POLÍTICAS DEL MERCADO DE TRABAJO (*)

José M. ARRANZ
Carlos GARCÍA-SERRANO

Universidad de Alcalá

Resumen

El objetivo de este artículo es doble. Por un lado, se revisan algunos estudios que han utilizado los métodos disponibles para evaluar el impacto de las políticas públicas en el mercado de trabajo en España. Por otro lado, se lleva a cabo una aplicación empleando la técnica de dobles diferencias para evaluar un cambio legislativo que afectó a una política pasiva del mercado de trabajo español (el sistema de prestaciones por desempleo) que modificó el período de derecho de las prestaciones de los trabajadores mayores en el año 2012, para lo cual se utilizan los microdatos de perceptores del Servicio Público de Empleo Estatal.

Palabras clave: evaluación de impacto, dobles diferencias, trabajadores mayores, salidas del desempleo, prestaciones por desempleo, modelos de duración.

Abstract

The purpose of this article is twofold. On the one hand, some studies that have used the available methods to evaluate the impact of public policies on the labor market in Spain are reviewed. On the other hand, an application is carried out using the technique of double differences to evaluate a legislative change that affected a passive policy of the Spanish labor market (the unemployment benefit system) that modified the period of entitlement of the benefits of older workers in 2012, for which the microdata of recipients of the Public Employment Service are used.

Keywords: impact evaluation, double differences, older workers, exits from unemployment, unemployment benefits, duration models.

JEL classification: J64, J65.

I. INTRODUCCIÓN

UN aspecto relevante de las políticas públicas dirigidas al mercado de trabajo es saber si son efectivas o no. Por un lado, las políticas pasivas del mercado de trabajo (que básicamente comprenden el sistema de prestaciones por desempleo, SPD, tanto el nivel contributivo como el asistencial) tratan de compensar la pérdida de ingresos sufrida por las personas trabajadoras como consecuencia de la pérdida del empleo, que puede afectar negativamente a la búsqueda y la disponibilidad de las personas receptoras. Por otro lado, las políticas activas del mercado de trabajo (la orientación y la intermediación laboral, los programas de formación y los incentivos a la contratación y el emprendimiento, principalmente) están diseñadas para compensar estos posibles efectos adversos a la vez que tratar de conseguir lo más rápidamente posible la vuelta al empleo de las personas paradas y reducir los problemas de acceso y permanencia en el empleo a los que se enfrentan ciertos grupos desfavorecidos. Para saber si estas políticas son efectivas (si realmente producen algún efecto y ayudan a las personas trabajadoras que participan en ellas) es necesario evaluarlas.

¿Por qué evaluar las políticas públicas del mercado de trabajo? La razón de evaluarlas se debe no solo a que a través de ellas es posible conocer cómo se gestionan las operaciones ejecutadas (análisis de implementación), el grado de cumplimiento de los objetivos propuestos (análisis de eficacia) y si la realización de los distintos programas generan unos beneficios mayores (o unos costes menores) que si no se hubieran llevado a la práctica (análisis de eficiencia), sino porque también permite saber si las acciones diseñadas y realizadas tienen algún efecto neto sobre ciertos indicadores relacionados con los participantes (análisis de impacto) que permitan determinar si los cambios observados se deben a la intervención de los programas y no a otros factores, y así explorar si existen estrategias alternativas con las que alcanzar mejor dichos resultados.

En este último caso, la pregunta clave es si los programas consiguen que las personas a las que se dirige la intervención mejoran su situación. Por ejemplo, en el caso particular de encontrarse desempleadas y participar en algún programa de las políticas de empleo, si dichas personas han logrado volver lo antes posible –y en las mejores

condiciones— a la actividad laboral. Solo mediante una evaluación de impacto será posible saber si estos programas realmente producen algún efecto neto en los beneficiarios y conocer si los cambios observados en ellos pueden asociarse a los efectos del programa (es decir, existe causalidad). Además, al responder a esta pregunta, se podrá comprobar si se han producido cambios estructurales como consecuencia de la actuación pública o si se han generado resultados no deseados.

Una descripción detallada de las técnicas cuantitativas de evaluación de impacto posibles puede encontrarse en otro artículo de este monográfico, así como en los múltiples manuales y referencias que existen en la literatura (véase, por ejemplo, Gertler *et al.*, 2017; Pérez y Moral-Arce, 2015 y Khandor, Koolwal y Samad, 2010, entre otros). El objetivo de este artículo no es revisar cada una de ellas, sino más bien pasar revista a cómo se han aplicado en el pasado para llevar a cabo una correcta evaluación del impacto de algunas políticas públicas vinculadas al mercado de trabajo. En concreto, el propósito del artículo es doble. Por un lado, mostrar cómo se han utilizado los métodos de evaluación de impacto en los análisis del mercado de trabajo con algunos trabajos que emplean alguno de los métodos para estimar el impacto de determinados programas en los resultados del mercado de trabajo español. Por otro lado, presentar una aplicación que analiza el impacto de un cambio legislativo en el SPD y sus efectos sobre las salidas desde el desempleo de los trabajadores mayores. Este cambio legislativo se produjo en España en julio de 2012, cuando se elevó de 52 a 55 la edad para tener derecho a una prestación asistencial (o subsidio por desempleo) ilimitada. Para ello se utilizan los microdatos de los perceptores de prestaciones por desempleo puestos a disposición por el Servicio Público de Empleo Estatal (SEPE).

El esquema del artículo es el siguiente. En la segunda sección, se ofrecen algunas aplicaciones de la literatura empírica centradas en el mercado de trabajo español que han empleado las técnicas de evaluación de impacto para cuantificar el efecto producido por algunas políticas laborales. En la sección tercera, se lleva a cabo una evaluación de impacto de una modificación normativa que afectó a una política pasiva del mercado de trabajo español. Finalmente, la última sección contiene las conclusiones.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA: ANÁLISIS DE EVALUACIÓN DE IMPACTO Y POLÍTICA LABORAL EN ESPAÑA

El análisis del mercado de trabajo, en general, y el examen de los efectos generados por las políticas laborales, en particular, son un campo en el que la utilización de las técnicas de evaluación de impacto resulta complicada. El problema fundamental reside en el hecho de que a menudo los cambios que se producen en los resultados laborales pueden verse influidos por una variedad de modificaciones en el entorno económico y social e incluso en las propias políticas del mercado de trabajo, cuya alteración no suele darse de manera aislada, sino que forma parte de conjuntos más amplios de cambios que afectan simultáneamente a distintos programas, como cuando los Gobiernos llevan a cabo una reforma laboral más o menos integral. Analizar el efecto de las reformas del mercado laboral es una tarea a veces desalentadora, dada la dificultad para encontrar o diseñar un grupo de control evidente o un contrafactual adecuado, sobre todo cuando se trata de medidas nuevas o cambios en los programas existentes que son uno más de muchos otros que forman parte de una reforma del mercado de trabajo (como la que se produjo en 2012). En este sentido, la interacción de una medida con otras implementadas al mismo tiempo dificulta la tarea a la hora de determinar si una medida ha contribuido a aumentar efectivamente la estabilidad en el empleo, la prevalencia de los contratos indefinidos o la probabilidad de encontrar un empleo, por ejemplo.

A pesar de ello, se ha ido creando un cuerpo (todavía bastante limitado) de estudios que han tratado de analizar el impacto de las políticas públicas en el mercado de trabajo aprovechando alteraciones en la normativa laboral y que han empleado alguna de las técnicas de evaluación de impacto existentes. En esta sección, se presenta con cierto detalle algunos de estos estudios, organizados según el diseño que llevan a cabo, haciendo hincapié en el tipo de medida que tratan de evaluar y los resultados que obtienen.

1. Diferencias en diferencias

El método de evaluación de impacto más utilizado es el de diferencias en diferencias. Dentro de las políticas activas, quizá el área en el que más se ha empleado es el del análisis de los efectos de los incentivos a la contratación y el emprendimiento. Es

el caso de los estudios que analizan el impacto que han tenido distintos programas de «bonificaciones de las cotizaciones empresariales a la Seguridad Social a la contratación de trabajadores». Algunos trabajos, centrados en el programa de incentivos a la contratación iniciado en 1997, son los de Kugler, Jimeno y Hernanz (2003) y García-Pérez y Rebollo (2009). Quizá el estudio más amplio es el de Méndez (2013), ya que analiza no solo los programas de incentivos a la contratación de 1994 y de 1997, sino también el incluido en el Plan Nacional de Empleo (PNE) para 1999 (que era una continuación del plan de 1997). Más recientemente, AIReF (2020) ha llevado a cabo una evaluación completa del sistema de incentivos a la contratación y el emprendimiento vigente en España entre 2012 y 2018, examinando por separado los incentivos a la contratación indefinida (distinguiendo entre los jóvenes, las mujeres y los trabajadores mayores), los incentivos a la conversión de contratos temporales en indefinidos, los incentivos al trabajo autónomo y los incentivos a la contratación de personas con discapacidad. La metodología que emplea en todos los casos es la de diferencias en diferencias, utilizando los datos de la *Muestra continua de vidas laborales (MCVL)* (1).

