

PERSISTENCIA EN EL AUTOEMPLEO: ASIMETRÍAS REGIONALES Y SECTORIALES

Luis Alberiko Gil-Alana

Universidad de Navarra

Inmaculada Vílchez

Universidad de Huelva

Resumen

Este estudio examina si los *shocks* en el autoempleo tienen impactos permanentes o transitorios utilizando series temporales españolas e integración fraccional, considerando asimetrías regionales, sectoriales y según el tipo de autoempleo. Se distingue entre los trabajadores por cuenta propia que contratan a otros (empleadores) y aquellos que no lo hacen. El análisis revela que la mayoría de las series muestran reversión a la media, lo que indica efectos temporales de los *shocks*. Sin embargo, los *shocks* que afectan a los empleadores tienden a mostrar cierta persistencia. Por sectores, la construcción es más propensa a experimentar efectos permanentes de *shocks* transitorios, observándose histeresis en casi la mitad de las regiones de España. Para los autoempleados sin asalariados, los *shocks* persistentes se encuentran principalmente en el comercio, el transporte y los servicios, particularmente en las regiones del norte. En contraste, los *shocks* en las industrias pesadas y energéticas reversion rápidamente a la media a nivel nacional. Además, se observan tendencias temporales positivas en los servicios, mientras que en la agroindustria aparecen tendencias negativas. Los resultados sugieren la necesidad de políticas específicas por sector y región para fomentar la sostenibilidad y la resiliencia.

Palabras clave: persistencia, autoempleo, sectores de actividad, regiones, integración fraccional.

Abstract

This study examines whether *shocks* in self-employment have permanent or transitory impacts using Spanish time series and fractional integration, considering regional, sectoral, and self-employment type asymmetries. It distinguishes between self-employed individuals who hire others (employers) and those who do not. The analysis reveals that most series show mean reversion, indicating temporary effects from *shocks*. However, *shocks* affecting employers tend to show some persistence. By sector, construction is more likely to experience permanent effects from transitory *shocks*, with hysteresis observed in nearly half of Spain's regions. For self-employed without employees, persistent *shocks* are found mainly in commerce, transportation, and services, particularly in the northern regions. In contrast, *shocks* in the heavy and energy industries revert to the mean quickly nationwide. Additionally, positive temporary trends are noted in services, while negative trends appear in agribusiness. The findings suggest the need for sector- and region-specific policies to foster sustainability and resilience.

Keywords: persistence, self-employment, sectors of activity, regions, fractional integration.

JEL classification: J00.

1. INTRODUCCIÓN

Las políticas públicas no solo suponen, con carácter general, un esfuerzo para el contribuyente, sino que cualquiera de ellas tiene un coste de oportunidad en términos de los servicios o actuaciones que se dejan de realizar al implementarlas. Así pues, cabría esperar que el diseño de las políticas públicas se rigiese por un

cuidadoso diseño basado en estudios piloto o al menos que, una vez implementadas, se sometieran a un proceso de mejora continua y de rediseño en función de las evaluaciones que de las mismas se hayan realizado. Conviene, además, que la evaluación de las políticas no solo debe inspirarse en sus efectos a corto, sino también a medio y largo plazo, esto es, en el análisis de la durabilidad de sus efectos. El análisis de los efectos a largo

plazo de cualquier perturbación en general, y de las políticas públicas en particular, choca, sin embargo, con la dificultad de contar con datos adecuados para la evaluación causal. En este punto, resulta muy complicado contar con datos individuales acerca de los grupos de tratamiento y control, transcurrido un cierto tiempo debido a los problemas de abandono de la muestra (Van Berg *et al.*, 1994). Es por esta razón por la que son muy escasos los ejemplos de este tipo de evaluaciones basadas en observaciones individuales, y que en el caso de las políticas de promoción empresarial se limitan, casi en exclusiva, a los trabajos de Caliendo *et al.* (2020) y Caliendo y Tübbicke (2020).

Una forma de sortear este problema es enfocar el análisis a nivel agregado, y analizar las propiedades de larga memoria de las series (Robinson, 2003). Es así como el análisis de la persistencia o histéresis en las series de autoempleo ha pasado a formar parte de la literatura empírica, al importar estrategias ampliamente implementadas en el ámbito de la economía laboral, habitualmente enfocadas en el análisis de la histéresis en el desempleo (véase Blanchard y Summers, 1986 o Røed, 1997), para un planteamiento general de la cuestión). Lo más habitual en este tipo de literatura ha sido el uso de contrastes de raíces unitarias para testar la presencia de histéresis incluyendo los adaptados a datos de panel o los que consideran la no linealidad (véase, Mitchell, 1993; Røed, 1996, 1997; León-Ledesma y McAdam, 2004; Lee y Chang, 2008; Romero-Ávila y Usabiaga, 2008; Akdoğan, 2017; Meng, Strazicich y Lee, 2017; Khraief, 2020; Clavijo-Cortes, 2023; Congregado *et al.*, 2025; y, Furlanetto *et al.*, 2025; entre otros (1). Otra aproximación que ha sido objeto de aplicación intensiva para el estudio de las propiedades de la larga memoria en el ámbito de la economía laboral es el empleo de integración fraccional, como alternativa a los test tradicionales de raíces unitarias, para inferir el grado de persistencia (Caporale y Gil-Alana, 2007, 2008, 2014, 2018; Cuestas y Gil-Alana, 2024; Gil-Alana y Brian Henry, 2003; Gil-Alana y Ozdemir, 2019; o Gil-Alana, González-Blanch y Poza, 2024, entre otros). En particular, esta aproximación usa el número de diferencias necesarias para convertir la serie en estacionaria como determinante del grado de dependencia de la serie de manera que cuanto mayor sea este número, mayor será la duración de

los shocks (2). Esta estrategia, aplicada por Gil-Alana y Payne (2015) al análisis de la persistencia de las tasas de autoempleo en los Estados Unidos en el período, 2000-2001 a 2014-2015, es la aproximación que seguimos en este trabajo.

Utilizando de esta metodología, este trabajo explora si los shocks en el autoempleo generan impactos permanentes o transitorios haciendo uso de series españolas e integración fraccional, teniendo en cuenta la posible existencia de resultados asimétricos entre regiones, sectores y entre tipos de autoempleados, concretamente al distinguir entre los trabajadores por cuenta propia que contratan a otros (empleadores) frente a aquellos que no lo hacen.

El estudio de la histéresis en el autoempleo es especialmente relevante en el contexto de las nuevas dinámicas del mercado laboral actual, que parece estar viéndose sometido a cambios profundos respecto a las relaciones laborales tradicionales (Henley, 2021). Analizar si estos cambios generan efectos permanentes o no en la decisión de trabajar por cuenta propia o ajena ha de permitirnos entender cómo se adaptan los trabajadores a las nuevas condiciones del mercado laboral. Desde esta perspectiva, la persistencia no solo puede ser reflejo de una cierta resiliencia basada en el éxito, sino también a permanencias involuntarias generadas por los altos costes de salida y a la ausencia de oportunidades de empleo asalariado. Por ello, es importante detectar si estas dinámicas son de largo plazo para monitorizar tendencias y patologías, y entender mejor la realidad del autoempleo.

En nuestro enfoque, exploramos, además, la posible existencia de diferencias entre grupos de autoempleados, sectores y si las características económicas y sociales de cada región influyen en la histéresis de las series de autoempleo. Estas diferencias, en caso de existir, subrayarían la necesidad de que las políticas tengan en cuenta estas diferencias para ser efectivas en el largo plazo.

El trabajo usa nuevas series generadas por elevación de los datos muestrales procedentes de los microdatos de 102 oleadas de la *Encuesta de población activa* española, lo que nos permite obtener una visión más precisa de la persistencia de los efectos a largo plazo de cualquier perturbación a la que so-

metamos o se vea sometido el autoempleo agregado, así como algunas de sus desagregaciones a nivel regional, sectorial y entre grupos de autoempleados. Todo ello nos ayudará a identificar tendencias generales y a comprender disparidades en la dinámica del autoempleo, lo que puede ser clave para el diseño de intervenciones y políticas públicas más efectivas, que consideren el medio y largo plazo, y adaptadas a las realidades específicas de cada grupo y territorio.

Del análisis de las propiedades de larga memoria de estas series, cabe anticipar que la mayor parte de ellas muestran reversión a la media, lo que indica que la mayor parte de ellas solo sufren un efecto transitorio o temporal cuando se ven afectadas por un *shock* de cualquier naturaleza. Sin embargo, y junto a este resultado general, los *shocks* que afectan a las series de empleadores exhiben por regla general cierta persistencia, mientras que, por sectores, es en el sector de la construcción en el que parece haber una mayor probabilidad de que *shocks* transitorios se transformen en permanentes, evidencia que para este sector se verifica para casi la mitad de las regiones del país. Para los autoempleados sin asalariados, en cambio, los *shocks* persistentes no son la regla general y solo se observan, en cierta medida, en los sectores de comercio y del transporte y servicios, especialmente en las regiones del norte del país, mientras que los *shocks* afectan a la industria pesada y energética la reversión a la media es bastante rápida en cualquiera de las comunidades autónomas. Junto a estos resultados, se identifican tendencias temporales positivas en el sector servicios y negativas en la agroindustria.

El resto del trabajo se estructura como sigue. La sección segunda, realiza una revisión selectiva del análisis de la persistencia en el autoempleo tratando de mostrar la importancia económica de sus implicaciones. La tercera sección, revisa de manera somera algunas características y tendencias recientes en el empleo autónomo, en un intento de contextualizar nuestro análisis empírico. La cuarta sección se dedica a la presentación de los datos y metodología, mientras que los resultados se presentan en la sección quinta. Finalmente, la sección sexta, se reserva a la presentación de las principales conclusiones e implicaciones para las políticas públicas.

II. AUTOEMPLEO Y PERSISTENCIA

La persistencia en el autoempleo es un aspecto clave para entender la dinámica del mercado laboral en España, especialmente en un contexto marcado por una alta volatilidad y transformaciones estructurales (Dolado *et al.*, 2021). Desde un punto de vista macroeconómico, analizar si el autoempleo presenta persistencia o histéresis, es decir, si las perturbaciones que provocan cambios en la elección entre el trabajo por cuenta propia y ajena generan impactos permanentes en el empleo autónomo (Røed, 1997), resulta esencial para identificar la capacidad de adaptación de los trabajadores tanto frente a choques adversos como a oportunidades emergentes.

