

PODER DE MERCADO E INVERSIÓN: EL IMPACTO DE LA REGULACIÓN EN LAS REGIONES EUROPEAS

Javier ESCRIBÁ-PÉREZ
María José MURGUI-GARCÍA (*)
Universidad de Valencia

Resumen

La inversión empresarial en Europa está inmersa en un estancamiento secular que apunta a determinantes estructurales como una insuficiente competitividad. En este trabajo llevamos a cabo un análisis de los efectos de la intensidad de regulación en los mercados de productos y trabajo sobre la inversión productiva privada no agrícola en las regiones europeas en el período comprendido entre 2000 y 2014. Nuestros resultados muestran que la inversión empresarial está correlacionada negativamente con el nivel de regulación nacional del mercado de productos y positivamente con el de trabajo. Control estatal, barreras a la creación de empresas, exceso de burocracia, tiempo y costes para poner en marcha un negocio, así como prácticas corruptas, reducen la productividad del capital, aumentan el *mark-up*, los costes operativos y los costes de ajuste. Por el contrario, una mayor legislación de protección del empleo aumenta la sustitución de capital por mano de obra y tecnologías más intensivas en capital.

Palabras clave: inversión, regulación, regiones europeas.

Abstract

Europe has been suffering from low levels of business investment. Structural determinants, as a scarce competitiveness, seem to be behind this investment secular stagnation. This paper investigates the effects of the intensity of regulation in the markets of products and labor on non-farm business sector investment in European regions for 2000-2014. Empirical findings show that investment is negatively correlated with the level of national product market regulation. Product market regulations (State control, barriers to business creation, excessive bureaucracy, time and costs to start a business, as well as corrupt practices) decrease the productivity of capital and increase the adjustment costs and mark-up. As regards labor market regulation and employment protection and legislation, the results show a positive impact on investment. Greater employment protection legislation increases the substitution of capital for labor and more capital-intensive technologies.

Keywords: investment, regulation, european regions.

JEL classification: C23, E22, L51, R58.

I. INTRODUCCIÓN

La inversión privada se ha desacelerado desde el inicio de siglo (Döttling, Gutiérrez y Philippon, 2017). Además, en prácticamente todos los países de la OCDE, ha experimentado una fuerte ralentización desde la crisis financiera e incluso pasada la crisis, sin que se aprecie el repunte que después de una crisis cabría esperar (Ollivaud, Guillemette y Turner, 2018). Aunque el empleo fue recuperándose, este comportamiento de la inversión ha generado un debilitamiento en el crecimiento del *stock* de capital que, además, ha coincidido con el declive desde hace mucho tiempo del crecimiento de la productividad total de los factores. El resultado de todo ello es un crecimiento de la producción por debajo del ritmo anterior a la crisis (Hall, 2016 y 2017).

Diferente énfasis se ha hecho en los múltiples factores que han concurrido en el desvanecimiento del impulso inversor. Para Lewis y Menkyna (2014), Bussiere, Ferrara y Milovich (2015) y Leboeuf y Fay (2016) puede explicarse por una respuesta de la

inversión a la continua debilidad de la demanda y la existencia de incertidumbre, lo que a su vez conduce a un deterioro de la producción potencial a través de un efecto similar a la histéresis (Ollivaud, Guillemette y Turner, 2018). Para Kurz (2017), Alexander y Eberly (2018) y Crouzet y Eberly (2019) la debilidad en la inversión de capital físico se explica por el impacto del capital intangible, cuyas características pueden haber permitido el aumento de la concentración en la industria (1).

El aumento de la concentración y de los márgenes de beneficios, que afectan de forma significativa al poder de mercado, ha dado pie a diferentes autores –Gutiérrez y Philippon (2017a y b) y Eggertsson, Robbins y Wold (2018), entre otros– a explicar que pueda observarse una inversión privada fija tan débil –en su caso en EE.UU.– en relación con las típicas medidas de rentabilidad, costes de financiación y valores de mercado. Según Gutiérrez y Philippon (2018a y b) la disminución de la competencia, el aumento de los intangibles y el endurecimiento de la gobernanza explican, respectivamente, aproximadamente la mitad, un tercio y un sexto de la

brecha de inversión en relación a la que correspondería con la elevada q de Tobin en EE.UU. Dötting, Gutiérrez y Philippon (2017) encuentran que la inversión es débil en las economías europeas y en EE.UU., pero que las razones son cíclicas en Europa y estructurales en EE.UU., impulsadas por industrias donde la competencia ha disminuido con el tiempo.

Existe, actualmente, un debate abierto sobre la evolución de la concentración de la industria en las economías de la OCDE en los últimos años (Bajgar *et al.*, 2019). A la numerosa evidencia existente para la economía de EE.UU., más recientemente empieza a encontrarse también evidencia en Europa de una creciente importancia cuantitativa de la inversión en capital intangible, Corrado *et al.* (2018), de su impacto sobre el aumento de la concentración, Bessen (2017) y sobre los márgenes empresariales, Calligaris, Criscuolo y Marcolin (2018). De-Loecker y Eeckhout (2018) muestran también la reciente subida de los *mark-up* tanto en EE.UU. como en Europa. Weche y Wambach (2018) obtienen que en Europa los márgenes decrecen durante la crisis hasta que desde 2012 suben ininterrumpidamente. Un resultado semejante obtienen Schreyer y Zinni (2018) (2).

En este artículo abordamos el impacto sobre la inversión de factores institucionales y regulatorios muy relacionados con el poder de mercado y el estado de la competencia (3). Además de los factores cíclicos que influyen sobre la inversión, las decisiones de inversión empresarial se ven afectadas a largo plazo por varios factores estructurales institucionales y regulatorios. Estos factores captan instantáneas amplias de cada país y describen su atractivo específico para emprender y desarrollar negocios. Los indicadores que elabora la OCDE, cubren, entre otras características, las instituciones que regulan la actividad económica: en referencia al control estatal; cargas administrativas; barreras a la iniciativa privada; al comercio y la inversión, así como las instituciones del mercado laboral: los marcos de cumplimiento de contratos, así como la calidad general de la Administración Pública y el sistema judicial. Adicionalmente, el Instituto Fraser elabora indicadores objetivos y subjetivos que integran reglamentos de contratación y despido, de salario mínimo, horas, y también indicadores de costes de burocracia, de iniciar un negocio y la existencia de comisiones, sobornos y favoritismo. Todos estos indicadores resumen y sintetizan un amplio conjunto de reglas y regulaciones que tienen el potencial de afectar a la competencia y al poder de mercado. Bajos niveles de competencia

o altos niveles de regulación y barreras de entrada tienden a elevar los *mark-up*, Blanchard y Giavazzi (2003). Høj *et al.* (2007), Thum-Tysen y Canton (2015) encuentran evidencia de una relación positiva entre el indicador agregado de la regulación en el mercado de bienes (*PMR*, por sus siglas en inglés) de la OCDE y el *mark-up*.

La literatura sobre el impacto de la regulación y niveles de competencia en la determinación de la inversión se ha centrado principalmente en el mercado de productos, Griffith y Harrison (2004). Factores que elevan el *mark-up* tienden a reducir la inversión. Alesina *et al.* (2005) y Egert (2017) encuentran una fuerte correlación negativa entre la inversión y la existencia de barreras de entrada y a la inversión. Estos autores argumentan que los cambios en la regulación afectan al margen sobre los costes marginales debido a su impacto en las barreras de entrada y, por tanto, en el número de empresas. El exceso de burocracia, de procedimientos, tiempo y costes para registrar y poner en marcha un negocio desincentivan la inversión, Kerdrain, Koske y Wanner (2010). También la regulación puede influir en los costes de ajuste que incluso las empresas existentes enfrentan al expandir su capacidad productiva (4). Díez, Leigh y Tambunlertchai (2018) y Díez, Fan y Villegas-Sánchez (2019) encuentran una relación no monótona entre *mark-up* e inversión (5), mayores márgenes están asociados con un aumento inicial y luego una disminución de las tasas de inversión e innovación, consistente con la predicción en forma de U invertida del modelo teórico propuesto por Aghion *et al.* (2005).

También fuertes regulaciones en el mercado de trabajo incrementan los costes de ajuste de la instalación de nuevos bienes de capital por parte de las empresas, lo que afecta negativamente a la inversión, Calcagnini, Giombini y Travaglini (2019), pero por otro lado incentivan a las empresas a intensificar el uso de capital, Caballero y Hammour (1998), Autor, Kerr y Kugler (2007) y Cette, López y Mairesse (2016 y 2018). Además, los sindicatos se debilitan mucho si la empresa se enfrenta a un alto nivel de competencia en el mercado de productos.

Mayores niveles de regulación en el mercado de productos (control estatal, barreras al emprendimiento, al comercio e inversión) amplifican el efecto negativo de la regulación de los otros mercados, Egert (2017). También los altos niveles de regulación del mercado de productos y los bajos niveles de competencia tienden a disminuir la

productividad, Aghion y Griffith (2005) y Escribá y Murgui (2018) (6), y consiguientemente la inversión. Nicoletti y Scarpetta (2003) encuentran que la regulación del mercado de productos reduce el crecimiento de la productividad multifactorial en los países de la OCDE. Indirectamente, los factores que aumentan la productividad también aumentan la inversión.

En este trabajo llevamos a cabo un análisis de los efectos de la intensidad de regulación en los mercados de productos y trabajo sobre la inversión productiva privada en las regiones europeas en el período comprendido entre 2000 y 2014. Excepcionalmente un trabajo anterior nuestro que abarcaba el período 1995-2007 (Escribá y Murgui, 2017) no existen trabajos del impacto de la regulación en el ámbito de la inversión regional, la mayoría de los trabajos se han centrado en países, sectores y paneles de empresas (7). No obstante, el análisis del comportamiento económico a nivel regional también puede contribuir a la comprensión general de la dinámica del comportamiento de la inversión macroeconómica. Mientras muchos de los principales determinantes de la inversión varían sistemáticamente de una región a otra (coste de uso, producción, rentabilidad y productividad del capital, variables clásicas estrictamente regionales en la modelización), las variables estructurales nacionales también afectan la inversión regional. La inversión en las regiones depende no solo de factores regionales, sino también del entorno institucional, normativo y legal que fomenta la competencia, elimina la carga administrativa innecesaria y permite un fácil acceso a la financiación.