En particular, Méndez (2013) adapta los estimadores que se utilizan comúnmente en la evaluación de tratamientos específicos (es decir, los que se aplican a ciertos grupos de empleadores y/o trabajadores) a la evaluación de tratamientos no específicos (es decir, los que se aplican a todos los empleadores y trabajadores). En particular, presenta un procedimiento de estimación que utiliza períodos de tiempo de pretratamiento $T - 1$ para predecir el resultado que se habría observado en el período posterior al tratamiento en ausencia del tratamiento, siendo los estimadores antes-después, de dobles diferencias (DD) y de triples diferencias casos particulares del estimador general de T períodos. El efecto de interés se identifica utilizando el estimador más simple cuya condición de identificación no se rechaza en el período de pretratamiento.

Este autor utiliza la *Encuesta de población activa (EPA)* para el período 1987-2000 y encuentra que los empleadores reaccionaron al PNE aumentando tanto las contrataciones permanentes iniciales como las conversiones de contratos de trabajadores jóvenes y de mediana edad durante el primer semestre de 1999. Los resultados para los trabajadores de más edad fueron nulos. En particular, sus resultados apuntan a: a) efectos positivos en las tasas trimestrales de transición del desempleo al empleo

permanente para los hombres jóvenes (23 por 100) y las mujeres jóvenes (26 por 100), y los trabajadores de más edad y las mujeres de mediana edad (60 por 100), después del programa de 1997; y b) los efectos positivos en las tasas de transición trimestrales del desempleo y el empleo temporal al empleo permanente mejoraron para los trabajadores más jóvenes (35 por 100) y los trabajadores de mediana edad (71 por 100), después del PNE de 1999.

En el caso de los incentivos al emprendimiento, Cueto, Mayor y Suárez (2017) utilizan la técnica de DD para estudiar el impacto de la implantación de la «tarifa plana» para trabajadores autónomos jóvenes en el año 2013. El grupo objetivo estaba formado por varones de hasta 30 años y mujeres de hasta 35 años. Los incentivos consistieron en una reducción de la cotización mínima a la Seguridad Social para aquellos trabajadores que comenzaran un empleo por cuenta propia a partir de marzo de 2013. Los trabajadores por cuenta propia establecidos no tenían derecho a la subvención: la medida de política solo estaba disponible para las empresas de nueva creación. La reducción de las cotizaciones dependía de si la persona había tenido experiencia en el trabajo por cuenta propia durante los cinco años anteriores y de la duración del episodio de autoempleo. Si los solicitantes no habían trabajado por cuenta propia durante los cinco años anteriores, la reducción era del 80 por 100 para los primeros seis meses, del 50 por 100 para los seis meses siguientes y del 30 por 100 para los próximos 18 meses, sin distinción entre hombres y mujeres. Si los solicitantes habían trabajado por cuenta propia durante los cinco años anteriores, la reducción era del 30 por 100 durante 30 meses. El umbral de edad en ambos casos se estableció en 30 años para los hombres y en 35 años para las mujeres.

Los autores utilizan la edición de 2013 de la *MCVL* para seleccionar a las personas que entraron en el empleo por cuenta propia durante ese año e identifican a los participantes en el programa en función del cumplimiento individual de los requisitos. Luego utilizan la edición 2014 de la *MCVL* para seguir la muestra y obtener información actualizada sobre el período de trabajo por cuenta propia. Esto les permite estudiar la supervivencia en el trabajo por cuenta propia tanto de participantes como de no participantes. Sus resultados indican que las entradas en el trabajo por cuenta propia aumentaron durante los primeros meses después de la puesta en marcha de la medida de política (alrededor del 30 por 100 en los primeros cinco meses). Sin em-

bargo, utilizando la salida del trabajo por cuenta propia como variable dependiente y un modelo de duración basado en el estimador de diferencias en diferencias, el resultado es que la medida no tuvo un efecto significativo en términos de tasas de supervivencia de los nuevos autoempleados. Esto significa que la medida política no pudo ayudar a los trabajadores jóvenes a superar las desventajas potenciales a las que se enfrentan al iniciar una empresa. Tampoco encontraron efectos significativos cuando se realizaron análisis para examinar si existe algún efecto específico por género y experiencia previa de autoempleo. Parece que esta medida de política tuvo un elevado efecto de peso muerto.

El método de diferencias en diferencias también se ha utilizado para examinar programas que pueden considerarse políticas pasivas, en el sentido de que tratan de evitar la salida del empleo de los trabajadores y mantenerlos en la ocupación. Este sería el caso del «subsidio para el mantenimiento del empleo de los trabajadores mayores», que estuvo en vigor en el período 2006-2012 y dirigida a los trabajadores de 60 a 64 años, ya contratados con un contrato indefinido y con al menos cinco años de antigüedad dentro de una empresa. Esta medida no tenía por objeto aumentar la contratación, sino mantener en el empleo a un grupo definido de trabajadores (en riesgo de desempleo y/o de abandonar la población activa). Font, Izquierdo y Puente (2021) evaluaron el efecto que este subsidio pudo tener sobre la probabilidad de que los trabajadores de edad avanzada permanecieran en la misma empresa a partir de los datos de la *MCVL*. Los autores estiman la probabilidad de perder sus empleos entre agosto y finales de año para los trabajadores mayores que mantuvieron su empleo hasta julio de 2012. Consideran que la eliminación de las subvenciones al mantenimiento del empleo en julio de 2012 es el tratamiento, y los trabajadores de 60 años o más sujetos a un contrato indefinido y con al menos cinco años de antigüedad dentro de la empresa como el grupo tratado. Para inferir el resultado contrafactual, explotan la continuación de los subsidios para el mantenimiento del empleo de los trabajadores de 59 años hasta diciembre de 2012; de ahí que su grupo de control consista en aquellos trabajadores de 59 años con contrato indefinido y con al menos cinco años de antigüedad en la empresa.

Sus resultados indican que la diferencia en la probabilidad de separación de la empresa en el grupo tratado (60 a 64 años) frente al grupo de control (59 años) aumentó 1,8 puntos porcentuales

(p. p.) después de que se suprimieran los subsidios. Además, aunque este aumento se produjo para todos los niveles de edad (1,4 p. p. para los trabajadores de 60 a 63 años), fue mayor y estadísticamente significativo para los trabajadores de 64 años (un aumento de 2,8 p. p.). Los autores realizan análisis adicionales por antigüedad y nivel de cualificación, encontrando que los efectos positivos se concentran en los trabajadores con menor antigüedad (5-9 años) y en los puestos de trabajo con menores requisitos de cualificaciones (aunque en este caso las diferencias no son estadísticamente significativas).

Estos resultados apoyan el argumento de que los incentivos al mantenimiento del empleo para los trabajadores de edad madura se asociaron positivamente con una mayor retención del empleo mientras el subsidio estaba en vigor. Cuando se eliminaron los incentivos, los trabajadores que anteriormente habían tenido derecho a una reducción de sus cotizaciones a la Seguridad Social vieron crecer la probabilidad de perder su empleo. Además, el subsidio de mantenimiento del empleo habría contribuido a generar más estabilidad laboral y menos transiciones hacia la desocupación para aquellos trabajadores con mayor riesgo de ser excluidos permanentemente del mercado laboral.

Finalmente, el método de DD también se ha empleado para tratar de evaluar otras medidas relacionadas con el mercado de trabajo, como el impacto de las subidas del salario mínimo interprofesional (SMI). Es el caso de Galán y Puente (2015), que se centran en los incrementos llevados a cabo durante la primera década de los años 2000. La metodología que utilizan es la que se ha empleado en otros estudios llevados a cabo por el Banco de España para analizar los aumentos del SMI que se han producido posteriormente: el del 2017, un 8 por 100 en términos nominales (Banco de España, 2017) y el de 2019, un 22,3 por 100 en términos nominales (Lacuesta, Izquierdo y Puente, 2019). Galán y Puente (2015) examinan los efectos de las subidas que se hicieron efectivas entre 2004 y 2010, generando un incremento acumulado de un 37,5 por 100 en términos nominales (18,7 por 100 en términos reales). Estos aumentos implicaron un crecimiento sostenido del SMI real por primera vez desde finales de la década de 1970, dando lugar a que en 2008 hubiese recuperado el poder adquisitivo que tenía en 1980.