La evaluación de las políticas públicas de promoción empresarial se hace sobre la base de algún indicador de desempeño. Dadas las dificultades de medición de las rentas no salariales, lo habitual es que sea la supervivencia o duración el indicador utilizado, asociando el éxito con una mayor permanencia temporal en el autoempleo. Sin embargo, la persistencia en el autoempleo es un fenómeno complejo que puede interpretarse de manera ambivalente, con aspectos positivos y negativos. Por un lado, la persistencia se asocia con resiliencia y éxito empresarial, factores que refuerzan la actividad económica y el dinamismo de los mercados, perspectiva esta que apuntaría a aquellos trabajadores que permanecen en el sector del autoempleo de manera voluntaria. Por otro lado, no debemos descartar que la resiliencia esté reflejando una estrategia de supervivencia involuntaria en contextos de precariedad laboral, asociada al llamado autoempleo por necesidad (Fairlie y Fossen, 2017). Así, pues, la evidencia de persistencia puede ser reflejo tanto de un desempeño positivo como de la perpetuación de una determinada patología.

Dicho esto, hay otras claves para tener en cuenta en el análisis de la persistencia en la actividad empresarial. Por un lado, y desde una perspectiva sectorial, el análisis de la histéresis resulta fundamental para evaluar la permeabilidad entre sectores. Pensemos, por ejemplo, en la capacidad de las empresas para transitar hacia otros sectores que presentan mejores oportunidades como respuesta a *shocks* adversos, sin que ello suponga una salida

de autoempleo. Por otro lado, su análisis permite identificar la relevancia y el dinamismo de un determinado sector que podría explicar por qué las empresas permanecen activas en dicha industria. En principio, las diferencias sectoriales en las tasas de supervivencia pueden explicarse por diversas circunstancias. Por un lado, los sectores compuestos predominantemente por empresas de menor tamaño tienden a tener una mayor probabilidad de fracaso, aunque este resultado no aplica a sectores con etapas maduras del ciclo de vida de los productos ni a aquellos que son intensivos en tecnología (Agarwal y Audretsch, 2001). Por otro lado, en aquellos sectores donde la escala mínima eficiente es alta, las empresas más pequeñas tienen un mayor riesgo de salida (Strotmann, 2007). Asimismo, los sectores con alta rotación, caracterizados por elevados índices de entrada y salida, suelen experimentar un impacto negativo en la supervivencia (Ejermo y Xiao, 2014), aunque las dinámicas de crecimiento sectorial y la intensidad de las actividades de I+D en un sector tienden a favorecer la supervivencia (Cefis y Marsili, 2006). La evidencia también apunta a que formar parte de sectores con alta concentración empresarial parece incrementar las probabilidades de abandono (Wennberg y Lindqvist, 2010; Aksaray y Thompson, 2018). Finalmente, en aquellos sectores en los que predominan los emprendedores por necesidad frente a los emprendedores por oportunidad, la probabilidad de supervivencia, especialmente la de supervivencia voluntaria, tiende a ser más baja. Esta hipótesis está respaldada por estudios como los de Caliendo y Kritikos (2010), Block y Sandner (2009) y Caliendo *et al.* (2015), que evidencian que los emprendedores por necesidad y los negocios creados a partir de la capitalización de subsidios de desempleo presentan tasas de supervivencia inferiores en comparación con los emprendedores por oportunidad.

Desde el punto de vista de la política económica, estos resultados adquieren especial importancia, ya que facilitan la identificación de las necesidades de intervención en sectores específicos. Además, contribuyen a comprender si ante una recesión que afecta de forma común a todos los sectores se han de aplicar tratamientos específicos sobre algunos de ellos, o anticipar cómo de intensos serán los efectos de *shocks* que afectan de forma específica a un

sector concreto (Mota y Vasconcelos, 2024). Como ya hemos advertido en la introducción, sería aconsejable la evaluación de estas dinámicas a través de un análisis exhaustivo de los flujos sectoriales y de las pautas de entrada y salida haciendo uso del historial laboral de los trabajadores autónomos. Sin embargo, la ausencia de registros longitudinales con la adecuada disponibilidad de información temporal limita las posibilidades de este análisis de los efectos a largo plazo.

En consecuencia, la estrategia de análisis de estos fenómenos pasa por una perspectiva agregada y con técnicas propias de la econometría de series temporales. Por esta razón, el análisis de los fenómenos de persistencia en el autoempleo ha corrido en paralelo al uso de los contrastes tradicionales de raíces unitarias y de los métodos empleados en economía laboral. Así, Congregado *et al.* (2012), y López-Pérez *et al.* (2018), combinan el análisis tradicional de raíces unitarias con un modelo de componentes inobservables y no linealidad en línea con el propuesto por Pérez-Alonso y Di Sanzo (2010) –que les permite no solo contrastar la histéresis, sino también el impacto del componente cíclico sobre el componente natural–. Parker *et al.* (2012) analizan el grado de persistencia en el emprendimiento haciendo uso de contrastes de raíces unitarias para datos de panel para inferir si las perturbaciones de origen político o económico tienen un efecto permanente o transitorio en el emprendimiento. Finalmente, Gil-Alana y Payne (2015) aplican integración fraccional obteniendo evidencia de persistencia de las tasas de autoempleo en los Estados Unidos. Nuestra aportación usa este mismo enfoque para el análisis del caso español, extendido espacial y sectorialmente.

Para ello, los datos que son base de nuestros ejercicios empíricos se realizan a partir de la generación de series agregadas mediante la elevación de datos muestrales a poblacionales, utilizando las oleadas de microdatos de la *Encuesta de población activa (EPA)*. Estas series conforman un panel de datos regionales de autoempleo y empleadores desglosadas en un total de seis sectores de actividad. Las diferencias basadas en la motivación para iniciar un negocio, la distinción entre trabajadores independientes individuales y empleadores, el carácter societario o no de la configuración productiva creada, el carácter

independiente y dependiente, así como las variaciones entre sectores, son algunas de las fuentes de heterogeneidad que han sido exploradas por la literatura previa (Millán *et al.*, 2012, 2014; Congregado *et al.*, 2012; Gil-Alana y Payne, 2015; Ciešlik y Dvoutletý, 2019; Fairlie y Fossen, 2020).

En nuestro caso, se han analizado las diferencias entre trabajadores por cuenta propia con y sin empleados a su cargo. Esta distinción es importante ya que ambos grupos exhiben características, motivaciones y comportamientos económicos distintos (Van Stel *et al.*, 2014). Esta distinción no solo permite captar mejor la heterogeneidad del autoempleo, sino que también aporta información crítica para diseñar políticas económicas sectoriales más efectivas. Por otro lado, estudiar la persistencia del autoempleo por regiones en España no solo permite comprender las dinámicas laborales locales, sino que también ayuda a identificar las necesidades específicas de cada territorio. Esto es crucial para desarrollar estrategias de desarrollo económico más inclusivas y efectivas, especialmente en un contexto marcado por profundas transformaciones estructurales.

Técnicamente, analizar si una serie temporal presenta histéresis o persistencia equivale a comprobar si estas series contienen raíces unitarias. Concretamente, el término histéresis describe cómo ciertos choques temporales generan efectos permanentes en el empleo. Este concepto, introducido inicialmente en economía laboral por Phelps (1972) y desarrollado por autores como Blanchard y Summers (1986, 1987), sugiere que la tasa de empleo de equilibrio no es fija, sino que puede ser alterada de forma duradera por factores como la depreciación del capital humano, los costes de ajuste laboral no convexos y dinámicas entre empleados internos y externos. Aunque en la literatura tradicional esta cuestión se aborda mediante pruebas estándar y de panel de raíces unitarias (ver Parker y Robson, 2004; Congregado *et al.*, 2012; Parker *et al.*, 2012, y Lopez-Pérez *et al.*, 2020), otros estudios, sugieren que los enfoques basados en raíces fraccionales son más adecuados, ya que permiten capturar un rango más amplio de dinámicas de memoria larga y ofrecen mayor flexibilidad al no restringir las series a ser estrictamente integradas de orden 0 o 1 (Gil-Alana y Payne, 2015). Este enfoque es precisamente el que se emplea en el presente trabajo.

Nuestros resultados indican la existencia de raíz unitaria en el total del autoempleo, sin embargo, analizando las series diferenciando tipo de autoempleados, regiones y sectores los resultados son distintos entre ellos y, por tanto, más robustos. Obtenemos que la evidencia de persistencia entre los autónomos sin asalariados es mucho más escasa que para los empleadores.

III. ESPAÑA COMO CASO DE ESTUDIO

Este trabajo examina la dinámica a largo plazo del autoempleo de las regiones españolas, tanto de forma agregada como sectorial, explorando además si esta dinámica muestra diferencias entre diferentes grupos de autoempleados. La elección de España como caso de estudio se sustenta en dos motivos principales, uno de carácter general y otro coyuntural.

Por un lado, el análisis del autoempleo en España ha merecido especial atención en el ámbito académico (3) atraídos por su singularidad en el contexto de un mercado de trabajo altamente volátil y con instituciones que dificultaban, hasta fechas recientes, la contratación y la adaptación a los cambios económicos. La existencia de distorsiones en la elección de ocupación, la aparición de formas de autoempleo dependiente (Román *et al.*, 2011) o el comportamiento asimétrico y, en ocasiones, anticíclico del trabajo por cuenta propia, han sido algunos de los fenómenos de especial incidencia en el caso español (Congregado *et al.*, 2010; Congregado *et al.*, 2012).

Por otro lado, la actual coyuntura del mercado laboral y del empleo por cuenta propia, en particular, hacen que su estudio sea de especial interés en este momento. El total de afiliados a la Seguridad Social en el régimen de autónomos alcanzó en 2024 un récord histórico (casi 3,4 millones)(4). Sin embargo, nunca habían sido tan pocos en comparación con el resto de los afiliados, solo el 15,9 por 100 del total, lo que quizá sea reflejo del vigor del mercado de trabajo español y de su capacidad de generación de empleo asalariado (5). Sin embargo, tampoco sería descartable que esta evolución fuese compatible con cambios profundos en la composición del empleo, asociadas a la generalización del empleo por cuenta propia en ciertas actividades y ocupaciones del empleo bajo demanda

o a la mayor incidencia del falso autoempleo (Boeri *et al.*, 2020)(6).

En cualquier caso, el análisis de los agregados oculta notables diferencias en las tendencias tanto entre sectores como entre tipos de autoempleados, a lo que tendríamos que añadir las diversas dinámicas regionales. Atendiendo a esta idea, nuestro análisis de la macrodinámica a largo plazo del autoempleo no solo se limita al análisis de las series temporales de autoempleo agregado, sino que tratamos de valorar si los efectos son similares con independencia del ámbito territorial, sector de actividad o tipo de autoempleo considerado. Estas tres aproximaciones nos han de permitir disminuir el pixelado y ofrecer un análisis más nítido de la persistencia de cualquier tipo de perturbación a la que sometamos las series de autoempleo, y si estos efectos son similares con independencia del ámbito territorial, sector de actividad o tipo de autoempleo.