Este trabajo abarca un período temporal especialmente interesante: el período previo a la crisis, la crisis y la salida de la crisis. Además, los datos que utilizaremos en este trabajo *BD.EURS (Nace Rev. 2)* consideran dentro de la inversión productiva empresarial la inversión en intangibles que recogen las contabilidades nacionales y regionales. Actualmente, el Sistema Europeo de Cuentas Nacionales y Regionales (SEC-2010), recoge algunos intangibles –I+D, *software* y bases de datos, prospección minera y originales de obras recreativas literarias y artísticas– como inversión dentro de las cuentas nacionales (SNA 2008/ ESA 2010), hasta hace poco considerados consumos intermedios. Esto supone una modificación importante en la evolución y dimensión de la inversión empresarial, valor añadido y *stock* de capital empresarial. No obstante, no es todavía completa la inclusión de los intangibles en

la inversión. Döttling, Gutiérrez y Philippon (2017) y Eberly (2017) señalan, además de los problemas de medición de los intangibles, que en Europa el proceso de profundización intangible se genera internamente dentro de las empresas a diferencia de entre empresas, como sucede en EE.UU. Corrado *et al.* (2012) estiman que actualmente las cuentas nacionales incluyen únicamente como inversión intangible el 56 por 100 del total del gasto en capital basado en el conocimiento (8).

La base de datos utilizada en este trabajo es la *BD.EURS (NACE Rev. 2)* (9), y los indicadores de la regulación en los mercados se han utilizado los elaborados por la OCDE y el Instituto Fraser. El análisis se realiza para un nivel de desagregación regional NUTS-2, así se consideran 121 regiones europeas pertenecientes a nueve países: Alemania, Austria, Bélgica, España, Francia, Países Bajos, Italia, Portugal y Suecia. Durante el período de estudio 2000-2014, el proceso de liberalización y concentración ha tenido lugar a diferentes grados y con efectos diferenciales entre las regiones europeas. Nos centramos en estas diferentes reformas regulatorias en cada país para estudiar sus efectos en la inversión productiva del sector privado no agrícola ni financiero de las regiones europeas. El comportamiento de la inversión como veremos en la sección siguiente tampoco ha sido homogéneo en este período en los diferentes países y regiones. Con la excepción de España y Francia, se observa una caída generalizada de la tasa de crecimiento de la inversión productiva desde el año 2000. Desde el año 2008 es general en todos los países considerados y especialmente negativa en Portugal, Italia y España, países que en el período anterior a la crisis dedicaron gran parte de su inversión a los sectores de la vivienda y la construcción.

Para estudiar el papel desempeñado por las imperfecciones del mercado con respecto a la inversión privada productiva regional, derivamos y estimamos una función de inversión: una ecuación de Euler siguiendo a Bond y Meghir (1994), ampliada con variables que aproximan la regulación en los mercados de bienes y de trabajo. Esta función se estima utilizando el método generalizado de momentos (Arellano y Bond, 1991) para tratar la endogeneidad de las variables explicativas y la heterogeneidad de la muestra. Nuestros resultados empíricos muestran que la inversión está negativamente relacionada con el nivel de regulación del mercado de productos. Las regulaciones del mercado de productos (en concreto, las barreras al emprendimiento, el control estatal, costes de

burocracia y costes de iniciar un negocio) disminuyen la productividad del capital y aumentan los costes de ajuste y el *mark-up*, lo que tiene efectos negativos en la inversión regional europea. La corrupción (pagos adicionales /sobornos/ favoritismo) aumenta los costes operativos, crea incertidumbre y, por tanto, altera la inversión. La regulación del mercado laboral (protección y legislación del empleo, reglamento de contratación y salario mínimo, negociación colectiva centralizada y el reglamento sobre horas de trabajo) aumenta la productividad del capital.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la segunda sección se describen las fuentes estadísticas y la evolución de la inversión en Europa y en las 121 regiones consideradas así como la evolución de los principales indicadores de regulación de los mercados. El modelo teórico y la especificación econométrica se presentan en la tercera sección. En la sección cuarta se presentan los resultados de la estimación y en la última las principales conclusiones.

II. INVERSIÓN Y REGULACIÓN EN EUROPA Y SUS REGIONES: DATOS Y FUENTES

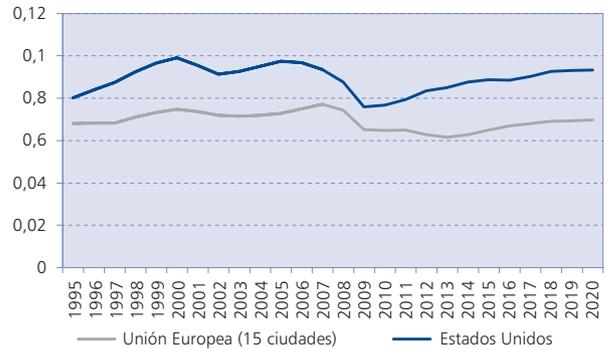
1. Inversión en Europa antes y después de la crisis

Las series correspondientes a las variables utilizadas en este trabajo pertenecen a la base de datos *BD.EURS (NACE Rev. 2)*. Esta base de datos está expresada en euros de 2010 y desagregada en seis sectores para las 121 regiones (NUTS-2) pertenecientes a nueve países europeos para el período 1995-2014. La fuente básica de información son las series de Eurostat y también utiliza como referencia la información existente para países, especialmente en bases de datos como *EU-KLEMS* y *AMECO*.

Como se comentó con anterioridad, el análisis de este trabajo se circunscribe al sector productivo privado no agrícola y no financiero. Es decir: manufacturas, construcción y servicios de mercado, excluyendo el sector inmobiliario y servicios financieros.

El debilitamiento en el comportamiento de la inversión total no se produce solo a partir del estallido de la crisis en 2008. Ya desde los años 2000, tanto en EE.UU. como en la UE-15, la inversión se ha mostrado inferior a la esperada, como puede observarse en el gráfico 1.

GRÁFICO 1
RATIO I/K EN EL TOTAL DE LA ECONOMÍA



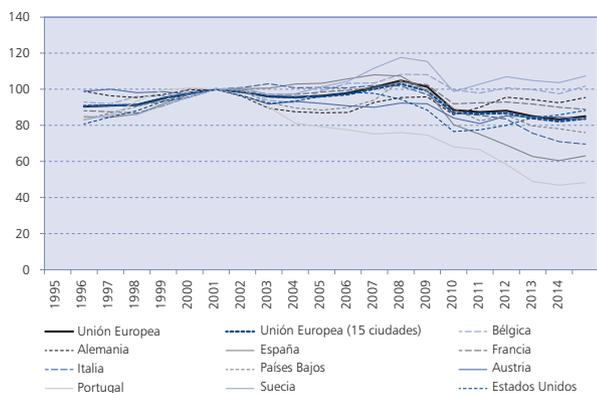
Fuente: AMECO.

Desde la segunda mitad de los 2000, la formación bruta de capital fijo cae fuertemente en Estados Unidos y desde 2008 en la Unión Europea. Desde 2009, en Estados Unidos la tasa de inversión ha aumentado gradualmente aun permaneciendo por debajo de su nivel anterior a la crisis. En Europa, por el contrario, las tasas de inversión se mantienen en un nivel especialmente bajo. En el período objeto de nuestro estudio (hasta 2014) se observa ausencia de una recuperación de la inversión, que solo se produce lentamente con posterioridad a 2014.

Desde el año 2000 la actividad inversora ha sido bastante débil en algunos de los países de la zona del euro, entre otros: Alemania, Portugal, Países Bajos y Austria. Por otra parte, especialmente en las economías del sur de Europa, una mala asignación de la inversión hacia el capital inmobiliario en el período anterior a la crisis también intensificó la caída de la inversión desde 2008. En el gráfico 2 puede observarse que este comportamiento se produce en la Unión Europea, en la UE-15 y también en los nueve países europeos objeto de análisis en este trabajo. De hecho la tasa de inversión ni siquiera se ha recuperado a su nivel anterior a la recesión en ninguno de ellos, y solo en Bélgica y Suecia ha alcanzado en 2014 el nivel del año 2000. El bajo nivel de la inversión ha generado preocupación en el crecimiento potencial de las economías avanzadas y en concreto en las europeas.

EL FMI (2015) analiza la debilidad inversora a nivel mundial y muestra que la inversión privada empresarial es responsable de la mayor parte de la caída de la inversión, en oposición a la inversión pública y a la residencial (10). En referencia a

GRÁFICO 2
RATIO I/K EN EL TOTAL DE LA ECONOMÍA.
LA RATIO EN EL AÑO 2000=100



Fuente: AMECO.

Europa aunque la contracción ha sido más aguda en el sector residencial privado (vivienda), la inversión privada no residencial (empresarial), que es una parte mucho mayor de la inversión total, representa la mayor parte (más de dos tercios) de la caída de la inversión.

En el cuadro n.º 1 se muestra por un lado el debilitamiento del ritmo de crecimiento de nuestro agregado de inversión privada productiva en los nueve países desde el año 2000 respecto al período previo (columnas [1] y [2]) y la caída desde 2008 (columna [3]). De hecho, cuando se observa el comportamiento de la ratio inversión privada productiva/capital privado productivo (en el gráfico 3) para los nueve países se observa que el debilitamiento del impulso inversor productivo es anterior a la crisis. Únicamente Francia y España mantienen un nivel algo superior al del año 2000, aunque solo hasta la crisis; en el resto de países la ratio inversión/capital ha sido permanentemente inferior desde el año 2000 (11). Portugal e Italia muestran en el período 2008-2014 la evolución más negativa de la ratio I/K. Un comportamiento débil pero más moderado presenta Francia y Austria.

Desde la caída de 2008, más allá de la débil actividad económica esperada (Bussiere, Ferrara y Milovich, 2015), otros factores, incluidas las restricciones financieras e incertidumbre (Lewis y Menkyna, 2014) o incertidumbre política (FMI, 2015), han intensificado la caída de la inversión en algunas economías. Particularmente las economías del sur de Europa con altos márgenes de endeudamiento durante la

CUADRO N.º 1

TASA DE CRECIMIENTO DE LA FBCF PRODUCTIVO PRIVADO
NO AGRÍCOLA Y NO FINANCIERO
(Porcentajes)

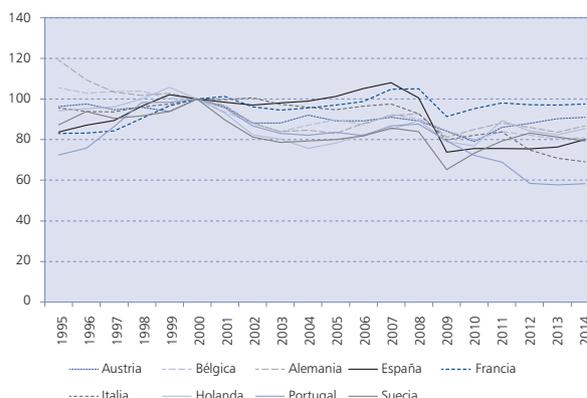
	1995-2007	2000-2007	2008-2014
	[1]	[2]	[3]
Austria	2.128	1.747	0.992
Bélgica	2.440	1.666	-0.708
Alemania	1.068	0.891	0.640
España	5.928	4.443	-3.932
Francia	3.735	2.839	0.120
Italia	2.877	2.502	-5.135
Países Bajos	2.044	-0.795	1.340
Portugal	5.599	2.055	-5.228
Suecia	4.241	2.541	1.055
US (EU-KLEMS)	4.809	2.522	1.696

Fuente: BD.EURS (Nace Rev.2) y para US (EU-KLEMS).

crisis de deuda soberana de 2010-2011. Solo desde 2013 se aprecia en la mayoría de países (gráfico 3) una leve recuperación de la inversión impulsada por una combinación de mejora de la demanda, expectativas de ganancias, condiciones de financiación, y disminución de la incertidumbre, aunque factores regulatorios e institucionales siguen arrastrando la inversión empresarial, BCE (2016a).