Los autores analizan el período 2000-2010, que incluye un subperíodo sin aumentos del SMI

real (2000-2004) y otro con aumentos del SMI real (2005-2009), utilizando el primero como control para el efecto de los salarios bajos sobre la probabilidad de empleo. La estrategia de identificación consiste en comparar trabajadores con un salario real por debajo del próximo mínimo durante el segundo período con trabajadores de similares características que tienen un salario real por encima (pero cerca) del mínimo, que por tanto no se ven afectados por el aumento, y también con trabajadores con similares características y mismo salario durante el primer período. Utilizando datos administrativos procedentes de la *MCVL* y definiendo la variable dependiente como la probabilidad de perder un empleo doce meses después, el resultado que obtienen es que las subidas del SMI fueron negativas para el empleo: un aumento en el SMI induce un impacto significativamente positivo en las tasas de salida del empleo para los trabajadores jóvenes (de 16 a 24 años) y mayores (de 46 a 64 años). Estas transiciones fuera del empleo corresponden a un aumento de la probabilidad de quedar desempleado para ambos grupos y también a un impacto positivo en la probabilidad de convertirse en autónomo para los trabajadores de más edad.

2. Emparejamiento

Otros estudios que examinan las políticas laborales han empleado el método de emparejamiento. Es el caso de Jansen y Troncoso (2018) y Cueto y López (2019), que se centran en un cambio producido en el «contrato de formación y aprendizaje» (CFA). Este tipo de contrato está dirigido a jóvenes de entre 16 y 24 años con solo educación primaria o secundaria. Su objetivo es contribuir a incrementar la cualificación profesional de estos trabajadores alternando la formación con la actividad laboral en una empresa, y mejorar su integración en el mercado laboral. Esta medida de política se considera un instrumento para luchar contra el desempleo juvenil y la segmentación del mercado laboral y se ha utilizado desde la década de 1990, sufriendo varias reformas desde el comienzo de la crisis financiera en 2008, con modificaciones llevadas a cabo por distintos Gobiernos en el período 2010-2012, introduciendo cambios que pretendían hacerlo más atractivo para los empresarios.

Cueto y López (2019) centran su análisis de evaluación en la reforma de 2011 utilizando datos procedentes de la *MCVL* referidos al período 2011-2015. Entre otros cambios, la reforma estableció

nuevas normas sobre la duración de los CFA, aumentando la duración mínima a un año; y elevó el límite de edad para acceder a dichos contratos de 25 a 29 años (esto fue motivado por el fuerte aumento observado en el número de jóvenes «ninis» con bajo nivel educativo y de edad superior a 25 años). Este hecho ofrece un escenario único para evaluar el impacto de los CFA en la integración de los jóvenes en el mercado laboral español ya que, antes de la implantación de esta medida, este colectivo de jóvenes de entre 25 y 29 años podía no acceder a un dicho tipo de contrato.

Aprovechando este escenario para evaluar la efectividad de los CFA, los autores crean un grupo de tratamiento y otro de control. El primero está formado por el conjunto de contratos de formación y aprendizaje a tiempo completo firmados en 2011, mientras que el segundo incluye los contratos temporales por obra o servicio y eventuales por circunstancias de la producción. Del grupo de control se excluyen a las personas que han tenido contratos de formación en el pasado. Además, como la entrada en vigor de la reforma fue el 31 de agosto de 2011, la muestra se divide en dos: un grupo prerreforma (que incluye todos los contratos firmados antes de la introducción de la reforma –de enero a agosto de 2011–) y un grupo posreforma (que incluye todos los contratos firmados después de la introducción de la reforma (de septiembre a diciembre de 2011)). La muestra se limita a los jóvenes de entre 16 y 25 años, ya que este fue el límite de edad aplicable durante el primer semestre de 2011. En cuanto al grupo de control, solo se seleccionan aquellos contratos temporales que tuvieron una duración superior a seis meses para que ambos grupos sean lo más homogéneos posible. Dado que se eliminan los contratos temporales de muy corta duración, el estudio analiza si el contrato de formación, con sus propias peculiaridades, contribuye a una mejor inserción laboral que un contrato temporal de la misma duración.

Los autores utilizan varias variables relacionadas con los resultados laborales: si la persona trabajó en algún momento una vez finalizado el contrato; si obtuvo acceso a un contrato permanente; el tiempo trabajado como porcentaje del tiempo de trabajo potencial al final del contrato; y los salarios mensuales promedio en los años siguientes después de la contratación. Con casi todas las variables de resultado analizadas, se obtienen efectos significativamente negativos. Ser contratado bajo un CFA con una duración mínima de seis meses para un joven entre 16 y 25 años es menos efectivo que ser contratado

bajo un contrato temporal similar, tanto en términos de probabilidad de ser contratado para otro trabajo (casi un 30 por 100 menos), del porcentaje de tiempo trabajado (aproximadamente un 30 por 100 menos) y de la remuneración al final del contrato (alrededor de 400 euros mensuales menos después de un año; alrededor de 200 euros mensuales menos después de tres años). Por lo que se refiere al acceso a un contrato indefinido, el efecto del tratamiento no es significativo, por lo que indica que el CFA no muestra ni ventajas ni desventajas con respecto a un contrato temporal (este efecto es ligeramente positivo solo cuando se consideran contratos más largos –un año o más–). Por tanto, se puede decir que los CFA no parecen conducir a mejores resultados en el mercado laboral de los jóvenes. El único aspecto positivo es que los CFA tienen una duración más larga (3-4 meses más) que los temporales. Esto puede estar relacionado con el hecho de que la normativa legal impide que este tipo de contratos se encadenen en el tiempo (aunque esta protección se redujo con la reforma de 2012). Jansen y Troncoso (2018) también analizan la reforma aprobada en 2011 con una metodología similar y llegan a unos resultados parecidos: el aumento temporal del límite de edad para acceder a un CFA no produjo una mejora significativa en la tasa de empleo de las personas afectadas por la medida.

Un trabajo reciente que también utiliza el método de emparejamiento es el de Rebollo y García-Pérez (2021). En su caso, los autores realizan un ejercicio de evaluación de impacto de un tipo de programa que se dirige a parados de difícil inserción laboral (las iniciativas locales de empleo) y, en particular, dos medidas desarrolladas en Andalucía en 2016-2018 («Emple@Joven», dirigido a parados menores de 30 años, y «Emple@30+», dirigido a parados mayores de 30 años). Utilizan datos procedentes de los ficheros de demandantes de empleo del Servicio Andaluz de Empleo (SAE) para delimitar los grupos de tratamiento y de control de cada medida, así como información sobre la situación laboral de beneficiarios y no beneficiarios seis meses después de haber finalizado el contrato asociado a los programas y, en caso de estar ocupados, sobre las características del empleo. Los resultados del estudio apuntan a que el programa «Emple@Joven» no aumenta los niveles de empleabilidad para los beneficiarios del programa en comparación con no beneficiarios similares, mientras que el programa «Emple@30+» solo favorece la empleabilidad de los parados sin experiencia laboral o aquellos que han estado fuera del mercado de trabajo durante más de veinticuatro

meses. Sin embargo, para aquellos que están ocupados posteriormente, las características del empleo de los tratados son algo mejores que las de los controles (mayor probabilidad de estar ocupado a tiempo completo y menor probabilidad de que los contratos sean de corta duración y/o de baja cualificación).

3. Regresión en discontinuidad

En cuanto al método de regresión en discontinuidad, los estudios son más escasos. Un caso interesante lo constituye el estudio de Gamberoni, Gradeva y Weber (2016) que analiza el impacto del «contrato de apoyo a emprendedores» utilizando datos individuales de empresa (provenientes de «Amadeus», una base de datos comercial en el ámbito internacional que se basa en la información de los balances de las empresas). Este tipo de contrato indefinido se introdujo en febrero de 2012, para trabajadores jóvenes y previamente desempleados contratados por empresas pequeñas, con el objetivo de luchar contra el desempleo y la rotación excesiva. Este contrato estaba dirigido a los trabajadores desempleados desfavorecidos (jóvenes de 16 a 30 años y trabajadores mayores de 45 años registrados en el SEPE) y a las empresas pequeñas (empresas que tenían menos de 50 empleados antes de hacer uso del contrato). Se podía utilizar tanto para el empleo a tiempo completo como para el empleo a tiempo parcial, implicaba un período de prueba ampliado de doce meses (con la posibilidad de terminar el contrato a voluntad durante ese tiempo) e incorporaba varios incentivos financieros (aplicables hasta que la tasa global de desempleo fuese inferior al 15 por 100). Los incentivos incluían importantes desgravaciones fiscales y reducciones en las cotizaciones patronales a la Seguridad Social, que variaban según la edad y el período de desempleo anterior del trabajador contratado, incluida una deducción fiscal del 50 por 100 de las prestaciones por desempleo que recibiría el trabajador desempleado en el momento de su contratación con el nuevo contrato permanente. Los incentivos estaban condicionados a mantener al trabajador al menos tres años dentro de la empresa.