Desde el punto de vista sectorial, es de especial interés conocer si las últimas tendencias responden a razones coyunturales o acabarán consolidándose como nuevas pautas sectoriales en la composición del empleo. Así, y atendiendo a los epígrafes de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas, en los últimos años los ritmos más altos de crecimiento del empleo por cuenta propia, parecen concentrarse en actividades profesionales, científicas y técnicas y en el sector de información y comunicaciones, mientras que la agricultura y el comercio, sectores en los que tradicionalmente más peso tenía el trabajo por cuenta propia, este tipo de ocupación tiende a perder importancia relativa. Sin embargo, y dejando a un lado las tendencias, las ramas que más trabajadores autónomos concentran siguen siendo, la construcción, transporte y los servicios de asistencia y auxiliares. Aunque podríamos conjeturar con diferentes factores como determinantes de esta diferente evolución sectorial, lo que tratamos de constatar en este estudio es si este aparente cambio de tendencia en las pautas de elección de ocupación, en algunos sectores, puede convertirse en permanente, como paso previo para el análisis de sus causas y potenciales consecuencias.

En general, todas las regiones españolas comparten una serie de características regulatorias si-

milares, si bien sus ecosistemas de emprendimiento (Stam y Van de Ven, 2021), las oportunidades de negocio en cada una de ellas y su composición sectorial las hacen presentar rasgos específicos. Dado que la probabilidad de supervivencia en el autoempleo es heterogénea entre sectores (Millán *et al.* 2012), es crucial determinar si el impacto de cualquier política de promoción empresarial o incluso cualquier cambio institucional que afecte la valoración relativa del empleo asalariado y el trabajo por cuenta propia, tiene efectos asimétricos entre sectores. Los resultados de Cabrer-Borrás y Rico Belda (2018) también avalan la idea de que el tipo de sector productivo afecta de manera significativa a la supervivencia, de forma que sectores como el de la salud presenta tasas de supervivencia muy superiores a otros como el de la construcción. Ortega-Argilés (2022), por su parte, también apunta a la existencia de diferencias sectoriales en la probabilidad de éxito de las iniciativas empresariales, destacando especialmente los impactos positivos del turismo, mientras que Gumbau (2017) sostiene que los resultados económicos regionales muestran una fuerte dependencia del predominio de emprendedores pertenecientes a sectores de tecnología media y avanzada.

No obstante, y como ya hemos avanzado, nuestro análisis se extiende en otras dos direcciones. La primera, introduciendo una fuente de heterogeneidad en el autoempleo con fuerte incidencia en la supervivencia empresarial (Millán *et al.*, 2011). Tal como argumentan Congregado, Golpe y Parker (2012) los trabajadores por cuenta propia con empleados y sin empleados constituyen dos especies distintas con un predominio de diferentes motivaciones tanto en la decisión de entrar como en los desencadenantes de salir o permanecer (Fairlie y Fossen, 2017), con diferentes costes de salida (Hessels *et al.*, 2011), y con un diferente comportamiento a lo largo del ciclo (Carmona *et al.*, 2010). Por todo ello, es importante comprobar si de la dinámica de ambos grupos, empleadores y autónomos sin asalariados, se derivan diferencias en términos de persistencia (7).

La segunda, en clave espacial, para analizar la posible existencia de diferencias territoriales entre las diferentes comunidades autónomas. En clave regional, Ortega-Argilés (2022) realiza un análisis de la dinámica del emprendimiento en España, que

actualiza y cualifica el trabajo de García Tabuena *et al.* (2011) en el que se examinaba la relación entre la actividad empresarial y el desarrollo regional, explorando el papel de ciertas características de la actividad empresarial como la innovación, la localización y la elección de sector.

En conjunto, estas variantes apuntan a la necesidad de que los responsables públicos implementen políticas diferenciadas, atendiendo a retos y necesidades regionales específicas, lo que justifica la inclusión de la clave regional en nuestro análisis.

IV. DATOS Y METODOLOGÍA

Como ya hemos advertido, este estudio se realiza a nivel agregado y tal como resulta práctica habitual en esta literatura identificando autoempleo y emprendimiento (8). La imposibilidad de contar con muestras individuales con la suficiente dimensión longitudinal como para analizar los efectos a medio y a largo plazo, nos lleva a adoptar esta estrategia que pasa por analizar las propiedades de larga memoria en las series generadas. Como ya hemos advertido, hacemos uso de series temporales de autoempleados, desagregadas por tipo de autoempleo (empleadores versus autoempleados sin asalariados), comunidad autónoma y sector de actividad. Estas series han sido generadas a partir de 102 oleadas trimestrales de los microdatos de la *Encuesta de población activa (EPA)*, aplicando factores de elevación a los datos muestrales generando, como resultado, series trimestrales que abarcan desde el primer trimestre de 1999 hasta el segundo trimestre de 2024, para seis sectores de actividad y para cada una de las 17 comunidades autónomas. Para el análisis se ha realizado una agregación sectorial en las siguientes categorías: i) Agroindustria, que incluye los sectores de la agricultura, ganadería, silvicultura y pesca junto con industria de la alimentación, textil, cuero, madera y papel; ii) Industria pesada y energética, definida por agregación de las industrias extractivas, refino de petróleo, industria química, farmacéutica, industria del caucho y materias plásticas, suministro energía eléctrica, gas, vapor y aire acondicionado, suministro de agua, gestión de residuos y metalurgia; iii) Industria de maquinaria, que comprende a los sectores de cons-

trucción de maquinaria, equipo eléctrico y material de transporte e instalación y reparación industrial; iv) Construcción; v) Comercio y transporte, que incorpora los sectores de comercio al por mayor y al por menor y sus instalaciones y reparaciones, reparación de automóviles, hostelería, transporte y almacenamiento e información y comunicaciones; vi) Servicios, sector en el que se aglutina a los sectores de intermediación financiera, seguros, actividades inmobiliarias, servicios profesionales, científicos, administrativos, administración pública, educación y actividades sanitarias.

La evolución de las series, en el período considerado, nos muestra un crecimiento sostenido del autoempleo en la agroindustria, en el sector servicios, una caída en el sector del comercio y el transporte, aunque no generalizado por regiones, y una caída en el sector de la construcción, aunque circunscrita a Cataluña, Madrid y País Vasco.

Como ya se ha avanzado, la estrategia empírica para analizar si existe histéresis en el autoempleo, es proceder al análisis del orden de integración de las series para inferir si cualquier shock exógeno, incluidos los de origen político, tendrá carácter transitorio o se transformará en permanente. En general, si una serie presentara una raíz unitaria, eso implicaría que sometida a cualquier *shock*, los efectos de este serían permanentes. Por el contrario, si la serie es estacionaria, los *shocks* solo causarán una desviación temporal de la trayectoria de evolución a largo plazo. Distinguir entre estos efectos permanentes y temporales es de suma importancia para conocer los efectos a largo plazo de las políticas y, por tanto, en el caso que nos ocupa, para diseñar las políticas de promoción del emprendimiento. Como advertíamos en la introducción, una de las estrategias más comúnmente utilizadas en el análisis de los fenómenos de histéresis es el uso de los contrastes de raíces unitarias basados en integración fraccional (Robinson, 1994; Gil-Alana y Robinson, 1997). La intuición de este enfoque es que el número de veces que hay que diferenciar una serie de tiempo para convertirla en un proceso de memoria corta, también llamado integrado de orden 0 o puede ser un valor de naturaleza fraccional.

Si queremos expresar formalmente esta idea, consideremos un proceso estocástico $[x(t)]$ con t

CUADRO N.º1
RESULTADOS REGIONALES

ÁMBITO	TOTAL	CON ASALARIADOS	SIN ASALARIADOS
Andalucía	0,86 (0,73, 1,02)(+)	0,90 (0,76, 1,08)	0,72 (0,57, 0,92)*(+)
Aragón	0,63 (0,51, 0,79)*	0,80 (0,67, 0,98)*	0,53 (0,36, 0,78)*(-)
Asturias	0,90 (0,74, 1,11)	0,63 (0,51, 0,78)*	0,79 (0,62, 1,00)
Baleares	0,68 (0,50, 0,95)*(+)	0,57 (0,34, 0,93)*	0,67 (0,51, 0,88)*(+)
Canarias	0,85 (0,67, 1,19)	0,84 (0,62, 1,14)	0,62 (0,47, 0,82)*(+)
Cantabria	0,74 (0,63, 0,87)*	0,71 (0,58, 0,87)*	0,71 (0,58, 0,86)*
Castilla y León	0,90 (0,72, 1,13)(-)	0,73 (0,59, 0,90)*	0,78 (0,63, 0,96)*(-)
Castilla-La Mancha	0,97 (0,79, 1,20)	0,94 (0,78, 1,14)	0,82 (0,65, 1,03)
Cataluña	0,67 (0,55, 0,80)*	0,94 (0,80, 1,13)	0,54 (0,42, 0,68)*(+)
Comunidad Valenciana	0,83 (0,69, 1,01)	0,85 (0,72, 1,04)	0,72 (0,57, 0,91)*(+)
Extremadura	0,74 (0,60, 0,93)*	0,82 (0,65, 1,03)	0,68 (0,52, 0,89)*
Galicia	0,81 (0,67, 0,99)*(-)	0,86 (0,75, 1,01)	0,86 (0,71, 1,05)(-)
Madrid	0,88 (0,75, 1,04)(+)	0,86 (0,71, 1,06)	0,70 (0,55, 0,87)*(+)
Murcia	0,88 (0,74, 1,05)	0,88 (0,71, 1,10)	0,60 (0,47, 0,77)*(+)
Navarra	0,72 (0,60, 0,91)*	0,63 (0,51, 0,82)*	0,73 (0,60, 0,91)*
País Vasco	0,83 (0,68, 0,99)*	0,67 (0,48, 0,92)*	0,78 (0,62, 0,99)*(-)
Rioja	0,81 (0,66, 1,03)	0,75 (0,60, 0,94)*	0,68 (0,49, 0,94)*(-)
Total	1,00 (0,87, 1,16)	1,04 (0,91, 1,21)	0,89 (0,75, 1,07)

Nota: * indica evidencia de reversión a la media, esto es, $d < 1$. Los símbolos (+) y (-) muestran si se ha incluido una tendencia lineal positiva o negativa, respectivamente.