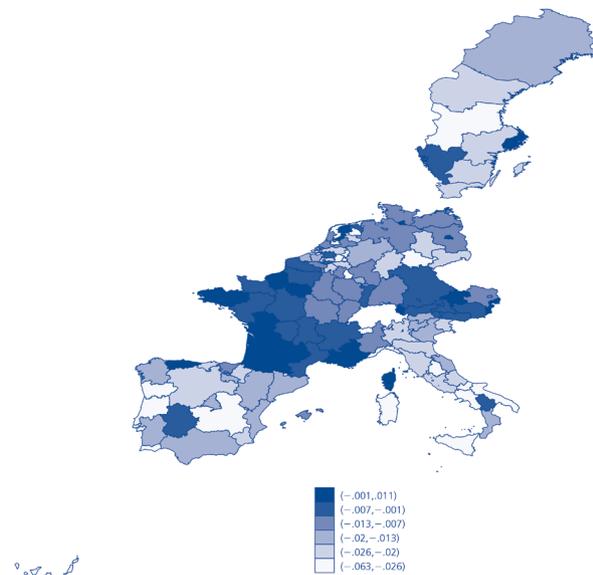
En el mapa 1 se muestran las diferencias de las tasas de crecimiento promedio I/K privado productivo en el período 2000-2014 para las 121 regiones europeas consideradas. La gran mayoría (105 de las regiones) presentan tasas medias de crecien-

GRÁFICO 3
EVOLUCIÓN DE I/K PRODUCTIVO PRIVADO NO
AGRÍCOLA NO FINANCIERO



Fuente: BD.EURS (NACE Rev. 2).

MAPA 1
**TASAS DE CRECIMIENTO PROMEDIO 2000-2014
 DE LA RATIO I/K DE LAS 121 REGIONES EUROPEAS**



Fuente: BD.EURS (NACE Rev. 2).

to negativas y aunque dentro de cada país existe heterogeneidad en sus tasas regionales, se observa una agrupación por países como se observa en las distintas tonalidades del mapa. De hecho, los tonos más claros se encuentran en siete regiones italianas, también en cuatro regiones portuguesas y holandesas y en dos españolas y alemanas. En el extremo opuesto las regiones que muestran tasas positivas se localizan principalmente (ocho de ellas) en Francia y también (dos regiones) tanto en Holanda como en Austria y Alemania. Los valores intermedios (entre -0,02 y -0,007) se encuentran principalmente en España (nueve regiones), en Italia (siete regiones) y tanto en Bélgica como Alemania (seis regiones).

2. Indicadores de regulación

Respecto a los datos que recogen los indicadores nacionales de regulación para el período 2000-2014 hemos utilizado dos fuentes estadísticas, los indicadores de regulación de la OCDE y los del Instituto Fraser.

En relación a los indicadores elaborados por la OCDE, se han utilizado el correspondiente a la regulación del mercado de trabajo denominado *EPL*

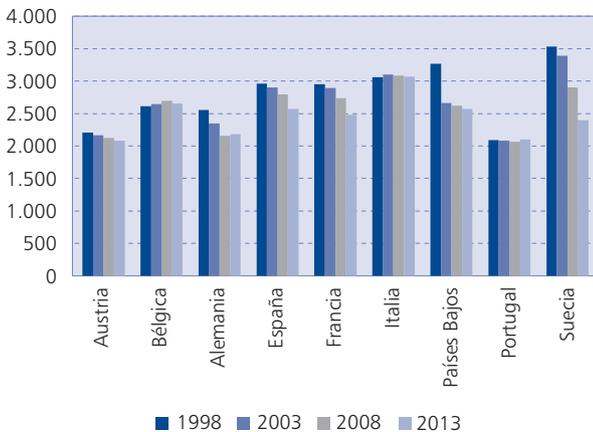
(protección y legislación laboral) y los correspondientes a la regulación en el mercado de bienes, *PMR* (regulación del mercado de productos). Este último se subdivide en: *STATEC* (control estatal), *BE* (barreras al emprendimiento) y *BTI* (barreras al comercio y a la inversión). Estos indicadores representan la regulación de los mercados en una escala de 0 a 6. Así, un mayor valor del índice está asociado con políticas que son más restrictivas para la competencia. Los indicadores de la OCDE se basan en cuestionarios de autoevaluación que son completados por las administraciones nacionales de cada país. Las respuestas se clasifican y agregan para que las evaluaciones puedan permitir comparaciones.

Respecto a los indicadores del Instituto Fraser, los dos grandes indicadores sintéticos para medir el grado de libertad económica son: para el mercado laboral (*LMR*: regulaciones del mercado laboral) y para el mercado de bienes (*BR*: regulaciones empresariales). Se considera una mayor desagregación en la regulación del mercado laboral: *HIRE* (reglamento de contratación y salario mínimo), *HFR* (reglamento de contratación y despido), *CC* (negociación colectiva centralizada) y *HOURRE* (reglamento de horas). También se consideran distintos componentes del indicador agregado del mercado de bienes: *BC* (costes de burocracia), *START* (costes de iniciar un negocio) y *EXTPAY* (pagos adicionales/sobornos/favoritismo). Los valores de estos índices están comprendidos entre 0 y 10. El mayor grado de libertad económica tendrá un valor de 10 y el menor de cero. Para normalizar los valores de todas las variables de regulación, se ha convertido el valor de estos índices a la misma escala que utiliza la OCDE, indicando el valor 6 mayor regulación y el menor valor, mayor libertad y competitividad (12).

En los gráficos siguientes se presentan para los nueve países europeos considerados en el análisis y para algunos años concretos, los indicadores de regulación elaborados por la OCDE, respecto a la regulación del mercado de trabajo (gráfico 4) y del mercado de productos (gráfico 6) y los indicadores elaborados por el Instituto Fraser normalizados para indicar con valores más pequeños mayor libertad económica (menor regulación). En los gráficos 5 y 7 se presentan los índices agregados para el mercado de trabajo (*LMR*) y para el mercado de bienes (*BR*).

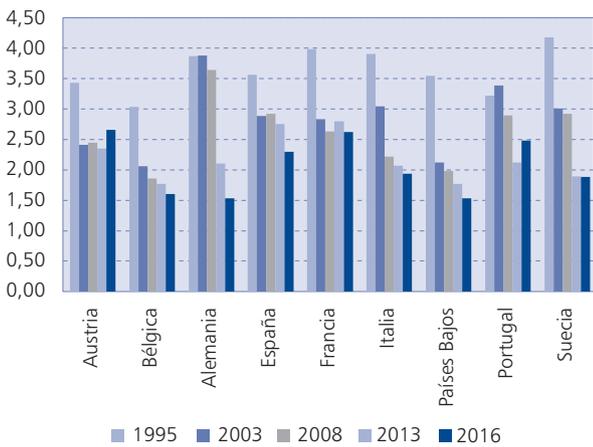
Como puede observarse en los gráficos hay diferencias entre los países tanto en los indicadores elaborados por la OCDE como por el Instituto Fraser. Respecto a los indicadores de regulación del mer-

GRÁFICO 4
EVOLUCIÓN ÍNDICE DE REGULACIÓN EN EL MERCADO DE TRABAJO: EPL



Fuente: OCDE y elaboración propia (13).

GRÁFICO 5
EVOLUCIÓN ÍNDICE DE REGULACIÓN EN EL MERCADO DE TRABAJO: LMR



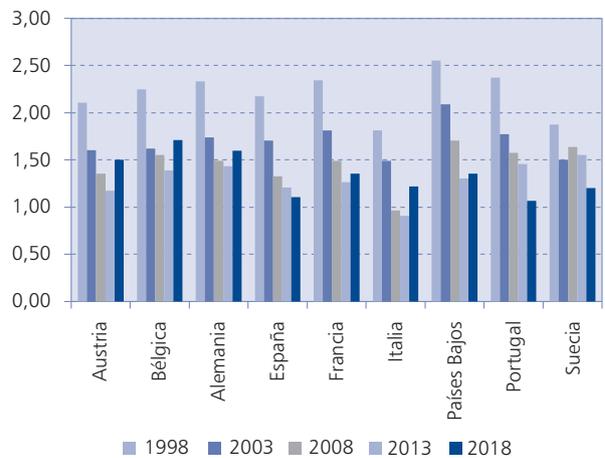
Fuente: Instituto FRASER.

cado de trabajo puede observarse en el gráfico 4 cómo en la mayoría de los países (Austria, España, Francia, Holanda y con mayor intensidad Suecia) ha disminuido el indicador de regulación en el mercado de trabajo elaborado por la OCDE, es decir, desde 1998 ha disminuido la regulación. También es el caso de Alemania, aunque la tendencia más reciente es el aumento de la regulación. En los países como Bélgica, Italia y Portugal no ha habido cambios muy significativos, aunque Portugal muestra,

durante todo el período considerado, los menores indicadores. Respecto a los indicadores que presenta el Instituto Fraser también para el mercado laboral (gráfico 5) presentan mayor variabilidad y desde 1995 a 2016 hay una clara disminución en la intervención regulatoria en el mercado de trabajo; sin embargo, muestra un repunte en el aumento de la regulación en los países de Austria y Portugal.

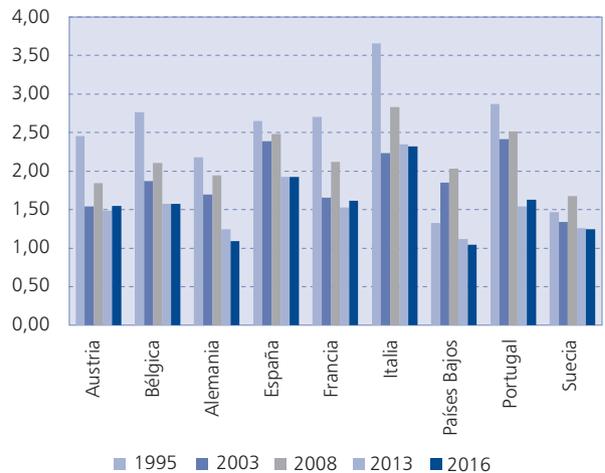
En referencia a los indicadores de regulación del mercado de productos, en el gráfico 6 se presenta

GRÁFICO 6
EVOLUCIÓN ÍNDICE DE REGULACIÓN EN EL MERCADO DE BIENES: PMR



Fuente: OCDE.