Como la subvención solamente se concedió a empresas que tenían menos de 50 empleados, el límite de tamaño arbitrario proporciona un candidato natural para analizar las respuestas de las empresas comparando las empresas tratadas con las empresas de control, con características similares, en el entorno del umbral de 50 empleados. Gamberoni, Gradeva y Weber (2016) encuentran pequeños efec-

tos positivos de la medida de política a corto plazo: el crecimiento del empleo de las empresas elegibles es aproximadamente un 2 por 100 más alto que el crecimiento del empleo de las empresas que no podrían beneficiarse de la subvención. Sin embargo, las pruebas complementarias (basadas en regresiones de diferencias en discontinuidades y excluyendo a las empresas que potencialmente se clasificaban deliberadamente por debajo del umbral) hacen que los efectos estimados disminuyan, de modo que la diferencia entre el crecimiento del empleo de las empresas elegibles y las empresas de control ya no es estadísticamente significativa. Aplicando los criterios de umbral a los cuatro años anteriores a la reforma, los autores encuentran la presencia de posibles factores de «selección» en el año anterior a la reforma (2011). Tener en cuenta este aspecto con el uso del enfoque de diferencias en discontinuidades y otras pruebas de robustez implica que la subvención no tuvo un efecto significativo en el crecimiento del empleo. Por tanto, el crecimiento diferencial de las empresas en torno al umbral de los 50 empleados parece derivarse más bien del menor crecimiento después de 2011 de las empresas de más de 50 empleados que desean eludir los requisitos contables más estrictos como resultado de las nuevas regulaciones que imponían requisitos de información más estrictos a las empresas más grandes aprobadas en el contexto de la reforma de 2010.

III. UNA APLICACIÓN: EVALUACIÓN DE UNA POLÍTICA LABORAL EN ESPAÑA

Debido al elevado y persistente desempleo durante la década de 1980, muchos países europeos idearon medidas para reducir la oferta efectiva de mano de obra, extendiendo los períodos de derecho de las prestaciones por desempleo para los trabajadores mayores y/o adaptando planes de jubilación anticipada para ellos, de modo que las prestaciones y subsidios por desempleo proporcionaron un camino para su retirada anticipada del mercado laboral (Duval, 2003). Estos programas generaban fuertes incentivos para que los trabajadores mayores despedidos antes de tener derecho a una pensión completa recibieran prestaciones por desempleo y utilizaran el sistema de prestaciones como vía hacia la jubilación. Al mismo tiempo, desde el punto de vista de las empresas, despedir primero a los trabajadores mayores podía parecer más aceptable socialmente que colocar la carga de la pérdida del empleo en otros empleados.

Los programas de jubilación anticipada a menudo presentaban períodos prolongados de la duración máxima de las prestaciones contributivas por encima de ciertos límites de edad (Schmieder, Von Wachter y Bender, 2016) o criterios de elegibilidad para recibir las prestaciones por discapacidad relajados para los trabajadores mayores (Chen y Van der Klaauw, 2008). El sistema español de jubilación anticipada basado en las prestaciones por desempleo era similar al de otros países europeos (Belloni, Monticone y Trucchi, 2006). En España, existía el denominado «subsidio para personas mayores de 52 años», mediante el cual las personas desempleadas que cumplieran 52 años después de agotar su prestación contributiva (PC), habiendo cotizado durante al menos seis años durante su vida laboral y cumpliendo todas las condiciones (excepto la edad) para recibir una pensión de la Seguridad Social, podían cobrar una prestación asistencial (PA) hasta el momento en que fuesen elegibles para una pensión de jubilación normal. Estos términos cambiaron en 2012, cuando la edad para ser elegible para este subsidio se elevó de 52 a 55 (entonces, el subsidio tomó el nombre de «subsidio para personas mayores de 55 años»). Esta reforma redujo el período de derecho ilimitado para el grupo de personas de 52 a 54 años, proporcionando un escenario ideal para una evaluación cuasiexperimental de la influencia de la duración potencial de una prestación en la duración efectiva del desempleo. Aprovechando esta reforma, y utilizando dos dimensiones disponibles para la identificación (la elegibilidad –edad– y el tiempo –antes y después del cambio normativo–), podemos identificar los efectos de las PA sobre la duración del desempleo (2).

1. El contexto: el sistema de prestaciones y la reforma de 2012

El SPD español dispone de dos tipos de prestaciones: PC y PA. Las PC se pagan a los empleados (excluidos los funcionarios públicos, los trabajadores contratados por hogares y aquellos sin experiencia laboral previa) que perdieron su trabajo o cuyo contrato temporal terminó, que pueden y quieren trabajar y que han cotizado un tiempo mínimo en el empleo (al menos doce meses durante el período de referencia de los seis años anteriores). Las PC se pueden recibir por un mínimo de cuatro meses y un máximo de veinticuatro meses, dependiendo del tiempo trabajado (una persona tiene derecho al máximo si ha trabajado durante todo el período de referencia). La cantidad de PC pagada es igual a

una fracción del salario bruto de los seis meses anteriores al desempleo y disminuye con la duración del período: la tasa de reemplazo bruta es del 70 por 100 durante los meses 1 a 6 de la recepción de PC y del 60 por 100 a partir de entonces.

Los trabajadores que no son elegibles para una PC (porque no han acumulado el período mínimo de contribución) pueden acceder a una PA. Aquellos que han agotado la PC también pueden solicitar una PA. La percepción de una PA requiere ciertas condiciones de elegibilidad: estar registrado durante al menos un mes en alguna oficina pública de empleo; no haber rechazado ninguna oferta de empleo adecuada o participación en un programa de formación o cualificación profesional dirigido por el SEPE; y tener ingresos inferiores al 75 por 100 del salario mínimo. La cuantía de la PA es fija, el 80 por 100 del indicador público de renta de efectos múltiples (IPREM), es decir, 452 euros en 2021. La duración del período de derecho de las PA es de al menos seis meses y varía según el número de familiares a cargo y la edad del beneficiario (el máximo es de 36 meses).

Las personas mayores que pierden el empleo no están, en principio, sujetas a PC más generosas. Sin embargo, existe una excepción en el sistema de PA anterior. Los desempleados que cumplieron 52 años durante su período de derecho potencial y cotizaron a la Seguridad Social por el riesgo de desempleo durante al menos seis años durante su vida laboral y cumpliendo todas las condiciones (excepto la edad) para recibir una pensión de la Seguridad Social, podían reclamar el «subsidio para mayores de 52 años» que forma parte de las PA. Las condiciones que debían cumplir para recibir este tipo de subsidio eran las mismas que las generales de las PA («Otros tipos de PA»). Recibir el «subsidio para mayores de 52 años» permitía a esos trabajadores percibir prestaciones por desempleo hasta el momento en que eran elegibles para una pensión de jubilación normal, siendo un subsidio con un período de derecho de la PA ilimitado. Ambas características estaban ausentes en el resto de las PA. Así, las PC y PA regulares seguidas de este subsidio especial para trabajadores mayores potencialmente les permitían retirarse del mercado laboral a una edad muy temprana.

Esta situación cambió en julio de 2012 cuando en la reforma del mercado laboral aprobada por el nuevo Gobierno español, la edad para acceder a este subsidio especial se elevó de 52 a 55 años. Por tanto, a partir de julio de 2012 una persona desempleada debe de tener al menos 55 años cuando agota una

PC para tener la opción de cobrar el «subsidio para personas mayores de 55» hasta el ingreso posterior al régimen de pensiones. La reforma se aplicó con derechos adquiridos, de modo que todos los beneficiarios que estaban percibiendo un «subsidio de 52 años» seguirían recibéndolo incluso si el requisito de edad ya no se cumpliera después de que se aprobara la reforma. Este cambio se adoptó en el contexto de una reforma del mercado laboral más general. Como no hay razón para creer que el umbral de edad se elevó en respuesta a un cambio en las condiciones relativas del mercado laboral para los trabajadores mayores, nuestro análisis no debería estar sujeto a sesgos de política endógenos.

2. Identificación

La reforma de 2012 redujo efectivamente el período de derecho a prestaciones entre el grupo de 52 a 54 años, proporcionando un entorno cuasiexperimental para estudiar la relación entre la duración de las PA y las transiciones para salir del desempleo. A partir de los datos del SEPE, extraeremos dos muestras: una muestra «antes de la reforma» y una muestra «después de la reforma». En nuestro primer escenario, los trabajadores de 49 a 51 años que percibieron una PA porque agotaron sus PC en 2011 y 2013, respectivamente, serán etiquetados como grupos de control antes y después de la reforma. Ninguno de los dos fue elegible para recibir el «subsidio de 52/55 años». Los trabajadores de 52 a 54 años que percibieron la PA en 2011 son considerados el grupo de tratamiento antes de la reforma, puesto que su comportamiento se vio potencialmente afectado por su elegibilidad para el «subsidio de 52/55 años». El grupo de tratamiento posterior a la reforma estaría compuesto por trabajadores de 52 a 54 años que percibieron una PA después del agotamiento de la PC en 2013, ya que ya no serían elegibles para percibir el «subsidio de 52/55 años» en esas edades. En nuestro segundo escenario, los trabajadores de 55 a 57 años que percibieron una PA debido al agotamiento de las PC en 2011 y 2013, respectivamente, se consideran los grupos de control antes y después de la reforma. En este caso, ambos fueron elegibles para el «subsidio de 52/55 años».