= 0, ±1,...]. Diremos que este proceso es integrado de orden d , o $I(d)$ o si se puede representar de la siguiente manera,

$$(1-L)^d x(t) = u(t), \quad t=0, \pm 1, \dots, \quad [1]$$

donde L representa el operador de retardos, y $u(t)$ es un proceso $I(0)$ caracterizado por tener una función de densidad espectral positiva y finita.

En un contexto de valores reales en d , se puede usar una expansión binomial tal que:

$$(1-L)^d = \sum_{j=0}^{\infty} \binom{d}{j} (-1)^j L^j = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2} L^2 - \dots$$

de manera que en la ecuación $x(t)$ se puede expresar como:

$$x(t) = \frac{d}{2} x(t-1) - \frac{d(d-1)}{2} x(t-2) + \dots + u(t)$$

Por tanto, el parámetro d juega un papel crucial a la hora de determinar el grado de persistencia en las series: a mayor valor de d , mayor grado de persistencia o dependencia entre los datos. Por otro lado, valores de d inferiores a 1 implicarán reversión a la media, de manera que los *shocks* tendrán una naturaleza transitoria, a diferencia de lo que ocurre con valores de iguales o superiores a 1, casos en los cuales las series presentarán histéresis o resiliencia puesto que los *shocks* tendrán una naturaleza permanente. En la aplicación empírica que es la base de este estudio y que será presentada en la siguiente sección permitiremos que describa el término de error de un modelo de regresión lineal con constante y deriva, como el que se describe en la ecuación [2],

$$y(t) = \alpha + \beta t + x(t), \quad t=1, 2, 3, \dots, \quad [2]$$

donde $y(t)$ representa los datos observables mientras que $x(t)$ son parámetros no observables que se estima-

CUADRO N.º 2

RESULTADOS SECTORIALES

ÁMBITO	TOTAL	CON ASALARIADOS	SIN ASALARIADOS
Agroindustria	0,94 (0,84, 1,07)(-)	0,79 (0,67, 0,94)*	0,87 (0,77, 0,98)*(-)
Industria pesada y energética	0,75 (0,63, 0,89)*	0,87 (0,74, 1,07)	0,67 (0,54, 0,84)*
Industria de maquinaria	0,83 (0,69, 1,02)	0,76 (0,64, 0,92)*	0,70 (0,56, 0,89)*
Construcción	1,10 (0,96, 1,28)	1,05 (0,93, 1,20)	0,86 (0,73, 1,02)
Comercio y transporte	0,87 (0,72, 1,07)	0,89 (0,73, 1,11)	0,84 (0,70, 1,03)
Servicios	0,81 (0,68, 0,97)*(+)	0,72 (0,60, 0,87)*(+)	0,79 (0,65, 0,96)*(+)
Total	1,00 (0,87, 1,16)	1,04 (0,91, 1,21)	0,89 (0,75, 1,16)

Nota: * indica evidencia de reversión a la media, esto es, $d < 1$. Los símbolos (+) y (-) muestran si se ha incluido una tendencia lineal positiva o negativa, respectivamente.

CUADRO N.º 3

COEFICIENTES ESTIMADOS DE LOS MODELOS SELECCIONADOS. AUTÓNOMOS SIN ASALARIADOS

SERIES	ESTIMACIÓN DE D	CONSTANTE	TENDENCIA LINEAL
Andalucía			
Agroindustria	0,72 (0,61, 0,90)*	63.213,23 (19,79)	---
Industria pesada y energética	0,55 (0,42, 0,72)*	4.749,22 (5,26)	---
Industria de maquinaria	0,36 (0,21, 0,57)*	6.128,44 (10,58)	---
Construcción	0,66 (0,55, 0,82)*	20.552,01 (7,36)	---
Comercio y transporte	0,61 (0,51, 0,75)*	137.289,85 (26,21)	---
Servicios	0,78 (0,64, 0,97)*	39.483,91 (7,12)	1.065,24 (4,63)
Aragón			
Agroindustria	0,64 (0,49, 0,86)*	26.271,72 (17,81)	-116,11 (-2,97)
Industria pesada y energética	0,39 (0,26, 0,58)*	1.050,40 (5,58)	---
Industria de maquinaria	0,60 (0,44, 0,82)*	1.773,35 (4,73)	---
Construcción	0,66 (0,48, 0,93)*	6.005,76 (5,59)	---
Comercio y transporte	0,56 (0,41, 0,76)*	24.216,21 (14,47)	-68,80 (-1,88)
Servicios	0,55 (0,36, 0,77)*	9.964,98 (8,56)	59,63 (2,39)
Asturias			
Agroindustria	0,79 (0,65, 1,00)	24.455,11 (18,72)	-130,79 (-2,33)
Industria pesada y energética	0,56 (0,40, 0,75)*	637,97 (3,56)	---
Industria de maquinaria	0,47 (0,30, 0,73)*	932,39 (5,62)	---
Construcción	0,55 (0,40, 0,78)*	4.657,05 (7,00)	---
Comercio y transporte	0,76 (0,59, 1,01)	22.565,41 (12,36)	---
Servicios	0,61 (0,42, 0,84)*	7.488,57 (5,46)	6,79 (84,06)
Baleares			
Agroindustria	0,54 (0,34, 0,79)*	6.962,52 (9,05)	-33,20 (-2,06)
Industria pesada y energética	0,47 (0,35, 0,64)*	836,121 (3,04)	---
Industria de maquinaria	0,56 (0,36, 0,86)*	1.165,85 (2,03)	---
Construcción	0,54 (0,38, 0,77)*	5.441,28 (4,35)	50,78 (1,94)

CUADRO N.º 3 (continuación)

COEFICIENTES ESTIMADOS DE LOS MODELOS SELECCIONADOS. AUTÓNOMOS SIN ASALARIADOS

SERIES	ESTIMACIÓN DE D	CONSTANTE	TENDENCIA LINEAL
Comercio y transporte	0,65 (0,48, 0,88)*	19.598,74 (8,02)	---
Servicios	0,70 (0,54, 0,90)*	6.867,92 (2,92)	213,57 (2,87)
Canarias			
Agroindustria	0,55 (0,46, 0,66)*	11.414,76 (12,17)	-69,84 (-3,48)
Industria pesada y energética	0,49 (0,34, 0,68)*	916,95 (2,72)	---
Industria de maquinaria	0,46 (0,31, 0,70)*	1.170,44 (3,22)	---
Construcción	0,58 (0,43, 0,79)*	5.132,29 (4,43)	---
Comercio y transporte	0,73 (0,52, 1,00)	26.469,42 (7,90)	191,44 (1,64)
Servicios	0,56 (0,42, 0,76)*	10.061,12 (4,80)	269,89 (5,78)
Cantabria			
Agroindustria	0,67 (0,50, 0,89)*	9.818,18 (14,62)	-63,27 (-3,26)
Industria pesada y energética	0,37 (0,16, 0,68)*	418,09 (4,47)	---
Industria de maquinaria	0,63 (0,46, 0,85)*	530,27 (2,65)	---
Construcción	0,58 (0,41, 0,82)*	3.647,50 (6,38)	---
Comercio y transporte	0,69 (0,55, 0,88)*	9.265,93 (8,89)	---
Servicios	0,76 (0,55, 1,01)	2.715,36 (3,46)	64,33 (2,20)
Castilla y León			
Agroindustria	0,68 (0,56, 0,84)*	71.716,88 (30,37)	-379,67 (-5,40)
Industria pesada y energética	0,62 (0,44, 0,85)*	2.303,57 (4,00)	---
Industria de maquinaria	0,58 (0,43, 0,77)*	2.403,67 (5,87)	---
Construcción	0,55 (0,39, 0,75)*	18.463,04 (14,97)	-49,24 (-1,86)
Comercio y transporte	0,71 (0,55, 0,91)*	64.600,26 (25,81)	-236,38 (-2,89)
Servicios	0,60 (0,41, 0,85)*	16.580,15 (10,02)	143,23 (3,62)
Castilla-La Mancha			
Agroindustria	0,65 (0,50, 0,85)*	38.458,09 (21,06)	-191,21 (-3,84)
Industria pesada y energética	0,53 (0,41, 0,70)*	2.002,45 (5,28)	---
Industria de maquinaria	0,53 (0,40, 0,73)*	2.017,24 (4,79)	---
Construcción	0,75 (0,61, 0,95)*	8.568,17 (5,49)	---
Comercio y transporte	0,74 (0,59, 0,93)*	40.624,26 (19,14)	---
Servicios	0,52 (0,35, 0,76)*	10.013,18 (10,04)	148,09 (7,35)
Cataluña			
Agroindustria	0,66 (0,54, 0,81)*	60.517,48 (17,55)	-385,33 (-3,98)
Industria pesada y energética	0,48 (0,34, 0,68)*	6.986,12 (6,78)	---
Industria de maquinaria	0,60 (0,45, 0,81)*	10.789,83 (7,07)	---
Construcción	0,74 (0,62, 0,92)*	34.643,42 (7,49)	---
Comercio y transporte	0,64 (0,44, 0,89)*	144.128,31 (23,39)	---
Servicios	0,45 (0,33, 0,62)*	60.600,03 (13,42)	975,94 (11,87)

CUADRO N.º 3 (continuación)