GRÁFICO 7
EVOLUCIÓN ÍNDICE DE REGULACIÓN EN EL MERCADO DE BIENES: BR



Fuente: Instituto FRASER.

el elaborado por la OCDE. Como puede observarse en el gráfico, ha habido en los nueve países europeos una disminución en la regulación en el mercado de bienes hasta 2013. Sin embargo, esa tendencia ha cambiado en el indicador para el año 2018 en la mayoría de los países a excepción de Alemania, España y Suecia. También se observa este aumento en la regulación en el último año en el indicador *BR* elaborado por el Instituto Fraser como puede observarse en el gráfico 7.

En los años de la recesión se llevaron a cabo gran cantidad de reformas estructurales, entre ellas en los mercados de productos y de trabajo, a nivel nacional y supranacional, en la zona del euro. El proceso de reforma ha sido desigual y particularmente deficiente en el mercado de productos y desde la salida de la crisis ha perdido intensidad y en muchos casos ha cambiado de sentido (14). En cierta medida estos indicadores apuntan en la misma dirección que los resultados de Weche y Wambach (2018) y de Schreyer y Zinni (2018) de subida de los *markups* en Europa desde 2012.

III. EL MODELO ESTRUCTURAL Y LA ESPECIFICACIÓN ECONÓMICA

Los estudios que analizan el impacto de la regulación en los mercados sobre la inversión han utilizado mayoritariamente una ecuación empírica que integra un modelo de inversión neoclásico (tipo acelerador) con costes de ajuste cuadráticos, aumentado con variables de imperfecciones financieras, en el mercado de bienes y en el mercado de trabajo (Calcagnini, Giombini y Saltari, 2009; Calcagnini, Ferrando y Giombini, 2013 y 2014; Égert, 2017). Sin embargo, no realizan una derivación estricta de una ecuación de inversión estructural. Los intentos más sólidos en esta dirección corresponden a Alesina *et al.* (2005), Cambini y Rondi (2012) y Escribá y Murgui (2017). Alesina *et al.* (2005) realizan el intento más completo de integrar aquellos determinantes de la inversión en siete sectores (electricidad y gas, correos y telecomunicaciones, transporte por carretera, transporte aéreo y ferroviario) que están relacionados con el indicador de regulación de comunicaciones (*ETCR*) de la OCDE. Por su parte, Cambini y Rondi (2012) usan una ecuación de Euler en la versión de Bond y Meghir (1994) aunque llevan a cabo una extensión *ad-hoc* para incluir las variables reguladoras. Por último, Escribá y Murgui (2017) utilizan también la ecuación de Euler para la inversión de Bond y

Meghir (1994) ampliada para incluir a través de la competencia imperfecta determinantes específicos de la productividad del capital (Escribá y Murgui, 2009) y los efectos de los cambios en la regulación de los mercados introducidos por Alesina *et al.* (2005).

En este apartado presentamos un modelo estructural, siguiendo a Escribá y Murgui (2017), en el que estos elementos dinámicos aparecen explícitamente en el problema de optimización y los coeficientes estimados están vinculados explícitamente con la tecnología subyacente y los parámetros de las expectativas. Utilizaremos un enfoque que combina la ecuación de Euler y la tecnología de costes de ajuste.

Suponemos una empresa representativa en una región *i* de un país *c* que maximiza el valor presente descontado de los beneficios (dividendos netos) futuros ($R_{i,c,t}$). Sea $L_{i,c,t}$ el trabajo, $I_{i,c,t}$ la inversión bruta, $K_{i,c,t}$ el stock de capital, $\omega_{i,c,t}$ el precio del trabajo, $p'_{i,c,t}$ el precio de los bienes de inversión, $p_{i,c,t}$ el precio del *output*, $\delta_{i,c}$ la tasa de depreciación y $E(\cdot)$ el operador de expectativas condicionado a la información disponible en el período *t*. Si se define $r_{i,c,t}$ como el tipo de interés y $\beta^t_{i,c,t+j} = \prod_{i=0}^{j-1} (1+r_{i,c,t+i})^{-1}$ el factor de descuento, la empresa tiene que dar solución al siguiente problema,

$$\begin{aligned} \text{Max } E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta^t_{i,c,t+j} R(K_{i,c,t+j}, L_{i,c,t+j}, I_{i,c,t+j}) \right] \quad [1] \\ \text{s.t. } K_{i,c,t} = (1 - \delta_{i,c}) K_{i,c,t-1} + I_{i,c,t} \end{aligned}$$

donde $R_{i,c,t} = p_{i,c,t} Q_{i,c,t} - \omega_{i,c,t} L_{i,c,t} - p'_{i,c,t} I_{i,c,t}$ y $Q_{i,c,t} = F(K_{i,c,t}, L_{i,c,t}) - Z(K_{i,c,t}, I_{i,c,t})$ es el *output* neto de costes de ajustes, $z(K_{i,c,t}, I_{i,c,t})$.

La ecuación de Euler que caracteriza la senda óptima de inversión viene dada por la siguiente expresión,

$$-(1 - \delta_{i,c}) \beta^t_{i,c,t+1} E_t \left(\frac{\partial R_{i,c,t+1}}{\partial I_{i,c,t+1}} \right) = - \left(\frac{\partial R_{i,c,t}}{\partial I_{i,c,t}} \right) - \left(\frac{\partial R_{i,c,t}}{\partial K_{i,c,t}} \right) \quad [2]$$

Si consideramos la existencia de competencia imperfecta, entonces $p_{i,c,t}$ depende del *output*, mientras que la elasticidad precio de la demanda se supone constante ($\eta > 1$). También se supone que la función de producción $F(K_{i,c,t}, L_{i,c,t})$ exhibe rendimientos constantes a escala y que la función de costes de ajuste, es linealmente homogénea en la inversión y el capital.

El resultado empírico de la ecuación de Euler, una vez implementado el modelo evaluando la expectativa $E_t\left(\frac{I_{ic,t+1}}{K_{ic,t+1}}\right)$ del valor realizado $\left(\frac{I_{ic,t+1}}{K_{ic,t+1}}\right)$ más un error de predicción, bajo la hipótesis nula de no existencia de restricciones de liquidez es la siguiente:

$$\left(\frac{I_{ic,t+1}}{K_{ic,t+1}}\right) = \alpha_1 + \alpha_2 \left(\frac{I_{ic,t}}{K_{ic,t}}\right) - \alpha_3 \left(\frac{I_{ic,t}}{K_{ic,t}}\right)^2 - \alpha_4 \left(\frac{B_{ic,t}}{K_{ic,t}}\right) + \alpha_5 \left(\frac{Q_{ic,t}}{K_{ic,t}}\right) + u_{ic,t+1} \quad [3]$$

donde $\alpha_1 = a(1-\varphi)$, $\alpha_2 = \varphi(1+a)$, $\alpha_3 = \varphi$, $\alpha_4 = \varphi\left(\frac{1}{gb}\right)$;

$\alpha_5 = \varphi\left(\frac{1}{(\eta-1)b}\right)$; $g = 1 - \frac{1}{\eta} > 0$, $\varphi = (1+r_{c,t})/(1-\delta_c)(p_{ic,t+1}/p_{ict})$

y $\left(\frac{B_{ic,t}}{K_{ic,t}}\right) = \left(\frac{Q_{ic,t}}{K_{ic,t}}\right) - \frac{\omega_{ic,t}}{p_{ic,t}} \left(\frac{L_{ic,t}}{K_{ic,t}}\right) - \frac{v_{ic,t}}{p_{ic,t}}$ es la tasa de bene-

ficio económico bruto y $v_{ic,t}$ es el coste de uso nominal del capital.

El coeficiente α_2 es positivo y mayor que la unidad. El coeficiente α_3 es negativo y su valor absoluto mayor que uno. El coeficiente α_4 es negativo bajo el supuesto de que la inversión no sea muy sensible al cash-flow y es positivo en presencia de imperfecciones en el mercado financiero. El término que recoge el *output* α_5 controla por la existencia de competencia imperfecta y se espera que el coeficiente sea positivo.

En la literatura empírica que analiza los efectos de la regulación en los mercados en la inversión, se utilizan datos microeconómicos y no agregados. Sin embargo, en este trabajo se utilizan datos regionales porque al igual que en Escribá y Murgui (2017) estamos interesados en analizar el efecto de las distintas regulaciones nacionales en los mercados de bienes y de trabajo sobre la inversión privada de las regiones europeas. Para ello se amplía la ecuación de Euler que acabamos de obtener para que incluya estas variables de regulación.

Así, suponemos que las variables de regulación afectan a la productividad del capital, de manera que

$$\frac{Q_{ict}}{K_{ict}} = F\left(\frac{K_{ict}}{K_{ict}}, \frac{L_{ict}}{K_{ict}}\right) - Z\left(\frac{K_{ict}}{K_{ict}}, \frac{L_{ict}}{K_{ict}}\right) = \Psi\left(\frac{L_{ict}}{K_{ict}}, \frac{L_{ict}}{K_{ict}}, MR_{ct}\right).$$

Es decir, la productividad del capital de una región depende positivamente de la ratio trabajo-capital de la región y negativamente de la ratio inversión/

capital de la región. Asimismo también depende de la regulación de los mercados (MR_{ct}). Estas regulaciones pueden afectar al mercado de bienes (MRP_{ct}) y al mercado de trabajo (MRL_{ct}).

Se espera un impacto negativo de la regulación en el mercado de bienes sobre la productividad del capital y, por tanto, sobre la inversión. Blanchard y Giavazzi (2003), en un modelo no competitivo de determinación del empleo, enfatizan el mecanismo por el cual los cambios en la regulación afectan el margen de precios sobre el coste marginal. La elasticidad de la demanda varía inversamente (aumento del *mark-up*) con el grado de regulación del mercado de productos. Alesina *et al.* (2005) proporcionan evidencia para demostrar que la regulación del mercado de productos puede influir en los costes a que se enfrentan las empresas al expandir su capacidad productiva. Su evaluación general muestra que las reformas regulatorias que reducen sustancialmente las barreras de entrada fomentan la inversión. Resultados similares obtienen Égert (2017) y Schiantarelli (2016).