Para estimar el efecto de las prestaciones por desempleo en los resultados de los trabajadores, adoptaremos un método de DD para comparar las transiciones desde el desempleo antes y después de la reforma para los grupos afectados (tratados) y no afectados (control) por la reforma. Que el estimador DD identifique correctamente el efecto causal de la

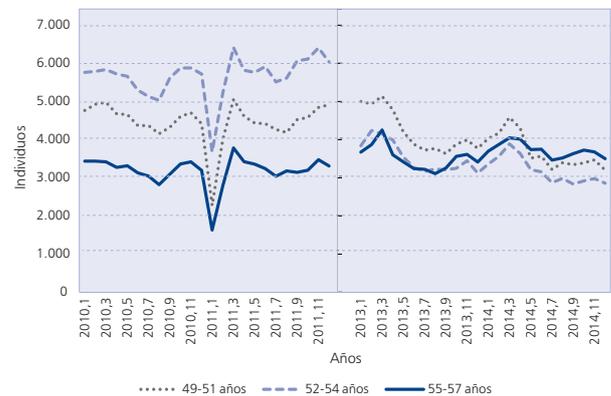
duración extendida del subsidio sobre el tránsito desde el desempleo depende de si el cambio de política fue exógeno. Hay dos razones por las que la endogeneidad de esta política es probablemente de menor importancia en nuestro contexto. Por un lado, la presión política para tratar a los trabajadores en riesgo de despido permanente y a los trabajadores desempleados que aún están en su mejor momento (menores de 55 años) con menos generosidad que antes fue una de las razones para cambiar las reglas del acceso a las prestaciones por desempleo. En la medida en que tales preocupaciones de equidad fueron la razón del cambio de política, la reducción en los períodos de derecho potenciales de las prestaciones (a través de la eliminación de la extensión de las PA para las personas de 52 a 54 años) puede considerarse exógena con respecto a los resultados del mercado laboral de las personas elegibles en nuestra muestra.

Por otro lado, la segunda razón es que la economía española estaba en recesión económica antes del cambio de política (en los años 2010 y 2011). Después del cambio de política (en los años 2013 y 2014), la economía española estaba iniciando una rápida recuperación. La endogeneidad de la política no es un problema en este caso porque todos los grupos de edad considerados en nuestro análisis estaban sufriendo los efectos de la recesión de una manera similar antes del cambio de política y beneficiándose de la recuperación después. Esta característica está relacionada con el supuesto de «tendencia común» en el que se basa la estrategia DD. En nuestro análisis utilizamos el grupo 49-51 (alternativamente, el grupo 55-57) como grupo de control para examinar los cambios en las entradas en el desempleo en ausencia de la reducción de la duración de los derechos. El gráfico 1 ofrece la información sobre las tendencias en las entradas de PA durante el período 2010-2014 y proporciona evidencia de que las entradas de los grupos de edad 49-51 y 52-54 (y también de 55-57) se movieron de manera similar en 2010-2011 y no mostraron diferencias sustanciales en la tendencia durante el período anterior a la reforma.

3. Base de datos y descriptivos

La base de datos utilizada en este estudio procede de los registros administrativos del SEPE español. En estos registros administrativos las observaciones de cada individuo contienen información sociodemográfica de los demandantes de empleo, incluidas las características del trabajador (género, edad, nacio-

GRÁFICO 1
FLUJO DE ALTAS DE SUBSIDIOS POR DESEMPLEO PARA LOS TRES GRUPOS DE EDAD (49-51, 52-54 Y 55-57)



Fuente: Ficheros del SEPE (enero 2010-diciembre 2014).

nalidad y municipio y provincia de residencia) y los atributos del último empleo (ocupación y sector), así como la causa de salida del empleo (despido individual, fin de contrato temporal, etc.). La base de datos también contiene información sobre el tipo de prestaciones por desempleo, la cuantía y los períodos de derecho de las prestaciones en el momento de la entrada y la duración efectiva del desempleo.

Para el análisis utilizaremos todos los trabajadores de 49 a 57 años que comenzaron a recibir PA en 2011 (período previo a la reforma) y en 2013 (posterior a la reforma). Podemos seguirles hasta septiembre de 2017 (último mes disponible). Para cada trabajador de la muestra, observamos la duración del período de desempleo (en días), su tipo de salida y un conjunto de variables de control. Hacemos una distinción entre salidas desde PA hacia el empleo y «Otras PA». Todos los períodos de desempleo que continúan más allá de los tres años desde el momento en que ingresaron al desempleo se tratarán como períodos censurados artificialmente en los modelos estimados para evaluar el impacto de la reforma, porque los beneficiarios del «subsidio de 52/55 años» pueden recibir este tipo de prestaciones hasta la jubilación.

La credibilidad de nuestra identificación depende de la similitud entre los grupos de tratamiento y control. El cuadro n.º 1 proporciona estadísticos descriptivos para los grupos de edad de tratamiento y control antes y después del cambio de política,

CUADRO N.º 1

MEDIAS DESCRIPTIVAS DE LAS ENTRADAS A UN SUBSIDIO POR DESEMPLEO: GRUPOS DE CONTROL Y TRATAMIENTO, ANTES Y DESPUÉS DEL CAMBIO LEGISLATIVO (PERCEPTORES DE SUBSIDIOS: GRUPOS DE EDAD 49-51, 52-54 Y 55-57)

	AÑO 2011 (ANTES DEL CAMBIO LEGISLATIVO)			AÑO 2013 (DESPUÉS DEL CAMBIO LEGISLATIVO)			DIFERENCIAS DESPUÉS-ANTES		
	CONTROL I 49-51	TRATADO 52-54	CONTROL II 55-57	CONTROL I 49-51	TRATADO 52-54	CONTROL II 55-57	CONTROL I 49-51	TRATADO 52-54	CONTROL II 55-57
Edad	50,5	53,1	56,5	50,5	53,4	56,3	0,0	0,4	-0,2
Sexo (varones)	0,631	0,629	0,652	0,611	0,619	0,653	-0,020	-0,010	0,002
Nacionalidad (española)	0,893	0,928	0,913	0,913	0,917	0,932	0,020	-0,011	0,019
Sector									
Valores perdidos	0,010	0,021	0,019	0,010	0,009	0,024	0,000	-0,012	0,005
Agricultura y pesca	0,047	0,045	0,043	0,050	0,045	0,044	0,003	-0,001	0,001
Industria	0,156	0,179	0,185	0,125	0,145	0,166	-0,030	-0,035	-0,019
Construcción	0,234	0,207	0,229	0,191	0,200	0,201	-0,042	-0,007	-0,028
Servicios	0,554	0,547	0,524	0,624	0,601	0,565	0,070	0,054	0,041
Ocupaciones									
Directores y gerentes	0,008	0,009	0,011	0,010	0,010	0,011	0,002	0,002	0,000
Profesionales, científicos e intelectuales	0,025	0,031	0,025	0,046	0,040	0,034	0,020	0,008	0,009
Técnicos profesionales de nivel medio	0,045	0,055	0,061	0,067	0,068	0,070	0,022	0,013	0,009
Personal de apoyo administrativo	0,072	0,091	0,091	0,102	0,098	0,098	0,030	0,007	0,007
Trabajadores de servicios	0,128	0,134	0,125	0,181	0,179	0,168	0,053	0,045	0,043
Agricultores y trabajadores cualificados	0,015	0,016	0,016	0,017	0,016	0,016	0,001	0,000	0,000
Oficiales, operadores y artesanos	0,213	0,224	0,238	0,217	0,227	0,250	0,004	0,003	0,012
Operadores de instalaciones y máquinas ensambladoras	0,082	0,101	0,090	0,097	0,099	0,099	0,014	-0,001	0,009
Ocupaciones elementales	0,283	0,317	0,311	0,264	0,263	0,256	-0,018	-0,054	-0,055
Militares	0,006	0,003	0,004	0,000	0,000	0,000	-0,006	-0,003	-0,004
Valores perdidos	0,121	0,020	0,029	0,000	0,000	0,000	-0,121	-0,020	-0,029
Número de hijos	0,832	0,230	0,196	0,865	0,628	0,331	0,033	0,398	0,135
Causa de entrada a PA									
Otras causas (agotamiento)	1,000	0,206	0,241	1,000	1,000	0,301	0,000	0,794	0,060
Subsidio 52/55 años	0,000	0,794	0,759	0,000	0,000	0,699	0,000	-0,794	-0,060
Causa de salida de PA									
Otras PA	0,225	0,115	0,131	0,226	0,321	0,175	0,001	0,206	0,043
Empleo	0,224	0,161	0,159	0,354	0,289	0,234	0,129	0,128	0,075
Agotamiento (censura)	0,551	0,724	0,454	0,420	0,389	0,591	-0,131	-0,334	0,137
Período de derecho	478,9	3456,6	2397,3	581,4	535,6	1775,3	102,5	-2921,0	-621,9
Duración efectiva	334,3	802,9	758,1	372,0	309,9	645,9	37,7	-493,0	-112,2
Nivel PA (€/día)	14,7	14,4	14,4	13,1	13,2	13,4	-1,6	-1,2	-0,9
Salarios (€/mes)	532,5	532,5	532,5	532,5	532,5	532,5	0,0	0,0	0,0
Número de individuos	52.141	68.578	37.585	50.716	42.473	42.243			

Fuente: Datos del SEPE (2010-2017).

así como la diferencia «después-antes» para cada grupo. Como puede verse, las características sociodemográficas y laborales parecen estar bastante equilibradas entre las muestras.