COEFICIENTES ESTIMADOS DE LOS MODELOS SELECCIONADOS. AUTÓNOMOS SIN ASALARIADOS

SERIES	ESTIMACIÓN DE D	CONSTANTE	TENDENCIA LINEAL
Comunidad Valenciana			
Agroindustria	0,64 (0,48, 0,86)*	44.913,64 (16,54)	-292,84 (-4,07)
Industria pesada y energética	0,49 (0,35, 0,69)*	2.822,68 (4,09)	---
Industria de maquinaria	0,61 (0,45, 0,81)*	5.628,89 (6,06)	---
Construcción	0,58 (0,49, 0,70)*	18.161,09 (7,40)	97,65 (1,74)
Comercio y transporte	0,63 (0,49, 0,82)*	75.205,98 (16,72)	---
Servicios	0,72 (0,55, 0,94)*	34.735,51 (7,83)	538,16 (3,60)
Extremadura			
Agroindustria	0,78 (0,67, 0,93)*	16.530,40 (13,53)	---
Industria pesada y energética	0,49 (0,37, 0,66)*	754,90 (3,41)	---
Industria de maquinaria	0,64 (0,45, 0,86)*	1.049,76 (3,54)	---
Construcción	0,55 (0,44, 0,72)*	3.995,84 (7,28)	---
Comercio y transporte	0,61 (0,44, 0,86)*	246.69,48 (15,91)	-78,39 (-2,06)
Servicios	0,41 (0,22, 0,66)*	4.791,65 (5,83)	80.293 (5,60)
Galicia			
Agroindustria	0,84 (0,76, 0,97)*	10.403,64 (36,51)	---
Industria pesada y energética	0,54 (0,40, 0,73)*	1.423,38 (3,33)	---
Industria de maquinaria	0,74 (0,57, 0,95)*	3.848,92 (5,99)	---
Construcción	0,61 (0,43, 0,83)*	13.831,58 (14,25)	---
Comercio y transporte	0,95 (0,76, 1,19)	58.330,12 (24,16)	---
Servicios	0,53 (0,35, 0,78)*	16.536,25 (11,17)	246,97 (8,55)
Madrid			
Agroindustria	0,47 (0,34, 0,65)*	85.909,17 (5,36)	---
Industria pesada y energética	0,39 (0,28, 0,55)*	28.68,81 (4,46)	---
Industria de maquinaria	0,74 (0,57, 0,98)*	2.720,96 (1,93)	---
Construcción	0,60 (0,47, 0,78)*	16.589,66 (4,50)	---
Comercio y transporte	0,55 (0,39, 0,75)*	64.683,36 (9,92)	369,22 (2,65)
Servicios	0,74 (0,59, 0,93)*	33.445,63 (4,15)	992,49 (3,41)
Murcia			
Agroindustria	0,47 (0,32, 0,69)*	9.457,06 (12,17)	---
Industria pesada y energética	0,49 (0,35, 0,67)*	693,70 (2,59)	---
Industria de maquinaria	0,68 (0,54, 0,86)*	896,23 (2,09)	---
Construcción	0,73 (0,59, 0,94)*	4.191,75 (4,18)	---
Comercio y transporte	0,62 (0,49, 0,79)*	19.647,72 (10,57)	---
Servicios	0,50 (0,38, 0,66)*	6.187,10 (5,20)	168,21 (7,24)
Navarra			
Agroindustria	0,69 (0,53, 0,89)*	13.859,52 (14,28)	-90,91 (-3,05)
Industria pesada y energética	0,36 (0,25, 0,51)*	562,74 (5,31)	---

Continúa

CUADRO N.º 3 (continuación)

COEFICIENTES ESTIMADOS DE LOS MODELOS SELECCIONADOS. AUTÓNOMOS SIN ASALARIADOS

SERIES	ESTIMACIÓN DE D	CONSTANTE	TENDENCIA LINEAL
Industria de maquinaria	0,63 (0,46, 0,85)*	631,32 (2,75)	---
Construcción	0,57 (0,40, 0,81)*	4.712,25 (7,95)	---
Comercio y transporte	0,67 (0,50, 0,89)*	11.872,48 (11,14)	---
Servicios	0,44 (0,28, 0,64)*	5.112,92 (8,15)	52,20 (4,62)
Agroindustria	0,64 (0,43, 0,91)*	13.080,28 (9,26)	-81,59 (-2,18)
Industria pesada y energética	0,47 (0,28, 0,74)*	2.016,79 (5,37)	---
Industria de maquinaria	0,65 (0,47, 0,89)*	2.281,86 (3,01)	---
Construcción	0,71 (0,56, 0,90)*	18.368,46 (10,51)	-102,87 (-1,80)
Comercio y transporte	0,60 (0,42, 0,85)*	52.249,15 (18,07)	-260,15 (-3,76)
Servicios	0,84 (0,64, 1,10)	21.920,84 (8,21)	---
Rioja, La			
Agroindustria	0,75 (0,63, 0,92)*	9.012,48 (12,99)	-52,55 (-2,03)
Industria pesada y energética	0,75 (0,57, 0,98)*	---	---
Industria de maquinaria	0,37 (0,17, 0,66)*	356,24 (5,68)	---
Construcción	0,54 (0,43, 0,70)*	2.397,42 (9,34)	---
Comercio y transporte	0,66 (0,49, 0,89)*	7.640,75 (11,23)	-33,80 (-1,77)
Servicios	0,76 (0,54, 1,01)	1.787,01 (3,54)	---

Nota: *Indica evidencia de reversión a la media, i.e., $d < 1$. La muestra abarca desde 1991T1 hasta 2024T2.

rán a partir de los datos junto con el valor d . Respecto a la estimación de los parámetros del modelo, usaremos una versión simple de los test de Robinson (1994) que se basan en la función de verosimilitud expresada en el dominio de la frecuencia. Estos contrastes nos permitirán obtener intervalos de confianza para el parámetro de integración fraccional y un valor de d más probable que nos permitirá estimar el resto de los parámetros del modelo.

V. RESULTADOS

En nuestro estudio, se contrasta la existencia de persistencia en las series de autoempleo con y sin asalariados, para 6 sectores de actividad y para las 17 comunidades autónomas españolas. En todos los casos, estimamos tres modelos distintos: i) sin términos determinísticos, es decir, $\alpha = \beta = 0$; ii) incluyendo una constante, $\beta = 0$; y iii) con una constante y una tendencia lineal, α and $\beta \neq 0$. El criterio de selección entre las tres especificaciones estará

en función de si la constante y la tendencia son o no significativas. Observando los resultados obtenidos para las tasas de autoempleo agregada, de empleadores y de autoempleados sin asalariados (cuadro n.º 1) para el total nacional y las 17 comunidades autónomas, comprobamos que tanto para España como para nueve de las comunidades autónomas existe evidencia de raíz unitaria, mientras que para las ocho comunidades restantes existe evidencia de reversión a la media. Sin embargo, estos resultados pueden ocultar diferencias entre grupos de autoempleados, dependiendo de manera decisiva de la composición del autoempleo, es decir, del peso relativo de empleadores y autónomos sin asalariados en el autoempleo de cada territorio. Así, existe evidencia de raíz unitaria y por tanto de histeresis para la serie de empleadores en Andalucía, Islas Canarias, Castilla-La Mancha, Cataluña, Extremadura, Galicia, Madrid, Murcia y Valencia. Por el contrario, en el caso de los autoempleados sin asalariados la regla general es la reversión a la media, de forma que solo las series de Asturias, Castilla-La Mancha y

CUADRO N.º 4

COEFICIENTES ESTIMADOS DE LOS MODELOS SELECCIONADOS. SERIE DE EMPLEADORES

SERIES	ESTIMACIÓN DE D	CONSTANTE	TENDENCIA LINEAL
Andalucía			
Agroindustria	0,45 (0,34, 0,60)*	20.823,48 (13,47)	----
Industria pesada y energética	0,65 (0,53, 0,82)*	5.323,86 (5,71)	----
Industria de maquinaria	0,47 (0,32, 0,71)*	3.785,74 (7,13)	----
Construcción	0,87 (0,77, 1,01)	13.423,65 (5,53)	----
Comercio y transporte	0,73 (0,59, 0,95)*	52.263,71 (11,17)	292,85 (17,91)
Servicios	0,73 (0,55, 0,98)*	20.611,23 (6,72)	215,76 (2,02)
Aragón			
Agroindustria	0,59 (0,42, 0,88)*	3.690,77 (5,80)	----
Industria pesada y energética	0,48 (0,35, 0,67)*	1.478,03 (5,60)	----
Industria de maquinaria	0,53 (0,34, 0,82)*	1.525,95 (4,86)	----
Construcción	0,81 (0,66, 1,02)	2.841,21 (3,12)	----
Comercio y transporte	0,78 (0,63, 0,98)*	10.528,04 (6,63)	----
Servicios	0,70 (0,51, 0,94)*	4.479,60 (6,36)	----
Asturias			
Agroindustria	0,58 (0,43, 0,77)*	1.180,74 (2,73)	----
Industria pesada y energética	0,64 (0,41, 0,91)*	381,38 (1,87)	----
Industria de maquinaria	0,39 (0,24, 0,58)*	457,79 (4,31)	----
Construcción	0,79 (0,63, 1,03)	2.422,03 (3,74)	----
Comercio y transporte	0,58 (0,47, 0,73)*	7.123,45 (7,39)	----
Servicios	0,56 (0,43, 0,76)*	2.924,37 (4,22)	29,09 (1,92)
Baleares			
Agroindustria	0,64 (0,48, 0,84)*	1.935,99 (3,58)	----
Industria pesada y energética	0,55 (0,31, 0,84)*	1.505,07 (4,54)	----
Industria de maquinaria	0,80 (0,61, 1,04)	797,55 (1,97)	----
Construcción	0,66 (0,54, 0,83)*	4.464,28 (4,96)	----
Comercio y transporte	0,47 (0,30, 0,78)*	14.321,57 (9,05)	----
Servicios	0,58 (0,39, 0,86)*	4.437,75 (4,11)	46,30 (1,88)
Canarias			
Agroindustria	0,58 (0,43, 0,88)*	3.454,03 (5,32)	----
Industria pesada y energética	0,58 (0,44, 0,77)*	978,42 (3,13)	----
Industria de maquinaria	0,46 (0,32, 0,64)*	564,66 (2,42)	----
Construcción	0,77 (0,60, 1,02)	5.504,33 (4,89)	----
Comercio y transporte	0,81 (0,56, 1,11)	22.425,66 (8,71)	----
Servicios	0,68 (0,53, 0,88)*	5.476,35 (3,74)	----
Cantabria			
Agroindustria	0,41 (0,26, 0,60)*	1.410,85 (6,05)	-8,19 (-2,10)
Industria pesada y energética	0,42 (0,30, 0,58)*	448,05 (5,15)	----
Industria de maquinaria	0,79 (0,63, 1,00)	428,05 (2,34)	----
Construcción	0,67 (0,57, 0,81)*	1.705,73 (4,18)	----
Comercio y transporte	0,59 (0,48, 0,73)*	4.940,07 (6,85)	----
Servicios	0,66 (0,47, 0,91)*	1.267,67 (2,36)	27,06 (1,80)

CUADRO N.º 4 (continuación)