Sin embargo, no hay acuerdo en la literatura sobre el signo del efecto de la regulación en el mercado de trabajo sobre la productividad del capital, por lo que es imposible *a priori*, determinar si el efecto será de un signo concreto. Además, la evidencia empírica encuentra efectos positivos y también negativos, así que el efecto de la regulación en el mercado de trabajo (MRL_{ct}) sobre la inversión es ambiguo. Una mayor regulación debería tener un impacto negativo en la inversión, al aumentar los costes de ajuste de las empresas ya que la instalación de nueva maquinaria a menudo requiere cambios en las prácticas de trabajo para utilizar el nuevo capital eficientemente. La presencia de MRL_{ct} puede inhibir estos cambios (Denny y Nickell, 1992). Por otro lado, una mayor regulación en el mercado laboral también significa mayores costes de mano de obra lo que alentará la sustitución de mano de obra y el aumento del capital así como tecnologías más intensivas en capital (Caballero y Hammour, 1998 y Autor, Kerr y Kugler, 2007). Kerdrain, Koske y Wanner (2010) encuentran un resultado similar, pero estadísticamente no significativo en las estimaciones para el indicador general de *EPL*, así como para sus componentes en contratos temporales y permanentes. Cuál de los dos efectos sobre la inversión domina es sobre todo un asunto empírico.

Así pues, teniendo en cuenta los determinantes de la productividad del capital obtenemos la siguiente especificación:

$$\left(\frac{I_{ic,t+1}}{K_{ic,t+1}}\right) = \beta_0 + \beta_1\left(\frac{I_{ict}}{K_{ict}}\right) - \beta_2\left(\frac{I_{ict}}{K_{ict}}\right)^2 - \beta_3\left(\frac{B_{ict}}{K_{ict}}\right) + \beta_4\left(\frac{L_{ict}}{K_{ict}}\right) + \beta_5 MR_{ct} + v_{ic,t+1} \quad [4]$$

Y a partir de esta ecuación [4], podemos expresar la especificación empírica básica como sigue:

$$\left(\frac{I_{ic,t}}{K_{ic,t}}\right) = \beta_1\left(\frac{I_{ic,t-1}}{K_{ic,t-1}}\right) - \beta_2\left(\frac{I_{ic,t-1}}{K_{ic,t-1}}\right)^2 - \beta_3\left(\frac{B_{ic,t-1}}{K_{ic,t-1}}\right) + \beta_4\left(\frac{L_{ic,t-1}}{K_{ic,t-1}}\right) + \beta_5 MR_{c,t-1} + d_t + \varepsilon_{ic,t} \quad [5]$$

siendo d_t los efectos temporales que tienen impacto en todas las regiones. Se tratan tales variables temporales como fijas –constantes desconocidas– incluyendo un conjunto de dummies temporales en todas las regresiones (15). Por último, $\varepsilon_{ic,t}$ indica las perturbaciones que satisfacen las propiedades habituales.

Las regresiones dinámicas de datos de panel presentan distintos problemas econométricos. Los más importantes hacen referencia, en primer lugar, a la heterogeneidad de la muestra –en nuestro caso variaciones inobservables entre regiones– cuyo tratamiento incorrecto de estos efectos específicos conduciría a la obtención de estimadores inconsistentes. En segundo lugar, la presencia como regresores de los desfases de la variable endógena que están correlacionados con los errores, de manera que el estimador OLS estará sesgado y será inconsistente.

Con el fin de solucionar estos problemas, siguiendo a Arellano y Bond (1991) se utiliza el método generalizado de momentos, el estimador en diferencias –*difference GMM*–. La idea del estimador *GMM* en diferencias es tomar primeras diferencias para eliminar la posible fuente de inconsistencia generada por la presencia de los efectos específicos regionales y utilizar los niveles de las variables explicativas desfasadas dos o más períodos como instrumentos para corregir la endogeneidad de las mismas. La consistencia de los estimadores descansa en la validez de las condiciones de ortogonalidad, es decir que los residuos estén serialmente incorrelacionados y que las variables explicativas sean exógenas. El contraste de sobreidentificación propuesto por Sargan (1958) y Hansen (1982) es utilizado para contrastar la validez de las condiciones de ortogonalidad –si los instrumentos son exógenos–. Asimismo, para contrastar la presencia de correlación serial de los residuos se utilizan los

estadísticos propuestos por Arellano y Bond (1991), cuya hipótesis nula es la no autocorrelación serial (16).

IV. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de los determinantes de la inversión privada productiva en las regiones europeas durante el período 2000-2014. Antes de discutir los resultados, en el cuadro n.º 2 se presentan los principales estadísticos de las variables utilizadas en la estimación, tanto de las variables que tienen dimensión regional como nacional, así como el número de observaciones disponibles para cada una de ellas.

En el cuadro n.º 3 se presentan los resultados de la estimación de los determinantes de la inversión privada no agrícola y no financiera en las regiones

CUADRO N.º 2
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES UTILIZADAS.
PERÍODO 2000-2014

VARIABLE	OBS	MEAN	STD. DEV.	MIN	MAX
$\left(\frac{I_{it}}{K_{it}}\right)$	2.420	0,099	0,018	0,043	0,226
$\left(\frac{I_{it}}{K_{it}}\right)^2$	2.420	0,010	0,004	0,002	0,051
$\left(\frac{B_{it}}{K_{it}}\right)$	2.420	0,059	0,043	-0,098	0,424
$\left(\frac{Q_{it}}{K_{it}}\right)$	2.420	0,496	0,097	0,267	1,176
$\left(\frac{L_{it}}{K_{it}}\right)$	2.420	0,009	0,003	0,004	0,039
Regulación en el mercado de trabajo (Instituto Fraser)					
LMR	2.420	2.900	0,713	1.553	4.290
HIRE	2.420	2.990	1.143	0,330	4.902
HFR	2.420	4.247	0,363	3.108	4.998
CC	2.420	3.347	0,672	1.709	4.712
HOURRE	2.420	3.020	1.001	0,000	4.860
Regulación en el mercado de bienes (Instituto Fraser)					
BR	2.420	1.883	0,517	1.008	3.654
BC	2.420	1.923	1.029	0,267	4.846
START	2.420	1.322	1.180	0,062	3.942
EXTPAY	2.420	1.656	0,843	0,332	4.254
Regulación en los mercados de trabajo y productos (OCDE)					
EPL	2.420	2.595	0,415	1.725	3.561
PMR	2.420	1.672	0,332	0,906	2.555
STATEC	2.420	2.501	0,553	1.405	4.045
BE	2.420	2.027	0,481	1.194	3.128
BTI	2.420	0,475	0,206	0,118	1.157

europas durante el período 2000-2014 siguiendo la ecuación [3]. Es decir, donde la tasa de inversión depende de la tasa de inversión desfasada, del cuadrado de esta, de la tasa de beneficio desfasada y de la relación capital producto también desfasada. Se emplean diferentes métodos de estimación: mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en la primera columna y efectos fijos (EF) en la segunda columna, que sabemos conducirán a estimadores sesgados e inconsistentes como se indicó en la sección anterior, y el método generalizado de momentos (en diferencias, *DIFF-GMM*) en la tercera columna, que corrige estos problemas.

Estas estimaciones tienen un doble objetivo: por un lado, mostrar los resultados de los diversos métodos de estimación utilizados para comparar el coeficiente estimado de la variable endógena desfasada, de manera que pueda ser contrastado el «sesgo de muestra finita» (17). Por otro lado, estimar una forma reducida de la ecuación de Euler como se estima en la mayoría de los trabajos que utilizan el modelo propuesto por Bond y Meghir (1994).

La variable dependiente correspondiente a las estimaciones cuyos resultados se presentan en el cuadro n.º 3 es la tasa de inversión (*I/K*). Respecto al coeficiente estimado de la variable endógena desfasada, este es positivo, mayor que la unidad y altamente significativo en todas las estimaciones consideradas. En el caso del estimador *DIFF-GMM*, se obtienen los resultados esperados, ya que el coeficiente estimado tiene un valor que se encuentra entre el obtenido para la estimación por *OLS* (sobreestimado) y el estimado por efectos fijos (infraestimado). Por esta razón, el método generalizado de momentos en diferencias (Arellano y Bond, 1991) se considera el más apropiado. Así pues, al realizar la estimación utilizando el método *GMM*, se obtendrán estimadores consistentes siempre que se acepte la validez de las condiciones de ortogonalidad (test de sobreidentificación de Sargan o Hansen) y la existencia de no autocorrelación de los residuos. Como se puede observar en la parte inferior del cuadro núm 3, se acepta la validez de los instrumentos elegidos (test de Hansen) y no se acepta la existencia de correlación de segundo orden (test AR [2]).

Para el período considerado 2000-2014, el coeficiente estimado de la tasa de inversión desfasada tiene el signo correcto y es mayor que la unidad, como sugiere la derivación de este modelo. El coefi-

CUADRO N.º 3
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN 2000-2014.
LA ECUACIÓN DE EULER

Variable dependiente $\left(\frac{I_{it}}{K_{it}}\right)$			
Método de estimación	OLS [1]	EF [2]	DIFF-GMM [3]
$\left(\frac{I_{it}}{K_{it}}\right)_{-1}$	1.229*** (0,098)	0,930*** (0,112)	1.013*** (0,429)
$\left(\frac{I_{it}}{K_{it}}\right)_{-1}^2$	-2.473*** (0,457)	-2.336*** (0,515)	-3.340*** (1,929)
$\left(\frac{B_{it}}{K_{it}}\right)_{-1}$	0,029*** (0,009)	0,135*** (0,017)	0,163*** (0,049)
$\left(\frac{Q_{it}}{K_{it}}\right)_{-1}$	0,006* (0,004)	0,018** (0,011)	0,067*** (0,029)
R ²	0,63	0,53	
Dummies temporales	Sí	Sí	Sí
Obs.	1694	1694	1573
Regiones	121	121	121
Test de Sargan o Hansen			[0,248]
Test AR[1]			[0,000]
Test AR[2]			[0,249]

Nota: Los errores estándar se presentan entre paréntesis. Para la columna [3] el estimador *GMM* es de dos etapas (two-step) y los errores estándar se han ajustado siguiendo a Windmeijer (2005). *Valores significativos al 10%, ** Valores significativos al 5 por 100 y *** Valores significativos al 1%. Los valores presentados para el test de Hansen el test AR(.) son los *p-values* para la hipótesis nula de válida especificación y no autocorrelación de primer y de segundo orden, respectivamente. Los instrumentos utilizados para la estimación de las ecuaciones en primeras diferencias son los niveles de las variables explicativas que consideramos endógenas desfasadas dos períodos y todos los desfases hasta un máximo de cinco.

ciente del cuadrado de la variable endógena desfasada es negativo y mayor que uno en valor absoluto, como se deriva del modelo estructural de costes de ajuste. Respecto a la estimación del coeficiente de la tasa de beneficio económico desfasada su signo es positivo y la variable es significativamente distinta de cero. El modelo teórico implica un coeficiente negativo, bajo el supuesto de que la empresa puede obtener la financiación que desee a un coste dado. Si este supuesto es incorrecto, entonces el término de flujo de beneficios puede reflejar restricciones de liquidez (véase Bond y Meghir, 1994, p. 211). Por último, el coeficiente estimado de la productividad del capital retardado es positivo y significativo, lo que es consistente con la presencia de competencia imperfecta en el mercado de bienes.