Este cuadro también ofrece información sobre las entradas y las salidas de los grupos de tratamiento y de control. En cuanto a las entradas, la proporción de perceptores tratados que entran en el «subsidio de 52/55 años» después de agotar la PC se redujo mucho (79 por 100) en 2013 en comparación con 2011, lo que sugiere que la reforma redujo efectivamente las transiciones de PC al subsidio para trabajadores mayores. Aunque este efecto es grande, se debe en gran parte a la aplicación de la ley. Al mismo tiempo, aumentó la proporción de entradas en otras PA (debido al agotamiento de la PC), lo que simplemente refleja la sustitución del «subsidio de 52/55 años» por «Otras PA» para las personas que ya no eran elegibles para el subsidio ilimitado hasta cumplir los 55 años.

Por lo que respecta a las salidas, una gran parte de los períodos de desempleo del grupo de tratamiento antes de la reforma duraron más allá del período de observación, como lo indica la tasa de censura (72 frente a 38,9 por 100). De hecho, las salidas al empleo se observaron con mayor frecuencia en el grupo de control más joven que en el grupo tratado tanto antes del cambio de política (22,4 frente al 16,1 por 100) como después del cambio de política (35,4 frente al 28,9 por 100). Al mismo tiempo, las tasas de transición al empleo del grupo de control de mayor edad fueron cercanas a las del grupo de tratamiento tanto antes (15,9 por 100) como después del cambio de política (23,4 por 100).

4. Modelo econométrico

En nuestro caso, las tasas de salida de las PA se analizarán utilizando un modelo de duración de riesgo proporcional mixto de tipo continuo (*mixed proportional hazard model*). La representación de la tasa de salida del modelo es la siguiente:

$$h_i(t_i / X, \theta) = \lambda_{0i}(t_i) \varphi_i(X'\beta_i) \phi_i(\theta) \quad i=1,2,\dots,N \quad [1]$$

donde t_i es la duración actual del período de PA para cada individuo i . Esta ecuación muestra que la tasa de salida del desempleo bajo PA hacia el empleo se ve afectada por tres componentes. Primero, la función $\lambda_{0i}(t)$, denominada función de riesgo básico, captura el efecto del tiempo transcurrido en

el estado de desempleo bajo PA sobre la probabilidad instantánea de encontrar un trabajo cuando el resto de los factores o componentes se mantienen constantes. Segundo, la función $\varphi_i(X)$ representa el efecto de las variables explicativas en la probabilidad de encontrar un empleo. Y tercero, la función $\Phi_i(\theta)$ recoge los efectos del componente de la heterogeneidad inobservada, como es la capacidad, las actitudes, las habilidades, etc., de los trabajadores sobre la probabilidad de encontrar un trabajo. Las tres funciones deben asegurar que la expresión [1] no sea negativa. Garantizamos esta propiedad mediante el uso de una representación exponencial para cada función. Para capturar el efecto de las variables explicativas sobre la tasa de riesgo de encontrar un empleo, se utiliza la siguiente especificación:

$$\varphi_i(X'\beta) = [\exp(\beta_0 + \beta_1 * Z_i + \beta_2 * R_i + \beta_3 * Age52_54_i + \beta_4 * R_i * Age52_54_i)] \quad [2]$$

donde X_i se puede dividir en varias partes: Z_i representa un vector de variables de control exógenas; R_i es una variable ficticia para el cambio de política adoptado en 2012 (toma el valor 0 para personas que comenzaron un período de PA en 2011, es decir, antes de que tuviera lugar el cambio de política; y el valor 1 para aquellas que comenzaron un período de PA en 2013, después del cambio de política); y $Age52_54_i$ es una variable ficticia que indica si el individuo pertenece al grupo de control (=0) o al grupo de tratamiento (=1).

Por tanto, β_2 mide el efecto del momento del tiempo (calendario) en las transiciones desde las PA al empleo que es independiente del estado de elegibilidad de la observación i ; β_3 es la probabilidad media de transición de los individuos pertenecientes al grupo de edad de 52 a 54 años; y β_4 el correspondiente estimador de DD que captura el impacto de tener entre 52 y 54 años después del cambio de política, es decir, cuando se eliminó la elegibilidad a la extensión del subsidio para ese grupo de edad. Este último parámetro identifica el efecto causal bajo el supuesto de «tendencia común», es decir, que cualquier factor no observable variable en el tiempo tiene el mismo efecto en los trabajadores tratados y no tratados. La interpretación de este parámetro es que mide la mayor o menor probabilidad de salir del desempleo en el período posterior al cambio de 2012, en relación con los beneficiarios no tratados y en relación con el período anterior al cambio legislativo.

Para estimar el modelo de duración, se puede considerar un modelo paramétrico que hace fuertes supuestos sobre la forma de la función de riesgo básico o un modelo de Cox que no hace ninguna. Nosotros, elegimos un modelo de riesgo semiparamétrico exponencial por partes (*piecewise constant exponential model*) que se encuentra entre ambos, que es muy utilizado en modelos de duración de tiempo continuo. En este tipo de modelos, se supone que el riesgo de salida es constante dentro de los intervalos de tiempo de supervivencia prespecificados, pero esta salida constante puede diferir entre intervalos (Jenkins, 2005). En nuestro caso, permitimos que el riesgo difiera en intervalos de treinta y seis meses y usamos la distribución gamma (una opción popular debido a la trazabilidad matemática) para la distribución de la heterogeneidad individual inobservada.

5. Resultados de las estimaciones

En esta subsección, presentamos los resultados empíricos de las estimaciones del modelo presentado en la subsección anterior. En estas estimaciones, la variable dependiente es la duración de las PA (en

días) y el conjunto de variables de control son el sexo, la nacionalidad, el número de hijos, la ocupación, el sector de actividad económica y la tasa de desempleo regional. La columna 1 del cuadro n.º 2 proporciona los resultados de las estimaciones del modelo semiparamétrico de duración con heterogeneidad inobservada para la muestra total, utilizando los perceptores de PA de 49 a 51 años antes y después del cambio de política como grupo de control (grupo de control I).

Los parámetros de los modelos de duración estimados se muestran en términos de la métrica del modelo de riesgo proporcional (*proportional hazard, PH*) en lugar de la métrica del tiempo de riesgo de salida acelerado (*accelerated failure time, AFT*). Esto significa, por ejemplo, que un coeficiente positivo implica un aumento en la tasa de riesgo (en términos logarítmicos), mientras que un coeficiente con signo negativo implica una disminución. Hemos estimado los modelos sin y con heterogeneidad inobservada (utilizando una distribución gamma). La prueba de razón de verosimilitud de un modelo con heterogeneidad inobservada frente a otro sin ella sugiere que la heterogeneidad inobservada no

CUADRO N.º 2

RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DEL MODELO DE DURACIÓN SEMIPARAMÉTRICO DE LA ECUACIÓN [2]: CON EL GRUPO DE CONTROL I, PERCEPTORES DE EDADES 49-51 (COLUMNA 1); CON EL GRUPO DE CONTROL II, PERCEPTORES DE EDADES 55-57 (COLUMNA 2); Y TEST DE PLACEBO A (2010-2011) Y B (2013-2014) CON EL GRUPO DE CONTROL I (COLUMNAS 3 Y 4). COEFICIENTES Y DESVIACIONES TÍPICAS (ENTRE PARÉNTESIS)

	GRUPO CONTROL 49-51	GRUPO CONTROL 55-57	PLACEBO A	PLACEBO B
Cambio legislativo (R) (β_2)	0,391*** (0,0125)	0,475*** (0,0171)	-0,179*** (0,0120)	0,175*** (0,0106)
Edad 52-54 (β_3)	-0,877*** (0,0149)	-0,0346** (0,0162)	-0,936*** (0,0127)	-0,0328*** (0,0115)
R*Edad 52-54 (β_4)	0,858*** (0,0188)	0,605*** (0,0216)	-0,00711 (0,0179)	0,0133 (0,0164)
Constante	-4,277*** (0,0333)	-4,696*** (0,0406)	-3,618*** (0,0169)	-3,824*** (0,0167)
/lntheta	-20,00 (695,0)	-18,34 (395,2)	-18,933*** (0,0199)	-18,815*** (0,011)
Theta	2,07e-09 (1,44e-06)	1,08e-08 (4,28e-06)	5,99e-09 (1,20e-10)	6,74e-09 (7,29e-11)
Log likelihood	-154.458,51	-128.760,31	-164.240,74	-150.432,89
Individuos	211.079	187.364	238.276	174.083
Episodios individuales	359.566	4.072.489	4.644.175	1.952.781

Nota: El cuadro muestra las estimaciones del modelo de duración con una variable que indica el cambio de política, otra variable que indica la pertenencia al grupo de edad de 52 a 54 años, el término de interacción de ambas variables y las variables explicativas adicionales, que incluyen atributos personales, laborales y del empleador, como sexo, nacionalidad, número de hijos, ocupación, industria, tasa de desempleo regional y 36 variables ficticias mensuales. Niveles de significación: * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fuente: Datos del SEPE (2010-2017).

es significativa. Además, no se detectan diferencias en los coeficientes de las variables entre ambos modelos al incluir la heterogeneidad inobservada.