COEFICIENTES ESTIMADOS DE LOS MODELOS SELECCIONADOS. SERIE DE EMPLEADORES

SERIES	ESTIMACIÓN DE D	CONSTANTE	TENDENCIA LINEAL
Castilla y León			
Agroindustria	0,59 (0,44, 0,78)*	5.857,94 (7,52)	----
Industria pesada y energética	0,53 (0,34, 0,82)*	2.027,79 (5,33)	----
Industria de maquinaria	0,63 (0,48, 0,85)*	401,59 (3,93)	----
Construcción	0,58 (0,44, 0,76)*	10.078,17 (11,11)	-34,66 (-1,67)
Comercio y transporte	0,74 (0,58, 0,95)*	122.397,37(4,11)	----
Servicios	0,62 (0,50, 0,79)*	8.663,50 (8,95)	----
Castilla-La Mancha			
Agroindustria	0,66 (0,52, 0,84)*	6.264,69 (8,08)	----
Industria pesada y energética	0,68 (0,51, 0,92)*	2.289,03 (4,86)	----
Industria de maquinaria	0,54 (0,39, 0,76)*	1.852,02 (5,09)	----
Construcción	0,82 (0,71, 0,96)*	7.980,00 (7,56)	----
Comercio y transporte	0,96 (0,78, 1,20)	16.379,06 (10,37)	----
Servicios	0,49 (0,31, 0,74)*	4.689,13 (5,83)	35,91 (2,32)
Cataluña			
Agroindustria	0,57 (0,46, 0,72)*	14.490,92 (10,03)	----
Industria pesada y energética	0,78 (0,64, 0,98)*	6.200,22 (3,77)	----
Industria de maquinaria	0,80 (0,64, 1,06)	7.140,50 (5,45)	----
Construcción	0,97 (0,86, 1,13)	19.701,62 (7,82)	----
Comercio y transporte	0,71 (0,55, 0,91)*	70.622,39 (13,69)	----
Servicios	0,60 (0,48, 0,76)*	23.736,40 (7,80)	214,60 (2,95)
Comunidad Valenciana			
Agroindustria	0,53 (0,40, 0,74)*	12.253,84 (7,39)	----
Industria pesada y energética	0,85 (0,65, 1,14)	5.602,59 (4,96)	----
Industria de maquinaria	0,56 (0,39, 0,78)*	6.500,20 (7,87)	-40,06 (-2,22)
Construcción	0,91 (0,79, 1,06)	15.207,54 (6,51)	----
Comercio y transporte	0,70 (0,62, 0,95)*	44.495,24 (11,00)	----
Servicios	0,60 (0,41, 0,86)*	19.553,63 (7,66)	102,44 (1,68)
Extremadura			
Agroindustria	0,66 (0,48, 0,90)*	3.379,45 (5,79)	----
Industria pesada y energética	0,49 (0,29, 0,73)*	1.456,49 (7,69)	-10,07 (-2,78)
Industria de maquinaria	0,42 (0,28, 0,60)*	320,05 (3,20)	----
Construcción	0,70 (0,58, 0,87)*	5.249,36 (9,33)	----
Comercio y transporte	0,72 (0,57, 0,93)*	8.274,12 (9,41)	----
Servicios	0,53 (0,35, 0,80)*	2.364,72 (4,54)	----
Galicia			
Agroindustria	0,49 (0,38, 0,64)*	8.374,62 (13,36)	----
Industria pesada y energética	0,80 (0,63, 1,02)	3.182,91 (5,09)	----
Industria de maquinaria	0,71 (0,58, 0,89)*	2.800,08 (6,95)	----
Construcción	0,88 (0,77, 1,03)	10.051,62 (9,49)	----
Comercio y transporte	0,72 (0,62, 0,86)*	25.514,57 (12,88)	----
Servicios	0,64 (0,51, 0,81)*	9.085,44 (8,10)	67,50 (2,27)
Madrid			
Agroindustria	0,64 (0,49, 0,85)*	6.214,42 (3,95)	----
Industria pesada y energética	0,50 (0,35, 0,69)*	4.124,97 (4,61)	----

CUADRO N.º 4 (continuación)

COEFICIENTES ESTIMADOS DE LOS MODELOS SELECCIONADOS. SERIE DE EMPLEADORES

SERIES	ESTIMACIÓN DE D	CONSTANTE	TENDENCIA LINEAL
Industria de maquinaria	0,66 (0,54, 0,84)*	---	---
Construcción	0,74 (0,59, 0,95)*	8.975,50 (3,53)	---
Comercio y transporte	0,68 (0,49, 0,95)*	38.650,27 (8,03)	---
Servicios	0,63 (0,51, 0,81)*	19.140,86 (3,91)	247,09 (1,95)
Murcia			
Agroindustria	0,64 (0,44, 0,88)*	4.795,04 (6,08)	---
Industria pesada y energética	0,71 (0,56, 0,94)*	1.725,29 (3,65)	---
Industria de maquinaria	0,71 (0,54, 0,95)*	1.095,02 (2,19)	---
Construcción	0,93 (0,79, 1,14)	4.957,74 (5,56)	---
Comercio y transporte	0,71 (0,57, 0,91)*	14.701,15 (9,86)	---
Servicios	0,62 (0,46, 0,84)*	4.099,44 (4,42)	---
Navarra			
Agroindustria	0,63 (0,48, 0,86)*	1.207,25 (3,04)	---
Industria pesada y energética	0,60 (0,43, 0,83)*	439,63 (1,93)	---
Industria de maquinaria	0,53 (0,36, 0,75)*	645,35 (4,28)	---
Construcción	0,60 (0,49, 0,76)*	1.635,50 (3,77)	---
Comercio y transporte	0,56 (0,36, 0,84)*	5.977,54 (8,27)	---
Servicios	0,62 (0,48, 0,82)*	2.252,09 (4,59)	---
País Vasco			
Agroindustria	0,63 (0,47, 0,85)*	2.293,30 (3,81)	---
Industria pesada y energética	0,54 (0,38, 0,77)*	3.486,07 (6,40)	-2,24 (-1,96)
Industria de maquinaria	0,56 (0,41, 0,77)*	1.997,17 (4,79)	---
Construcción	0,71 (0,54, 0,93)*	4.163,58 (4,53)	---
Comercio y transporte	0,73 (0,55, 0,97)*	15.853,67 (6,85)	---
Servicios	0,60 (0,40, 0,84)*	5.299,62	95,46 (3,46)
Rioja, La			
Agroindustria	0,50 (0,38, 0,67)*	1.086,72 (4,76)	---
Industria pesada y energética	0,66 (0,53, 0,84)*	310,26 (2,28)	---
Industria de maquinaria	0,76 (0,57, 1,00)	263,48 (1,87)	---
Construcción	0,60 (0,48, 0,78)*	884,69 (4,01)	---
Comercio y transporte	0,77 (0,57, 1,00)	1.781,27 (3,31)	---
Servicios	0,54 (0,42, 0,71)*	908,91 (3,36)	10,69 (1,88)

Nota: *Indica evidencia de reversión a la media, i.e., $d < 1$.

Galicia, muestran histéresis. Este resultado está en línea con los anteriormente obtenidos para el caso español por Congregado *et al.* (2012).

A continuación, analizamos en el cuadro n.º 2 la persistencia sectorial para el caso español. Existe evidencia de histéresis en la agroindustria, la industria de maquinaria, la construcción y en el comercio y transporte. Para los autoempleados con y sin asalariados hay persistencia en la construcción y el comercio y transporte y en la industria pesada y energética para los empleadores. Es de destacar que, para los casos de la agroindustria

y de la industria de maquinaria, el total tiene un grado mayor de integración que si analizamos las series por separado de con y sin asalariados, teniendo estas reversión a la media, mientras que el total no. Este fenómeno es común en la integración fraccional, al agregar series temporales, ya que el proceso agregado puede adquirir propiedades de memoria larga, incluso si las series individuales no las tienen (Robinson, 1978; Granger, 1980). Por tanto, este es otro argumento adicional que aconseja la desagregación de las series para obtener unos resultados más precisos. Otro resultado a destacar es la tendencia negativa del sector de la agroindustria

y positiva del sector servicios. En este punto, aunque sin pasar de simples conjeturas que requerirían de un análisis riguroso, factores como el salario mínimo, la existencia de ciertas exigencias regulatorias o la mayor flexibilidad en las contrataciones podrían ser algunas de las hipótesis explicativas a contrastar dentro de una agenda de investigación futura. Por el contrario, el estudio de la dinámica mostrada por el sector servicios se beneficiaría de un análisis micro de los sectores de actividad en los que este fenómeno adquiere mayor intensidad y de los efectos de esquemas de incentivos como la tarifa plana o cuotas cero.

En suma y como podemos ver, existen diferencias en términos regionales, sectoriales y por tipo de autoempleados. Analicemos ahora la persistencia para cada sector en cada región y diferenciando autoempleados con y sin asalariados. En el cuadro n.º 3 mostramos los resultados del análisis de integración fraccional para los autoempleados sin asalariados. Al igual que en los cuadros anteriores, hemos estimado los tres modelos y en la columna bajo el encabezado “Estimación de d ” mostramos directamente el modelo más adecuado según si la constante y la tendencia son o no significativas. En este caso sí hemos especificado el valor de la constante y la tendencia para poder realizar un análisis más detallado de cada serie individualizada. En el cuadro n.º 4 presentamos los resultados de la misma forma, pero con las series de empleadores.

En 95 de los 102 casos, un 93,13 por 100 de los casos, las series examinadas tienen reversión a la media, es decir, los *shocks* en estas series son transitorios y las series no presentan histéresis. Por tanto, solo son siete las series en las que no podemos rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, es decir que $d=1$, ya que el intervalo incluye dicho valor. Estas son: el sector de la agroindustria y el de comercio y transporte en Asturias, el de comercio y transporte en Canarias y Galicia y el sector servicios en Cantabria, País Vasco y La Rioja. Como se puede ver, las perturbaciones que afectan a los autoempleados sin asalariados son más persistentes en los sectores comercio y transporte y servicios en el norte del país. De este modo, los valores más altos de d corresponden a agroindustria en Asturias ($d = 0,76$), servicios en La Rioja ($d = 0,84$) y comercio y transporte en Galicia (con $d = 0,95$). Por otro lado, los valores más bajos

corresponden al sector de la industria de maquinaria en Andalucía, y al de industria pesada y energética en Navarra (con $d = 0,36$) y a la industria pesada y energética en Cantabria ($d = 0,37$). Vemos como el menor grado de persistencia se da, por lo general, en toda España en el sector industria pesada y energética.

Con respecto a la tendencia temporal, el coeficiente es significativamente positivo en 15 de las 17 comunidades para el sector servicios y estadísticamente significativo y negativo en 12 para la agroindustria. Para los sectores industria pesada y energética e industria de maquinaria dichos coeficientes no son significativos, mientras que para construcción y comercio y transporte hay una amplia variabilidad entre regiones.