Los resultados de la estimación de la ecuación [5] se presentan en los cuadros 4 y 5 donde la tasa de inversión (I/K) depende de la tasa de inversión desfasada, del cuadrado de esta, de la tasa de beneficio desfasada, de la ratio trabajo-capital desfasada y de las variables que aproximan la regulación de los mercados de bienes y de trabajo. En estos cuadros se encuentran los resultados de la estimación utilizando el método generalizado de momentos en diferencias (*DIFF-GMM*). En el cuadro n.º 4 cuando las series que aproximan las variables de regulación son las que elabora la OCDE y en el cuadro n.º 5 utilizando las series de regulación elaboradas por el Instituto Fraser. Recordemos que estas variables de regulación que se incluyen en la ecuación [5] afectarán a la inversión de las regiones europeas a través de su influencia en la productividad del capital. En los dos cuadros que presentaremos a continuación solamente aparecerán aquellas variables de regulación que son significativamente distintas de cero. En el caso de las elaboradas por la OCDE son: *EPL* (legislación y protección al empleo) para el mercado de trabajo y *PMR* (regulación del mercado de productos) que es el indicador más agregado de la regulación en el mercado de bienes. De la desagregación de este indicador son significativamente distintos de cero: *STATEC* (control estatal) y *BE* (barreras al emprendimiento).

En referencia a las elaboradas por el Instituto Fraser las variables cuyos valores estimados son significativas son: *LMR* (regulaciones del mercado laboral), *HIRE* (reglamento de contratación y salario mínimo), *CC* (negociación colectiva centralizada) y *HOURRE* (reglamento de horas). Para el mercado de bienes, *BR* (regulaciones comerciales), *BC* (costes de burocracia), *START* (costes de iniciar un negocio) y *EXTPAY* (pagos adicionales/sobornos/favoritismo).

En el cuadro n.º 4 la validez de los instrumentos utilizados –test de Hansen– se acepta para todos los casos junto con la ausencia de autocorrelación de segundo orden como se puede observar en la parte inferior del cuadro. Recordemos que se incluyen como variables explicativas las variables de regulación (elaboradas por la OCDE) y la tasa de inversión desfasada, el cuadrado de la misma, la ratio trabajo-capital desfasada y la tasa de beneficio desfasada.

Los coeficientes de la tasa de inversión retardada, la tasa de inversión retardada al cuadrado y la tasa de beneficio retardada son significativos, aunque el coeficiente de relación trabajo/capital no lo es. Los

CUADRO N.º 4
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN 2000-2014. ECUACIÓN DE EULER CON LAS VARIABLES DE REGULACIÓN DE LA OCDE

Variable dependiente	<i>DIFF-GMM two step</i>			
	[1]	[2]	[3]	[4]
$\left(\frac{I_{i,t}}{K_{i,t}}\right)_{-1}$	1.268*** (0,439)	1.511*** (0,434)	1.480*** (0,437)	1.410*** (0,438)
$\left(\frac{I_{i,t}}{K_{i,t}}\right)_{-1}^2$	-6.113*** (1.878)	-7.002*** (1.882)	-7.048*** (1.894)	-4.693*** (1.928)
$\left(\frac{B_{i,t}}{K_{i,t}}\right)_{-1}$	0,119*** (0,041)	0,253*** (0,031)	0,223*** (0,033)	0,194*** (0,409)
$\left(\frac{L_{i,t}}{K_{i,t}}\right)_{-1}$	0,528 (0,507)	0,615 (0,610)	0,300 (0,466)	0,100 (0,410)
$(EPL)_{-1}$	0,028*** (0,008)			
$(PMR)_{-1}$		-0,009** (0,004)		
$(STATEC)_{-1}$			-0,007*** (0,002)	
$(BE)_{-1}$				-0,010*** (0,005)
Dummies temporales	Sí	Sí	Sí	Sí
Obs.	1.573	1.573	1.573	1.573
Regiones	121	121	121	121
Test de Hansen	[0,149]	[0,106]	[0,135]	[0,210]
Test AR[1]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
Test AR[2]	[0,175]	[0,263]	[0,141]	[0,090]

Nota: Los errores estándar se presentan entre paréntesis y se han ajustado siguiendo a Windmeijer (2005). *Valores significativos al 10%, ** Valores significativos al 5 por 100 y *** Valores significativos al 1%. Los valores presentados para el test de Hansen y test AR(-) son los *p-values* para la hipótesis nula de válida especificación y no autocorrelación de primer y de segundo orden, respectivamente. Los instrumentos utilizados para la estimación de las ecuaciones en primeras diferencias son los niveles de las variables explicativas que consideramos endógenas desfasadas dos períodos y todos los desfases hasta un máximo de cuatro para las variables de regulación de los mercados y un máximo de cinco para el resto de variables.

coeficientes de la tasa de inversión retardada y los de esta al cuadrado muestran los signos correctos y son mayores que la unidad. El coeficiente de la tasa de beneficio es positivo. Este resultado es el esperado si las empresas tienen restricciones de liquidez. En cuanto a los coeficientes de las variables de regulación, el de la legislación y protección al empleo (columna [1]) es positivo y significativo. Es decir, tiene un efecto positivo en la productividad del capital y, por tanto, en la tasa de inversión empresarial. Una mayor legislación de protección del empleo aumenta la sustitución de capital por mano de obra y tecnolo-

gías más intensivas en capital. Un resultado similar se obtiene en Cingano *et al.* (2014) para las empresas italianas. Por el contrario, contrasta con los estudios en países europeos (Calcagnini, Giombini y Saltari, 2009; Cingano *et al.*, 2010) que encuentran una relación negativa entre *EPL* y la inversión y la ratio capital-trabajo respectivamente (18).

Respecto a la estimación de las variables de regulación en el mercado de bienes, los resultados se presentan en las columnas [2] a [4] del cua-

dro n.º 4. Los resultados muestran que los coeficientes de la regulación del mercado de productos (*PMR*) que es el indicador más agregado elaborado por la OCDE y *STATEC* (control estatal) y *BE* (barreras al emprendimiento) son negativos y estadísticamente significativos. Es decir, durante el período 2000-2014, la regulación sobre el mercado de productos y concretamente las *BE* y *STATEC* tienen un efecto negativo sobre la productividad del capital y, por consiguiente, sobre la acumulación de capital en las regiones europeas.

CUADRO N.º 5
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN 2000-2014. ECUACIÓN DE EULER CON LAS VARIABLES DE REGULACIÓN DEL INSTITUTO FRASER

Variable dependiente $\frac{I_{ic,t}}{K_{ic,t}}$	Diff-GMM two step							
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
$\left(\frac{I_{ic,t}}{K_{ic,t}}\right)_{-1}$	0,855*** (0,338)	1,673*** (0,400)	1,172*** (0,461)	1,627*** (0,381)	0,800*** (0,360)	0,710** (0,389)	1,706*** (0,402)	1,439*** (0,437)
$\left(\frac{I_{ic,t}}{K_{ic,t}}\right)_{-1}^2$	-4,287*** (1,507)	-7,838*** (1,852)	-5,551** (2,097)	-7,487*** (1,707)	-3,243** (1,711)	-3,704*** (1,725)	-7,962*** (1,823)	-6,795*** (1,963)
$\left(\frac{B_{ic,t}}{K_{ic,t}}\right)_{-1}$	0,313*** (0,043)	0,218*** (0,043)	0,312*** (0,050)	0,261*** (0,042)	0,231*** (0,044)	0,281*** (0,051)	0,178*** (0,050)	0,250*** (0,042)
$\left(\frac{I_{ic,t}}{K_{ic,t}}\right)_{-1}$	0,702 (0,515)	0,892 (0,533)	0,606 (0,478)	0,595 (0,540)	1,722 (1,55)	1,093* (0,595)	0,557 (0,530)	0,882 (0,604)
$(LMR)_{c,-1}$	0,004*** (0,000)							
$(HIRE)_{c,-1}$		0,002*** (0,000)						
$(CC)_{c,-1}$			0,007** (0,003)					
$(HOURRE)_{c,-1}$				0,002*** (0,000)				
$(BR)_{c,-1}$					-0,006*** (0,002)			
$(BC)_{c,-1}$						-0,001*** (0,000)		
$(START)_{c,-1}$							-0,001** (0,000)	
$(EXTPAY)_{c,-1}$								-0,002** (0,001)
Dummies temporales	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Obs.	1.573	1.573	1.573	1.573	1.573	1.573	1.573	1.573
Regiones	121	121	121	121	121	121	121	121
Test de Hansen	[0,138]	[0,127]	[0,135]	[0,245]	[0,220]	[0,240]	[0,209]	[0,222]
Test AR[1]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
Test AR[2]	[0,098]	[0,177]	[0,115]	[0,496]	[0,704]	[0,074]	[0,255]	[0,184]

Nota: Los errores estándar ajustados (Windmeijer, 2005) se presentan entre paréntesis. *Valores significativos al 10%, ** Valores significativos al 5 por 100 y *** Valores significativos al 1%. Los valores presentados para el test de Hansen y test AR(·) son los *p-values* para la hipótesis nula de válida especificación y no autocorrelación de primer y de segundo orden, respectivamente. Los instrumentos utilizados para la estimación de las ecuaciones en primeras diferencias son los niveles de las variables explicativas que consideramos endógenas desfasadas dos periodos y todos los desfases hasta un máximo de cuatro para las variables de regulación de los mercados y un máximo de cinco para el resto de variables.

En el cuadro n.º 5 se presentan los resultados de la ecuación [5], pero utilizando como variables de regulación de los mercados de productos y de trabajo las elaboradas por el Instituto Fraser. La validez de los instrumentos utilizados se acepta para todos los casos junto con la ausencia de autocorrelación de segundo orden, como se puede observar en la parte inferior del cuadro n.º 5.

Los coeficientes de la tasa de inversión desfasada, la tasa de inversión desfasada al cuadrado y la tasa de beneficio desfasada al igual que en las presentadas en el cuadro 4 son significativos. Los coeficientes de la tasa de inversión retardada son positivos en todos los casos y mayor que la unidad a excepción de las columnas [1], [5] y [6]. La tasa de inversión retardada al cuadrado muestra el signo correcto y en valor absoluto también son mayores que la unidad. El coeficiente de la tasa de beneficio es positivo, luego corrobora la hipótesis de existencia de restricciones de liquidez. Respecto a los valores estimados de las variables de regulación aproximadas por los indicadores del Instituto Fraser, los resultados no cambian respecto a los estimados con los indicadores de la OCDE. Es decir, que los coeficientes de las variables de regulación del mercado de trabajo, en este caso el indicador agregado (*LMR*, columna [1]) y los desagregados *HIRE* (reglamento de contratación y salario mínimo, columna[2]), *CC* (negociación colectiva centralizada, columna[3]) y *HOURRE* (reglamento de horas, columna[4]) son positivos y significativos. Es decir, que la mayor regulación en el mercado de trabajo aumenta la productividad del capital y, en consecuencia, la inversión en las regiones europeas.