Todos los coeficientes tienen el signo esperado. El efecto de aumentar/reducir el derecho potencial de las prestaciones es significativo. El coeficiente de «*Edad52_54*» indica que la probabilidad de que una persona abandone el desempleo en el próximo mes es un 58 por 100 menor (coeficiente de -0,877) para las personas de 52 a 54 años que fueron elegibles para la extensión de las prestaciones por desempleo (a través del «subsido de mayores de 55 años») en relación con el grupo de control de personas de 49-51 años. Al mismo tiempo, las estimaciones puntuales para ambos grupos de edad después del cambio de política son estadísticamente significativas e indican que son un 48 por 100 mayor (coeficiente de +0,391) que antes del cambio, como se puede deducir del parámetro de la variable «*R*». Este último resultado puede deberse al hecho de que la economía estaba en recesión en 2011 y mejoró en 2013.

El coeficiente de «*R * Edad52_54*» (b_4), que mide el impacto causal de las dobles diferencias del cambio de política, presenta el resultado esperado *a priori*, lo que sugiere que el impacto de las prestaciones ilimitadas de las PA fue relevante. El coeficiente estimado fue positivo (+0,858), por lo que la probabilidad de encontrar trabajo es 2,35 veces mayor para las personas que no tuvieron acceso a esos subsidios ilimitados de PA después de que se produjera el cambio de política y después de controlar los efectos de la mejora de la situación del mercado laboral en 2013 y las similares tasas de salida de ambos grupos de edad en promedio.

Por tanto, las reducciones en el período de derecho de las prestaciones de los trabajadores de mayor edad (que limitaban el uso de las PA para asegurar ingresos hasta la jubilación como instrumento de jubilación anticipada) están asociadas a aumentos en la salida del desempleo al empleo, *ceteris paribus*. Cuando utilizamos las estimaciones para calcular la duración promedio esperada de la percepción de las PA, los resultados son 912 días para el grupo de tratamiento y 1242 días para el grupo de control. La diferencia entre ellos sugiere que hubo una reducción de 330 días en la duración promedio debido al impacto de la reforma. La conclusión sería que la elegibilidad de prestaciones por desempleo más prolongadas a edades relativamente tempranas en el caso de los trabajadores mayores

reduce sus transiciones del desempleo al empleo y aumenta la duración del desempleo.

También se han estimado modelos separados por sexo, sectores económicos y ocupaciones (3). Los resultados (no mostrados) sugieren que la probabilidad de encontrar un trabajo asociado con el cambio de política fue de algo mayor para las mujeres, los desempleados que trabajaban anteriormente en la industria manufacturera y los trabajadores en ocupaciones no manuales, en particular aquellos en trabajos de cualificación media (ocupaciones administrativas y operadores de máquinas y ensambladores, respectivamente).

Para terminar, y como elemento adicional a los análisis anteriores, se llevan a cabo dos estrategias para probar la solidez de nuestras estimaciones de referencia. En primer lugar, mostramos que nuestros principales resultados son robustos a definiciones alternativas del grupo de control. En particular, utilizamos el grupo de control II, que está compuesto por beneficiarios de PA entre 55 y 57 años antes y después del cambio de política. En segundo lugar, se realiza una prueba de placebo. Reproducimos el análisis de una reforma placebo en enero de 2011, un año y medio antes de que se llevara a cabo la reforma real, y en enero de 2014, un año y medio después de que se llevara a cabo la reforma real. El objetivo de este ejercicio es proporcionar evidencia adicional de la falta de tendencias temporales diferenciales entre los grupos de tratamiento y de control.

Por un lado, la columna 2 del cuadro n.º 2 ofrece los resultados para la muestra completa cuando se utiliza el grupo de control II. Aunque las magnitudes de los coeficientes estimados varían, los principales hallazgos permanecen. Centrándonos en el efecto del cambio normativo, el coeficiente estimado de «*R * Edad52_54*» es +0,605, por lo que la probabilidad de encontrar trabajo fue un 83 por 100 mayor para los desempleados que no pudieron recurrir a PA ilimitadas después del cambio de la política, después de controlar los efectos de la mejora de la situación del mercado laboral en 2013 y las similares tasas de salida de ambos grupos de edad en promedio. Por tanto, el impacto de eliminar los subsidios ilimitados para los perceptores de PA tratados fue relevante. Los resultados (no mostrados) son similares para hombres y mujeres y los tres sectores y las seis categorías ocupacionales consideradas, con las diferencias mencionadas anteriormente: el impacto de la reforma fue mayor para

los trabajadores de la industria manufacturera y los trabajadores no manuales de cualificación media.

Por otro lado, una forma alternativa de probar el supuesto de tendencias iguales sería realizar una prueba de placebo, una prueba que sirve para ganar confianza en que las entradas en el desempleo habrían continuado moviéndose en paralelo después de la fecha de la reforma si la intervención no hubiera ocurrido. Para hacer esta prueba, realizamos una estimación de dobles diferencias adicional utilizando períodos «falsos» previos y posteriores a la reforma. Se han utilizado los datos de los años 2010 y 2011, suponiendo que 2010 es el período anterior a la reforma y 2011 el período posterior a la reforma. Y se ha repetido el mismo ejercicio utilizando 2013 como período anterior a la reforma y 2014 como período posterior a la reforma. Las columnas 3 y 4 del cuadro n.º 2 muestran los resultados. No se observa ningún efecto de tratamiento significativo utilizando datos de los años anteriores a la reforma (véase el parámetro β_4 en la columna 3) ni de los años posteriores a la reforma (véase el parámetro β_4 en la columna 4).

IV. CONCLUSIONES

En las últimas décadas, la mejora de las técnicas de evaluación de impacto y la disponibilidad de bases de datos con información individual longitudinal han permitido que el volumen de estudios empíricos dirigidos a analizar el impacto de las políticas públicas del mercado de trabajo haya aumentado de manera considerable. En algunos casos, los investigadores utilizan experimentos cuasiexperimentales en los que se pueden observar cambios exógenos y, a veces, selectivos en los programas. En estos trabajos, los cambios normativos brindan a los autores la oportunidad de estudiar los efectos de las políticas del mercado de trabajo sobre las variables laborales (la duración del empleo o del desempleo, la transición hacia un determinado estado, etc.) en un entorno controlable.

En este contexto, este artículo ha revisado algunos estudios que utilizan los métodos para evaluar el impacto de políticas públicas en el caso de las políticas activas y pasivas del mercado de trabajo en España y, además, ha aplicado la técnica de dobles diferencias a un cambio de política que tuvo lugar en julio de 2012 que elevó de 52 a 55 años la edad mínima para solicitar un subsidio de desempleo ilimitado.

Por un lado, la revisión de la literatura muestra que la evaluación de las políticas del mercado de trabajo todavía no está muy extendida en el caso de España. El número de trabajos que llevan a cabo evaluaciones de impacto es bastante limitado, de modo que para algunos programas de las políticas activas o pasivas solo hay unos pocos trabajos que utilicen las técnicas de evaluación. Una de las razones puede ser la dificultad de disponer de datos adecuados (sobre todo, longitudinales), que además sean representativas, para poder llevar a cabo los análisis pertinentes. Otra es que en muchas ocasiones la simultaneidad de cambios en la normativa laboral hace casi imposible delimitar tanto los grupos de tratamiento como los grupos de control adecuados.

Por otro lado, la reforma que se analiza en el artículo, al aumentar de 52 a 55 años la edad mínima para solicitar el «subsidio para mayores de 52/55 años» en 2012, de modo que los trabajadores desempleados pudieran cobrar una PA hasta el momento en que fuesen elegibles para una pensión normal de jubilación, redujo el período de derecho ilimitado para el grupo de personas de 52 a 54 años en el momento de la pérdida del empleo, proporcionando un entorno ideal para una evaluación cuasiexperimental de la influencia de la reducción de la duración potencial de las PA en las salidas del desempleo hacia el empleo. Para ello, se ha hecho uso de los datos extraídos de los registros administrativos del SEPE español.