Centrándonos ahora en empleadores, la proporción de casos en los que la hipótesis nula de raíz unitaria ($d=1$) no puede ser rechazada es mayor que para los empleadores sin asalariados, siendo 17 de las 102 series analizadas (16,66 por 100). La mayoría de estos casos corresponde con el sector construcción que presenta persistencia en prácticamente la mitad del país. También habría raíz unitaria en los sectores industria de maquinaria en Baleares, Cantabria, Cataluña y la Rioja; en comercio y transporte para Canarias, Castilla-La Mancha y la Rioja; y la industria pesada y energética en Valencia y Galicia. Los mayores valores de d corresponden a los sectores de la construcción en Murcia ($d = 0,93$), comercio y transporte en Castilla-La Mancha ($d = 0,96$) y construcción en Cataluña ($d = 0,97$). Por el contrario, los valores más bajos se dan en la industria de maquinaria en Asturias ($d = 0,36$), agroindustria en Cantabria ($d = 0,41$) y con el mismo valor en la industria pesada y energética en Cantabria y en la industria de maquinaria en Extremadura (con $d = 0,42$).

Con respecto a los coeficientes de la tendencia temporal, en el sector servicios es significativamente positiva en 11 comunidades autónomas; sin embargo, en el resto de los sectores y comunidades autónomas la mayoría son no significativas.

VI. CONCLUSIONES

Este trabajo ha examinado si los *shocks* en el autoempleo tienen un carácter permanente o tran-

sitorio en España y sus comunidades autónomas. Para ello ha usado integración fraccional explorando la potencial existencia de asimetrías entre los autoempleados con y sin asalariados y entre distintos sectores económicos.

En general, obtenemos que la mayoría de las series analizadas presentan reversión a la media, es decir, que los efectos de las perturbaciones son transitorios. Sin embargo, existen diferencias entre empleadores y autoempleados sin asalariados, y entre los sectores y regiones. Para los empleadores, los *shocks* son más persistentes en el sector comercio y transporte y en el sector servicios, en las regiones situadas en el norte del país, mientras que el sector industria pesada y energética es el que presenta una reversión más rápida a la media en todo el país. Por otro lado, las series de empleadores en el sector de la construcción presentan evidencia de histéresis en prácticamente la mitad del país.

Estos resultados apuntan a la importancia de diseñar políticas económicas adaptadas a las particularidades de los sectores, regiones y tipos de autoempleados, cuando queremos mantener una perspectiva no solo de corto, sino también de medio y largo plazo. Sin embargo, y esta es la principal limitación de este trabajo, resulta fundamental analizar si la permanencia de los autoempleados en ciertas actividades es voluntaria, como reflejo de condiciones favorables y oportunidades económicas, o si responde a circunstancias involuntarias derivadas de barreras estructurales, falta de alternativas o precariedad laboral (Green y Livanos, 2017). Este análisis debería considerar factores como la satisfacción laboral, ingresos, rigideces del mercado, desigualdades regionales y oportunidades de movilidad sectorial. Políticas públicas que promuevan la diversificación económica, la formación continua y condiciones laborales sostenibles podrían asegurar que esta permanencia no sea resultado de exclusión o limitaciones, sino de resiliencia y éxito en el mercado laboral (Acs *et al.*, 2016).

NOTAS

(1) No es esta la única opción. Jaeger y Parkinson (1994), proponen un modelo de componentes inobservables en el que los *shocks* transitorios afectan al componente

permanente que, estimado a través de un filtro de Kalman, permite capturar qué parte de un shock en el componente cíclico se incorpora al componente natural de la serie. Este modelo extendido a un marco no lineal por Pérez Alonso y Di Sanso (2010), es otra de las opciones comúnmente extendidas para el análisis de los procesos de histéresis en Economía.

- (2) Más recientemente, Yaya *et al.* (2021) y Furuoka *et al.* (2024) desarrollan un nuevo contraste de raíces unitarias, en el que combinan la integración fraccional con redes neuronales autorregresivas que usan para visitar la histéresis en el desempleo.
- (3) Entre estos análisis del caso español, se encuentran, al menos, los trabajos de Alba-Ramírez (1994); Carrasco (1999); Verheul *et al.* (2006); Congregado *et al.* (2010); Congregado *et al.* (2012); Congregado *et al.* (2012); Álvarez *et al.* (2013); Cueto *et al.* (2015); Cabrer-Borrás y Rico Belda (2018); Belda y Cabrer-Borrás, Borrás (2018); García-Perea y Román (2019); Camarero y Murmann (2024); García-Cabo y Madera (2024).
- (4) La anterior cima se había marcado en plena recesión, en el año 2008.
- (5) Sobre la base de los datos de la *Encuesta de población activa*, los autoempleados en 2023 suponían el 14,9 por 100 del total del empleo del país, una cifra muy cercana a la media de la zona del euro, 14,5 por 100, y lejos de las cifras de pasadas décadas cuando la tasa de autoempleo española se situaba en el entorno del 20 por 100.
- (6) Aunque estos cambios corren en paralelo con los cambios profundos que la composición del empleo está sufriendo en algunas economías avanzadas, de las que Reino Unido y Holanda son claros exponentes, en el caso español no son de la suficiente entidad como para provocar aumentar la participación relativa del autoempleo en el total de ocupados (OECD, 2021; Eurofound, 2017; Giupponi y Xu, 2020; Henley, 2021).

BIBLIOGRAFÍA

- Acs, Z., Åstebro, T., Audretsch, D. y Robinson, D. T. (2016). Public policy to promote entrepreneurship: a call to arms. *Small Business Economics*, 47, 35-51.
- Agarwal, R. y Audretsch, D. B. (2001). Does entry size matter? The impact of the life cycle and technology on firm survival. *The Journal of Industrial Economics*, 49(1), 21-43. <https://doi.org/10.1111/1467-6451.00136>

- Akdoğan, K. (2017).** Unemployment hysteresis and structural change in Europe. *Empirical Economics*, 53, 1415-1440.
- Aksaray, G. y Thompson, P. (2018).** Density dependence of entrepreneurial dynamics: competition, opportunity cost, or minimum efficient scale? *Management Science*, 64(5), 2263-2274. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2016.2710>
- Alba-Ramirez, A. (1994).** Self-employment in the midst of unemployment: the case of Spain and the United States. *Applied Economics*, 26(3), 189-204.
- Álvarez, G., Gradín, C. y Otero, M. S. (2013).** Self-employment: transition and earnings differential. *Revista de Economía Aplicada*, 21(62), 61-90.
- Belda, P. R. y Cabrer-Borrás, B. (2018).** Necessity and opportunity entrepreneurs: survival fac . *International Entrepreneurship and Management Journal*, 14, 249-264 <https://doi.org/10.1007/s11365-018-0504-9>
- Blanchard, O. J. y Summers, L. H. (1986).** Hysteresis and the European unemployment problem. *NBER Macroeconomics Annual*, 1, 15-78.
- Blanchard, O. y Summers, H. (1987).** Hysteresis in Unemployment. *European Economic Review*, 31, 288-295.
- Block, J. y Sandner, P. (2009).** Necessity and opportunity entrepreneurs and their duration in self-employment: evidence from German micro data. *Journal of Industry, Competition and Trade*, 9, 117-137. [Doi 10.1007/s10842-007-0029-3](https://doi.org/10.1007/s10842-007-0029-3)
- Boeri, T. y Giupponi, G. Alan B. Krueger, y Stephen Machin. 2020.** Solo Self Employment and Alternative Work Arrangements: A Cross-Country Perspective on the Changing Composition of Jobs. *Journal of Economic Perspectives*, 34(1), 170-95.
- Cabrer-Borrás, B. y Rico Belda, P. (2018).** Survival of entrepreneurship in Spain. *Small Business Economics*, 51, 265-278. <https://doi.org/10.1007/s11187-017-9923-1>
- Caliendo, M., Hogenacker, J., Künn, S. y Wießner, F. (2015).** Subsidized start-ups out of unemployment: a comparison to regular business start-ups. *Small Business Economics*, 45, 165-190. [Doi 10.1007/s11187-015-9646-0](https://doi.org/10.1007/s11187-015-9646-0)
- Caliendo, M. y Kritikos, A. S. (2010).** Start-ups by the unemployed: characteristics, survival and direct employment effects. *Small Business Economics*, 35(1), 71-92. [Doi 10.1007/s11187-009-9208-4](https://doi.org/10.1007/s11187-009-9208-4)
- Caliendo, M., Künn, S. y Weissenberger, M. (2020).** Catching up or lagging behind? The long-term business and innovation potential of subsidized start-ups out of unemployment. *Research Policy*, 49(10), 104053.
- Caliendo, M. y Tübbicke, S. (2020).** New evidence on long-term effects of start-up subsidies: matching estimates and their robustness. *Empirical Economics*, 59, 1605-1631.
- Camarero Garcia, S. y Murmann, M. (2024).** How unemployment benefit duration shapes startup motivation and growth. *Small Business Economics*, 1-36.
- Caporale, G. M. y Gil-Alana, L. A. (2007).** Nonlinearities and fractional integration in the US unemployment rate. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(4), 521-544.
- Caporale, G. M. y Gil-Alana, L. A. (2008).** Modelling the US, UK and Japanese unemployment rates: Fractional integration and structural breaks. *Computational Statistics & Data Analysis*, 52(11), 4998-5013.
- Caporale, G. M. y Gil-Alana, L. (2014).** Youth unemployment in Europe: Persistence and macroeconomic determinants. *Comparative Economic Studies*, 56, 581-591.
- Caporale, G. M. y Gil-Alana, L. A. (2018).** Unemployment in Africa: a fractional integration approach. *South African Journal of Economics*, 86(1), 76-81.
- Carrasco, R. (1999).** Transitions to and from self-employment in Spain: an empirical analysis. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(3), 315-341.
- Cefis, E. y Marsili, O. (2006).** Survivor: The role of innovation in firms' survival. *Research Policy*, 35(5), 626-641. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2006.02.006>
- Ciešlik, J. y Dvouletý, O. (2019).** Segmentation of the Population of the Solo Self-employed. *International Review of Entrepreneurship*, 17(3).
- Clavijo-Cortes, P. (2023).** Is unemployment hysteretic or structural? A Bayesian model selection approach. *Empirical Economics*, 65(6), 2837-2866.
- Congregado, E., Garcia-Clemente, J., Rubino, N. y Vilchez, I. (2025).** Testing hysteresis for the US and UK involuntary part-time employment. *Applied Economics*, 57(1), 16-36.
- Congregado, E., Golpe, A. A. y Carmona, M. (2010).** Is it a good policy to promote self-employment for job creation? Evidence from Spain. *Journal of Policy Modeling*, 32(6), 828-842.