Los resultados para las variables de regulación del mercado de bienes también coinciden con los que obteníamos anteriormente con los indicadores de la OCDE. En concreto, el indicador más agregado de regulación en el mercado de bienes *BR* (columna [5]) y los más desagregados: *BC* (costes de burocracia, columna [6]), *START* (costes de iniciar un negocio, columna [7]) y *EXTPAY* (pagos adicionales/sobornos/favoritismo, columna [8]) tienen coeficientes estimados negativos y estadísticamente significativos. Es decir, que el exceso de burocracia de procedimiento, de tiempo y costes para poner en marcha un negocio desincentiva la inversión. Resultados similares obtienen Kerdrain, Koske y Wanner (2010). Asimismo, el indicador de los pagos adicionales/sobornos/favoritismo puede afectar el coste de la empresa cuando realice inversiones para expandir su capacidad productiva. De hecho, este indicador señala la existencia

de prácticas corruptas en el mercado de productos. Existe una amplia literatura empírica sobre el efecto de la corrupción en la inversión. Nuestros resultados están de acuerdo con el enfoque macro de Shleifer y Vishny (1993), Mauro (1995 y 1996) y Campos, Lien y Pradhan (1999). La corrupción aumenta el coste operativo, crea incertidumbre y, en consecuencia, disuade la inversión.

V. CONCLUSIONES

La inversión empresarial en Europa está inmersa en un estancamiento secular agravado por una fuerte caída en la crisis, añadida a una débil recuperación posterior. Multitud de trabajos apuntan, además de a la atonía de la producción e incertidumbre, los determinantes más coyunturales, hacia aspectos más estructurales como una insuficiente competitividad, a pesar de las reformas llevadas a cabo hasta los años inmediatamente posteriores a la crisis. Desde entonces, además, el ritmo de reforma decayó e incluso se observan retrocesos en algunos países.

En este artículo hemos abordado el impacto sobre la inversión empresarial de factores institucionales y regulatorios muy relacionados con el poder de mercado y el estado de la competencia. Para ello llevamos a cabo un análisis de los efectos de la intensidad de regulación en los mercados de productos y trabajo sobre la inversión productiva privada no agrícola en las regiones europeas en el período comprendido entre 2000 y 2014. Los datos regionales utilizados son los más actualizados de la *BD.EURS* (*NACE Rev. 2*) y los indicadores de la regulación en los mercados elaborados por la OCDE y el Instituto Fraser.

Nuestros resultados muestran que la inversión empresarial está correlacionada negativamente con el nivel de regulación nacional del mercado de productos. Control estatal, barreras a la creación de empresas, exceso de burocracia, tiempo y costes para poner en marcha un negocio, así como prácticas corruptas como pagos adicionales, sobornos y/o favoritismo, reducen la productividad del capital, aumentan los costes operativos y los costes de ajuste.

Respecto a la regulación del mercado laboral, protección y legislación del empleo, nuestros resultados muestran un impacto positivo en la inversión en este período 2000-2014. Mayor regulación

laboral –reglamentos de contratación y horas, salario mínimo, negociación colectiva centralizada– favorece la sustitución de trabajo por el capital y tecnologías más intensivas en capital.

Las políticas estructurales de fomento de la inversión productiva son fundamentales para el crecimiento económico sostenible en el largo plazo. La Comisión Europea y administraciones públicas nacionales y regionales deben esforzarse en la creación de un entorno favorable para emprender, innovar y desarrollar negocios, asumir riesgos, evitando pesadas y heterogéneas regulaciones, excesos de burocracia y en definitiva mejorando la competencia en el mercado de productos.

NOTAS

(*) Los autores agradecen al Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades, Agencia Estatal de Investigación y al FEDER, PGC2018-095821-B-I00 la financiación recibida así como a la Generalitat Valenciana PROMETEO/2016/097.

(1) CROUZET y EBERLY (2019) muestran que los aumentos de concentración e intensidad intangible pueden indicar poder de mercado y ganancias de eficiencia en el trabajo. La relación competencia-concentración es compleja: más y menos competencia puede conducir a más concentración. Autor *et al.* (2020) señalan modos de concentración (empresas *superstar*) que aumentan las tasas de patentes, la intensidad de capital y la productividad, efectos muy diferentes al poder de mercado. Véase SYVERSON (2019).

(2) Estos autores encuentran un creciente *mark-up* desde 1991 hasta 2007, que disminuye hasta 2009 y aumenta desde 2011.

(3) No existe una medida perfecta de la existencia de poder de mercado a nivel macro. Los indicadores tradicionales como las tasas de concentración o los márgenes de beneficio reflejan resultados del mercado y no están desprovistos de ambigüedad en sus mediciones (SYVERSON, 2019).

(4) Si la regulación impone un límite a la tasa de retorno del capital que las empresas pueden ganar, esto lleva a las empresas a aumentar el nivel de *stock* de capital más allá del nivel de maximización de beneficios para obtener una mayor remuneración total por capital, ALESINA *et al.*, 2005. Eliminar la restricción sobre la tasa de rendimiento (si es vinculante), en cambio, reduciría el *stock* de capital deseado y, por tanto, la inversión. Véase también SCHIANTARELLI (2016).

(5) THUM-THYSEN y CANTON (2017) señalan también que la relación entre la regulación flexible y la inversión intangible puede no ser lineal: algunas regulaciones del mercado de productos ofrecen a los innovadores incentivos para invertir al garantizar altos rendimientos *ex post*.

(6) Utilizando la misma muestra regional que en este trabajo, aunque con la base de datos anterior *BD.EURS* (NACE Rev. 1) se encontró en el período 1995-2007 que barreras más bajas para el emprendimiento y costes burocráticos más bajos tienen un mayor efecto positivo en el crecimiento de la productividad total de los factores (PTF). La corrupción (comisiones adicionales/sobornos/favoritismo) aumenta los costes operativos, distorsiona la asignación de recursos y afecta negativamente las actividades de innovación y, por ello, reduce el crecimiento de la PTF. Una mayor liberalización en el mercado laboral (regulación de contratación y despido, regulación horaria y protección y legislación laboral) tiene un efecto positivo y significativo en el crecimiento de la PTF.

(7) En ESCRIBÁ y MURGUI (2017) se recoge un *survey* de la literatura con referencia a los datos utilizados. Los estudios sobre el papel desempeñado por la regulación de los mercados a nivel regional son escasos, excepto aquellos relacionados con disparidades en las tasas de desempleo regional y productividad. También es escasa la estimación de funciones de inversión regionales, a pesar de la importancia de la inversión en la dinámica regional.

(8) Inversión en diseño y toda una variedad de activos de conocimiento que las empresas invierten para administrar sus negocios, incluidas las inversiones necesarias para mantener el valor de una marca (publicidad) y organización e innovaciones en la gestión y formación del capital humano.

(9) ESCRIBÁ *et al.* (2019). Esta base de datos está disponible en: <https://www.sepg.pap.hacienda.gob.es/sitios/sepg/es-ES/Presupuestos/DocumentacionEstadisticas/Documentacion/Paginas/BasededatosBDEURS.aspx>. La *BD.EURS* (NACE Rev. 2) supone una revisión importante de las clasificaciones de actividades económicas y productos respecto a la NACE Rev. 1. El creciente papel de las tecnologías de la información y las comunicaciones en los procesos productivos, la importancia cada vez mayor de los activos inmateriales, han hecho necesarias modificaciones en la manera en que se elaboran las estadísticas macroeconómicas.

(10) La inversión empresarial ha disminuido considerablemente en las economías avanzadas durante el período comprendido entre 2008 y 2014 y se sitúa un 20 por 100 por debajo de las previsiones previas a la crisis, la inversión privada total un 25 por 100, según el FMI (2015).

(11) Incluso en Alemania y Bélgica el declive de la inversión viene ya de mediados de los años noventa.

(12) Los indicadores elaborados por el Instituto Fraser tienen variabilidad temporal desde 2000 al 2016. Sin embargo, los índices de la OCDE se presentan para diferentes años según el indicador y el país. En general el indicador *PMR* se presenta para los años 1998, 2003, 2008, 2013 y 2018. Para el *EPL* se presenta una serie temporal desde 1985 hasta 2013, pero con muy poca variabilidad temporal. La variabilidad temporal que utilizamos en el análisis del punto 4 del trabajo se ha obtenido por la interpolación de las series originales. Ver CALCAGNINI, FERRANDO y GIOMBINI (2014).

(13) El indicador de *EPL* que utilizamos en el trabajo es un índice que agrega los contratos regulares y los temporales (*EP_v2*). Lo construimos utilizando las ponderaciones que especifica la OCDE a partir de los indicadores más desagregados: subindicador para los contratos regulares (*EPR_v1*, con una ponderación de 5/12), para los contratos temporales (*EPT_v1*, con ponderación de 5/12) y para despidos colectivos (*EPC* con ponderación 2/12). Puede verse la definición de los índices y ponderaciones en la OCDE en: <https://www.oecd.org/employment/emp/oecdindicatorsofemploymentprotection.htm>

(14) Sobre el reducido grado de implementación de las reformas en el mercado de productos, véase BCE (2016b).

(15) Otra posibilidad sería expresar las variables en desviaciones respecto a su media temporal lo que elimina la necesidad de introducir *dummies* temporales.

(16) Así, pues, se espera autocorrelación de primer orden, $AR[1]$, $\Delta \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$ estará correlacionado con $\Delta \varepsilon_{it-1} = \varepsilon_{it-1} - \varepsilon_{it-2}$, pero no autocorrelación de orden superior.

(17) BOND, HOFFLER y TEMPLE (2001) en la página 7 sugieren este test para comprobar si los estimadores sufren el *finite sample bias*. El coeficiente de la variable endógena desfasada se considerará consistente si su valor se encuentra comprendido entre el correspondiente a la estimación *OLS* y a la de efectos fijos.

(18) CINGANO *et al.* (2010) encuentran para un panel de empresas europeas que un *EPL* más estricto reduce la inversión por trabajador y el

capital por trabajador. Por el contrario, centrándose solo en empresas italianas, CINGANO *et al.* (2014) muestran que la introducción de costes de despido improcedente aumenta la relación capital-trabajo en empresas con menos de 15 empleados, en comparación con las empresas más grandes. CETTE, LÓPEZ y MAIRESSE (2016 y 2018), a nivel sectorial, encuentran que un EPL más estricto tiene un efecto positivo en el capital físico, un efecto no significativo sobre el capital de las TIC e impacta negativamente el capital de I+D.