Nuestro trabajo empírico sigue la línea de la literatura que evalúa el impacto de la extensión / reducción de la duración potencial de las prestaciones por desempleo y sus efectos sobre las transiciones desde una PA hacia el empleo utilizando un enfoque de diferencias en diferencias (o dobles diferencias). Nuestros resultados sugieren que los cambios de este importante parámetro del período de derecho de las prestaciones provocan efectos sustanciales en el comportamiento de los trabajadores mayores. En particular, la probabilidad de salir del desempleo hacia un empleo para las personas de 52 a 54 años que dejaron de tener acceso a los subsidios ilimitados después de que se produjo el cambio de política fue 2,5 veces mayor que antes del cambio, una vez que se controla la situación económica experimentada durante el período posterior a la reforma y las diferencias de las tasas de salida medias entre los grupos de edad de 52 a 54 y de 49 a 51 años. Este hallazgo se mantiene cuando utilizamos un grupo de control alternativo

(personas de 55-57 años). Estos resultados son similares a los hallazgos de la literatura empírica que apuntan a la reducción del empleo y el aumento del desempleo y la inactividad de los trabajadores mayores afectados por programas de extensión de las prestaciones por desempleo (Kyyrä y Wilke, 2007; Lalive, 2008).

NOTAS

(*) Los autores agradecen el apoyo económico del Instituto de Estudios Fiscales para realizar esta investigación, así como al Servicio Público de Empleo Estatal (SEPE) por facilitar los datos en virtud del convenio suscrito entre la SEPE y la Universidad de Alcalá. También dan las gracias a varios participantes de seminarios y conferencias, en particular a TOMI KYRÄ, por sus valiosos comentarios y sugerencias. Evidentemente, las opiniones y análisis son responsabilidad exclusiva de los autores.

(1) La MCVL es una base de datos que contiene información longitudinal sobre una muestra representativa de la población con cualquier tipo de relación con la Seguridad Social y que ha sido ampliamente utilizada por los economistas laborales desde su puesta a disposición de los investigadores por parte de la Dirección General de Ordenación de la Seguridad Social. Puede obtenerse una visión general de la base de datos consultando DURÁN (2007), GARCÍA-PÉREZ (2008), ARRANZ y GARCÍA-SERRANO (2011) y ARRANZ, GARCÍA-SERRANO y HERNANZ (2013).

(2) El análisis realizado en esta sección se basa en un documento de trabajo más extenso (ARRANZ y GARCÍA-SERRANO, 2020).

(3) Las categorías de ocupación son las siguientes: «Trabajadores no manuales de cualificación alta» (NMCA), que incluye a directores y gerentes, profesionales científicos e intelectuales y técnicos y profesionales de nivel medio; «Trabajadores no manuales de cualificación media» (NMCM), que incluye al personal de apoyo administrativo; «Trabajadores no manuales de cualificación baja» (NMCB), que incluye a los trabajadores de servicios; «Trabajadores manuales de cualificación alta» (MAC), que incluye a agricultores y trabajadores cualificados de la construcción y la industria; «Trabajadores manuales de cualificación media» (MCM), que incluye a operadores de instalaciones y máquinas y ensambladores; y «Trabajadores manuales de cualificación baja» (MCB), que incluye a los trabajadores de ocupaciones elementales.

BIBLIOGRAFÍA

AIReF (2020). *Incentivos a la contratación. Evaluación del gasto público 2019*. Madrid: Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal.

ARRANZ, J. M. y GARCÍA-SERRANO, C. (2011). Are the MCVL tax data useful? Ideas for mining. *Hacienda Pública Española*, 199(4), pp. 151-186.

ARRANZ, J. M. y GARCÍA-SERRANO, C. (2020). Assistance benefits and unemployment outflows of the elderly unemployed: The impact of a law change. *Papeles de Trabajo*, 2/2020. Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.

ARRANZ, J. M., GARCÍA-SERRANO, C. y HERNANZ, V. (2013). How do we pursue «labormetrics»? An application using the MCVL. *Revista de Estadística Española*, 55(181), pp. 231-254.

BANCO DE ESPAÑA (2017). *Boletín Económico*, 1/2017, pp. 19-21. Madrid: Banco de España.

BELLONI, M., MONTICONE, C. y TRUCCHI, S. (2006). *Flexibility in retirement. A framework for the analysis and a survey of European countries*. Turín: CeRP.

CHEN, S. y VAN DER KLAUW, W. (2008). The work disincentive effects of the disability insurance program in the 1990s. *Journal of Econometrics*, 142(2), pp. 757-784.

CUETO, B., MAYOR, M. y SUÁREZ, P. (2017). Evaluation of the Spanish flat rate for young self-employed workers. *Small Business Economics*, 49(4), pp. 937-951.

CUETO, B. y LÓPEZ, F. (2019). Ap. p.renticeship contract: An evaluation. *Hacienda Pública Española / Review of Public Economics*, 231(4), pp. 15-39.

DURÁN, A. (2007). La Muestra continua de vidas laborales de la Seguridad Social. *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, 1, pp. 231-240.

DUVAL, R. (2003). The retirement effects of old-age pension and early retirement schemes in OECD countries. *OECD Economics Department Working Paper*, 370. Paris: OECD.

FONT, P., IZQUIERDO, M. y PUENTE, S. (2021). The effect of subsidies to mature-age employment: A quasi-experimental analysis. *Journal of Labor Research*, 42, pp. 123-147.

GALÁN, S. y PUENTE, S. (2015). Minimum wages: Do they really hurt young people? *The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, 15(1), pp. 299-328.

GAMBERONI, E., GRADEVA, K. y WEBER, S. (2016). Firm responses to employment subsidies: A regression discontinuity approach to the 2012 Spanish labour market reform. *Working Paper Series*, n.º 1970. European Central Bank.

GARCÍA-PÉREZ, J. I. (2008). La Muestra continua de vidas laborales (MCVL): una guía de uso para el análisis de transiciones. *Revista de Economía Aplicada*, 16 (E-1: n.º extraordinario), pp. 5-28.

GARCÍA-PÉREZ, J. I. y REBOLLO, Y. (2009). The use of permanent contracts across Spanish regions: Do regional wage subsidies work? *Investigaciones Económicas*, 33(1), pp. 97-130.

GERTLER, P. J., MARTÍNEZ, S., PREMAM, P., RAWLINGS, L. B. y VERMEERSCH, C. M. (2011). *La evaluación de impacto en la práctica*. Banco Internacional de Reconstrucción y Fomento/Banco Mundial.

JANSEN, M. y TRONCOSO, D. (2018). *El impacto de los contratos para la formación y el aprendizaje en la inserción laboral de los jóvenes*. Madrid: FEDEA.

JENKINS, S. P. (2005). *Survival analysis*. Manuscript. Retrieved from: <https://www.iser.essex.ac.uk/files/teaching/stephenj/ec968/pdfs/ec968lnotesv6.pdf>

KHANDER, S. K., KOOLWAL, G. B. y SAMAD, H. A. (2010). *Handbook on impact evaluation: Quantitative methods and practices*. The World Bank.

KUGLER, A., JIMENO, J. y HERNANZ, V. (2003). Employment consequences of restrictive permanent contracts: Evidence

from Spanish labour market reforms. *IZA Discussion Paper Series*, n.º 657. Institute for the Study of Labor (IZA).

KYYRÄ, T. y WILKE, R. A. (2007). Reduction in the long-term unemployment of the elderly: A success story from Finland. *Journal of the European Economic Association*, 5, pp. 154-182.

LACUESTA, A., IZQUIERDO, M. y PUENTE, S. (2019). Un análisis del impacto de la subida del salario mínimo interprofesional en 2017 sobre la probabilidad de perder el empleo. *Documentos Ocasionales*, n.º 1902. Madrid: Banco de España.

LALIVE, R. (2008). How do extended benefits affect unemployment duration? A regression discontinuity approach. *Journal of Econometrics*, 142, pp. 785-806.

MÉNDEZ, I. (2013). Promoting permanent employment: Lessons from Spain. *SERIEs*, 4, pp. 175-199.

PÉREZ, C. y MORAL-ARCE, I. (2015). *Técnicas de evaluación de impacto*. Garceta.

REBOLLO, Y. y GARCÍA-PÉREZ, J. I. (2021). Evaluación de impacto de políticas activas de empleo para colectivos de difícil inserción laboral. *FEDEA Policy Papers*, 2021/11. Madrid: Fundación de Estudios de Economía Aplicada.

SCHMIEDER, J., VON WATCHER, T. y BENDER, S. (2016). The effect of unemployment benefits and nonemployment durations on wages. *American Economic Review*, 106, pp. 739-777.