- Congregado, E., Golpe, A. A. y Parker, S. C. (2012).** The dynamics of entrepreneurship: hysteresis, business cycles, and government policy, *Empirical Economics*, 43, 1239-1261. doi:10.1007/s00181-011-0516-6
- Congregado, E., Golpe, A. y Van Stel, A. (2012).** The 'recession-push' hypothesis reconsidered. *International Entrepreneurship and Management Journal*, 8, 325-342.
- Cuestas, J. C. y Gil-Alana, L. (2024).** Unemployment hysteresis by sex and education attainment in the EU. *Journal of the Knowledge Economy*, 15(1), 801-827.
- Cueto, B., Mayor, M. y Suárez, P. (2015).** Entrepreneurship and unemployment in Spain: a regional analysis. *Applied Economics Letters*, 22(15), 1230-1235.
- Dolado, J. J., Felgueroso, F. y Jimeno, J. F. (2021).** Past, present and future of the Spanish labour market: when the pandemic meets the megatrends. *Applied Economic Analysis*, (85), 21-41.
- Ejermo, O., Xiao, J. (2014).** Entrepreneurship and survival over the business cycle: how do new technology-based firms differ? *Small Business Economics*, 411-426. <https://doi.org/10.1007/s11187-014-9543-y>
- Eurofound. (2017).** Exploring self-employment in the European Union. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Fairlie, R. W. y Fossen, F. M. (2017).** Opportunity versus necessity entrepreneurship: Two components of business creation. Discussion Paper, No. 17-014. Stanford Institute for Economic Policy Research.
- Fairlie, R. W. y Fossen, F. M. (2020).** Defining opportunity versus necessity entrepreneurship: Two components of business creation. In *Change at home, in the labor market, and on the job* (pp. 253-289). Emerald Publishing Limited. <https://doi.org/10.1108/S0147-91212020000048008>.
- Furlanetto, F., Lepetit, A., Robstad, Ø., Rubio-Ramírez, J. y Ulvedal, P. (2025).** Estimating hysteresis effects. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 17(1), 35-70.
- Furuoka, F., Gil-Alana, L. A., Yaya, O. S., Aruchunan, E. y Ogbonna, A. E. (2024).** A new fractional integration approach based on neural network nonlinearity with an application to testing unemployment hysteresis. *Empirical Economics*, 66(6), 2471-2499.
- García Perea, P. y Román, C. (2019).** Characterisation of self-employment in Spain from a European perspective. *Economic Bulletin/Banco de España*, 2/2019.
- García-Cabo, J. y MADera, R. (2024).** Does Self-employment Pay? The Role of Unemployment and Earnings Risk. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 86(5), 1163-1197.
- García-Tabuenca, A., Crespo-Espert, J. L. y Cuadrado-Roura, J. R. (2011).** Entrepreneurship, creative industries and regional dynamics in Spain. *The Annals of Regional Science*, 47, 659-687.
- Gil-Alana, L. A. y Brian Henry, S. G. (2003).** Fractional integration and the dynamics of UK unemployment. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(2), 221-239.
- Gil-Alana, L. A., González-Blanch, M. J. y Poza, C. (2024).** Labour market mismatches in G7 countries: a fractional integration approach. *Applied Economics*, 1-17.
- Gil-Alana, L. A., Ozdemir, Z. A. y Tansel, A. (2019).** Long memory in Turkish unemployment rates. *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(1), 201-217.
- Gil-Alana, L. A. y Payne, J. E. (2015a).** A time-series analysis of US entrepreneurship: Evidence from fractional integration. *Applied Economics Letters*, 22(7), 521-524. <https://doi.org/10.1080/13504851.2014.955165>
- Gil-Alana, L. A. y Payne, J. E. (2015b).** A time-series analysis of US entrepreneurship: evidence from fractional integration. *Applied Economics Letters*, 22(7), 521-524.
- Gil-Alana, L. A. y Robinson, P. M. (1997).** Testing of unit root and other nonstationary hypotheses in macroeconomic time series. *Journal of Econometrics*, 80(2), 241-268.
- Giupponi, G. y Xu, X. (2020).** What does the rise of self-employment tell us about the UK labour market? London: Institute of Fiscal Studies.
- Granger, C. W. (1980).** Long memory relationships and the aggregation of dynamic models. *Journal of Econometrics*, 14(2), 227-238.
- Green, A. y Livanos, I. (2017).** Involuntary non-standard employment in Europe. *European Urban and Regional Studies*, 24(2), 175-192.
- Gumbau Albert, M. (2017).** Entrepreneurship, innovation and regional performance: Application for the Spanish

- regions. *Entrepreneurship & Regional Development*, 29(3-4), 271-291.
- Henley, A. (2021).** The rise of self-employment in the UK: entrepreneurial transmission or declining job quality? *Cambridge Journal of Economics*, 45(3), 457-486.
- Hessels, J., Grilo, I., Thurik, R. y van der Zwan, P. (2011).** Entrepreneurial exit and entrepreneurial engagement. *Journal of Evolutionary Economics*, 21, 447-471.
- Jaeger, A. y Parkinson, M. (1994).** Some evidence on hysteresis in unemployment rates. *European Economic Review*, 38(2), 329-342.
- Khraief, N., Shahbaz, M., Heshmati, A. y Azam, M. (2020).** Are unemployment rates in OECD countries stationary? Evidence from univariate and panel unit root tests. *The North American Journal of Economics and Finance*, 51, 100838.3, 104870.
- Lee, C. C. y Chang, C. P. (2008).** Unemployment hysteresis in OECD countries: Centennial time series evidence with structural breaks. *Economic Modelling*, 25(2), 312-325.
- León-Ledesma, M. A. y McAdam, P. (2004).** Unemployment, hysteresis and transition. *Scottish Journal of Political Economy*, 51(3), 377-401.
- López-Pérez, E., Rodríguez-Santiago, A. y Congregado, E. (2020).** Persistence in Self-Employment Rates before the Great Lockdown: *The Case of the UK*. *Sustainability*, 12(16), 6429.
- Meng, M., Strazicich, M. C. y Lee, J. (2017).** Hysteresis in unemployment? Evidence from linear and nonlinear unit root tests and tests with non-normal errors. *Empirical Economics*, 53, 1399-1414.
- Millán, J. M., Congregado, E. y Román, C. (2012).** Determinants of self-employment survival in Europe. *Small Business Economics*, 38, 231-258. DOI 10.1007/s11187-010-9260-0
- Millán, J. M., Congregado, E. y Román, C. (2014).** Entrepreneurship persistence with and without personnel: The role of human capital and previous unemployment. *InterNational Entrepreneurship and Management Journal*, 10, 187-206. DOI 10.1007/s11365-011-0184-1.
- Mitchell, W. F. (1993).** Testing for unit roots and persistence in OECD unemployment rates. *Applied Economics*, 25(12), 1489-1501.
- Mota, P. R. y Vasconcelos, P. B. (2024).** Hysteresis in the Dynamics of Employment by Activity Sector. *Review of Political Economy*, 36(3), 1216-1232.
- OECD (2021).** OECD SME and Entrepreneurship Outlook 2021, <https://doi.org/10.1787/97a5bbfe-en>
- O’Kean, J. M. (2000).** *Economía para negocios*.
- Ortega-Argilés, R. (2022).** The evolution of regional entrepreneurship policies: “no one size fits all”. *Annals of Regional Science*, 69, 585-610. <https://doi.org/10.1007/s00168-022-01128-8>
- Parker, S. C., Congregado, E. y Golpe, A. A. (2012).** Testing for hysteresis in entrepreneurship in 23 OECD countries. *Applied Economics Letters*, 19, 61-6. doi:10.1080/13504851.2011.566175
- Parker, S. C. y Robson, M. T. (2004).** Explaining international variations in self-employment: Evidence from a panel of OECD countries. *Southern Economic Journal*, 71(2), 287-301.
- Pérez-Alonso, A. y Di Sanzo, S. (2010).** Unemployment and hysteresis: a nonlinear unobserved components approach. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 15(1).
- Phelps, E. (1972).** *Inflation Policy and Unemployment Theory*. London: Macmillan.
- Rico, P. y Cabrer-Borrás, B. (2018).** Gender differences in self-employment in Spain. *International Journal of Gender and Entrepreneurship*, 10(1), 19-38.
- Robinson, P. M. (1978).** Statistical inference for a random coefficient autoregressive model. *Scandinavian Journal of Statistics*, 163-168.
- Robinson, P. M. (1994).** Efficient tests of nonstationary hypotheses. *Journal of the American Statistical Association*, 89(428), 1420-1437.
- Robinson, P. M., ed. (2003).** *Time series with long memory*. *Advanced Texts in Econometrics*. Oxford University Press.
- Røed, K. (1996).** Unemployment hysteresis-macro evidence from 16 OECD countries. *Empirical Economics*, 21, 589-600.
- Røed, K. (1997).** Hysteresis in Unemployment. *Journal of Economic Surveys*, 11(4), 389-418. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00040>.

- Román, C., Congregado, E. y Millán, J. M. (2011). Dependent self-employment as a way to evade employment protection legislation. *Small Business Economics*, 37, 363-392.
- Romero-Ávila, D. y Usabiaga, C. (2008). On the persistence of Spanish unemployment rates. *Empirical Economics*, 35, 77-99.
- Stam, E. y Van de Ven, A. (2021). Entrepreneurial ecosystem elements. *Small Business Economics*, 56(2), 809-832.
- Strotmann, H. (2007). Entrepreneurial Survival. *Small Business Economics*, 18, 87-104. <https://doi.org/10.1007/s11187-005-8859-z>
- Van Berg, G. D., Lindeboom, M. y Ridder, G. (1994). Attrition in longitudinal panel data and the empirical analysis of dynamic labour market behaviour. *Journal of Applied Econometrics*, 9(4), 421-435.
- Van Stel, A., Wennekers, S. y Scholman, G. (2014). Solo self-employed versus employer entrepreneurs: determinants and macro-economic effects in OECD countries. *Eurasian Business Review*, 4, 107-136.
- Verheul, I., Van Stel, A., Thurik, R. y Urbano, D. (2006). The relationship between business ownership and unemployment in Spain: a matter of quantity or quality? *Estudios de Economía Aplicada*, 24(2), 105-127.
- Wennberg, K. y Lindqvist, G. (2010). The effect of clusters on the survival and performance of new firms. *Small Business Economics*, 34, 221-241. Doi 10.1007/s11187-008-9123-0
- Yaya, O. S., Ogbonna, A. E., Furuoka, F. y Gil-Alana, L. A. (2021). A new unit root test for unemployment hysteresis based on the autoregressive neural network. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 83(4), 960-981.