BIBLIOGRAFÍA

- AGHION, P., BLOOM, N., BLUNDELL, R., GRIFFITH, R. y HOWITT, P. (2005). Competition and Innovation: An Inverted-U Relation. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), pp. 701-728.
- AGHION, P. y GRIFFITH, R. (2005). *Competition and Growth*. Cambridge (Massachusetts): The MIT Press.
- ALESINA, A., ARDAGNA, S., NICOLETTI, G. y SCHIANTARELLI, F. (2005). Regulation and investment. *Journal of the European Economic Association*, 3, pp. 791-825.
- ALEXANDER, L. y EBERLY, J. (2018). Investment Hollowing Out. *IMF Econ Rev*, 66, pp. 5-30.
- ARELLANO, M. y BOND, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.
- AUTOR, D. H., DORN, D., KATZ, L. F., PATTERSON, C. y REENEN, J. V. (2017). The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms. *Quarterly Journal of Economics [Internet]*. 2020; 135(2) pp. 645-709.
- AUTOR, D. H., KERR, W. y KUGLER, A. (2007). Does Employment Protections Reduce Productivity? Evidence from U.S. States. *The Economic Journal*, 117(521), pp. 189-217.
- BAJGAR, M., BERLINGIERI, G., CALLIGARIS, S., CRISCUOLO, C. y TIMMIS, J. (2019). Industry Concentration in Europe and North America. *OECD Productivity Working Papers*, 2019-18.
- BCE (2016a). Business investment developments in the euro area since the crisis. *Economic Bulletin*, Issue 7, Articles n.º 2, pp. 48-70.
- (2016b). The 2016 macroeconomic imbalance procedure and the implementation of the 2015 country-specific recommendations. *Economic Bulletin*, Issue 2.
- BESSEN, J. (2017). Information Technology and Industry Concentration. *Law & Economics Paper*, n.º 17-41. Boston University School of Law.
- BLANCHARD, O. y GIAVAZZI, F. (2003). Macroeconomic effects of regulation and deregulation in goods and labor markets. *Quarterly Journal of Economics*, 118(3), pp. 879-907.
- BOND, S., HOEFFLER, A. y TEMPLE, J. (2001). GMM Estimation of empirical growth models. *CEPR Discussion Paper Series*, n.º 3048.
- BOND, S. y MEGHIR, C. (1994). Dynamic investment models and the firm's financial policy. *Review of Economic Studies*, 61, pp. 197-222.
- BUSSIERE, M., FERRARA, L. y MILOVICH, J. (2015). Explaining the Recent Slump in Investment: The Role of Expected Demand and Uncertainty. *Working Paper Series*, n.º 571. Banque de France.
- CABALLERO, R. J. y HAMMOUR, M. (1998). Jobless Growth: Appropriability, Factor Substitution and Unemployment. *Carnegie-Rochester Conference Proceedings*, 48, pp. 51-94.
- CALCAGNINI, G., FERRANDO, A. y GIOMBINI, G. (2013). Multiple market imperfections, firm profitability and investment. Paper prepared for the 34th Italian Conference on Regional Science of AISRe, september.
- (2014). Does employment protection legislation affect firm investment? *Economic Modelling*, 36, pp. 658-665.
- CALCAGNINI, G., GIOMBINI, G. y SALTARI, E. (2009). Financial and labour market imperfections and investment. *Economics Letters*, 102(1), pp. 22-26.
- CALCAGNINI, G., GIOMBINI, G. y TRAVAGLINI, G. (2019). A theoretical model of imperfect markets and investment. *Structural Change and Economic Dynamics*, 50, pp. 237-244.
- CALLIGARIS, C., CRISCUOLO, CH. y MARCOLIN, L. (2018). Mark-ups in the Digital Era. *OECD Working Papers*, 2018/10.
- CAMBINI, C. y RONDÌ, L. (2012). Capital structure and investment in regulated network utilities: evidence from EU Telecoms. *Industrial and Corporate Change*, 21(1), pp. 31-71.
- CAMPOS, J. E., LIEN, D. y PRADHAN, S. (1999). The impact of corruption on investment: predictability matters. *World Development*, 27(6), pp. 1059-1067.
- CETTE, G., LÓPEZ, J. y MAIRESSE, J. (2016). Labour market regulations and capital intensity. *NBER Working Papers*, n.º 22603.
- (2018). Employment Protection Legislation impacts on Capital and Skills Composition. *Economie et Statistique/ Economics and Statistics*, n.º 503-504, pp. 109-122.
- CINGANO, F., LEONARDI, M., MESSINA, J. y PICA, G. (2010). The Effect of Employment Protection Legislation and Financial Market Imperfections on Investment: Evidence from a Firm-Level Panel of EU Countries. *Economic Policy*, 25(61), pp. 117-163.
- (2014). Employment Protection Legislation, capital investment and access to credit: evidence from Italy. *The Economic Journal*, 126(595), pp. 1798-1822.
- CORRADO, C., HASKEL, J., JONA-LASINIO, C. y IOMMI, M. (2012). Intangible Capital and Growth in Advanced Economies: Measurement Methods and Comparative Results. *IZA Discussion Papers*, n.º 6733.
- (2018). Intangible investment in the EU and US before and since the Great Recession and its contribution to productivity growth. *Journal of Infrastructure, Policy and Development*, 2(1), pp. 11-36.
- CROUZET, N. y EBERLY, J. (2019). Understanding Weak Capital Investment: The Role of Market Concentration and Intangibles. *NBER Working Papers*, n.º 25869.

<p>DE-LOECKER, J. y ECKHOUT, J. (2018). Global Market Power. <i>NBER Working Papers</i>, 24768.</p> <p>DENNY, K. y NICKELL, S. (1992). Unions and investment in British industry. <i>The Economic Journal</i>, 102, pp. 874-887.</p> <p>DÍEZ, F., FAN, J. y VILLEGAS-SÁNCHEZ, C. (2019). Global Declining Competition. <i>IMF Working Papers</i>, n.º 19/82.</p> <p>DÍEZ, F., LEIGH, D. y TAMBUNLERTCHAI, S. (2018). Global Market Power and its Macroeconomic Implications. <i>IMF Working Papers</i>, n.º 18/137.</p> <p>DÖTTLING, R., GUTIÉRREZ, G. y PHILIPPON, TH. (2017). Is there investment gap in advanced economies? If so, Why? <i>Investment and Growth in Advanced Economies</i>. ECB Forum on Central Banking. Sintra (Portugal).</p> <p>EBERLY, J. (2017). Comment on 'Is there an Investment Gap in Advanced Economies?' by Robin Döttling, Gutiérrez and Philippon. <i>Investment and Growth in advanced economies</i>. ECB Forum on Central Banking. Sintra (Portugal).</p> <p>ÉGERT, B. (2017). Regulation, Institutions and Aggregate Investment: New Evidence from OECD Countries. OECD, <i>ECO/WKP</i>, 24.</p> <p>EGGERTSSON, G., ROBBINS, J. A. y WOLD, E. G. (2018). Kaldor and Piketty's Facts: The Rise of Monopoly Power in the United States. Washington Center for Equitable Growth Working Paper.</p> <p>ESCRIBÁ, F. J y MURGUI, M. J. (2009). Government policy and industrial investment determinants in Spanish regions. <i>Regional Science and Urban Economics</i>, 39, pp. 479-488.</p> <p>— (2017). Do market regulations reduce investment? Evidence from European regions. <i>Regional Studies</i>, 51(9), pp. 1336-1347.</p> <p>— (2018). Technology Catching-up and Regulation in European Regions. <i>Journal of Productivity Analysis</i>, 49(1), pp. 95-109.</p> <p>ESCRIBÁ-PÉREZ, J., GÓMEZ-TELLO, A., MURGUI-GARCÍA, M. J. y SANCHIS-LLOPIS, M. T. (2019). <i>BD.EURS (NACE Rev. 2) database: New estimations</i>. Documento de Trabajo. D-2019-01. Dirección General de Presupuestos, Ministerio de Economía y Función Pública.</p> <p>FMI (2015). Private Investment: what's the holdup? En: <i>World Economic Outlook. Uneven Growth: Short- and Long-Term Factor</i>, capítulo 4, pp. 111-144.</p> <p>FRASER Institute. Economic Freedom. http://www.fraserinstitute.org/programs-initiatives/economic-freedom.aspx</p> <p>GRIFFITH, R. y HARRISON, R. (2004). The link between product market reform and macro-economic performance. <i>Economic Papers</i>, 209, 153 pages. European Commission.</p> <p>GUTIÉRREZ, G. y PHILIPPON, T. (2017^a). Declining Competition and Investment in the U.S. <i>NBER Working Papers</i>, n.º 23583.</p>	<p>— (2017b). Investment-less Growth: An Empirical Investigation. <i>Brookings Papers on Economic Activity</i>, Fall 2017, pp. 89-182.</p> <p>— (2018a). How EU Markets Became More Competitive Than US Markets: A Study of Institutional Drift. <i>NBER Working Papers</i>, n.º 24700.</p> <p>— (2018b). Ownership, Concentration, and Investment. <i>AEA Papers and Proceedings</i>, 108, pp. 432-37.</p> <p>HALL, R. E. (2016). The Anatomy of Stagnation in a Modern Economy. NBER, May 13.</p> <p>— (2017). <i>Sources and Mechanisms of Stagnation and Impaired Growth in Advanced Economies</i>. ECB Forum on Central Banking, June.</p> <p>HANSEN, L. P. (1982). Large sample properties of Generalized Method of Moments estimators. <i>Econometrica</i>, 50, pp. 1029-1054.</p> <p>HØJ, J., JIMÉNEZ, M., MAHER, M., NICOLETTI, G. y WISE, M. (2007). Product Market competition in the OECD Countries: Taking Stock and Moving Forward. OECD Economics Department. <i>Working Papers</i>, n.º 575. Paris, OECD.</p> <p>KEDRAIN, C., KOSKE, I. y WANNER, I. (2010). The impact of structural policies on saving, investment and current accounts. <i>OECD Economics Department Working Papers</i>, n.º 815.</p> <p>KURZ, M. (2017). <i>On the Formation of Capital and Wealth: IT, Monopoly Power and Rising Inequality</i>. W.P Stanford University.</p> <p>LEBOEUF, M. y FAY, B. (2016). What is behind the weakness in global investment? <i>Bank of Canada Staff Discussion Paper</i>, n.º 2016-5. Ottawa: Bank of Canada.</p> <p>LEWIS, C. y MENKYN, F. (2014). Investment Gaps after the Crisis. <i>OECD Economics Department Working Papers</i>, n.º 1168.</p> <p>MAURO, P. (1995). Corruption and Growth. <i>Quarterly Journal of Economics</i>, 110, pp. 681-712.</p> <p>— (1996). The effects of corruption on growth, investment and government expenditure. <i>IMF Working Papers</i>, n.º 96/98.</p> <p>NICOLETTI, G. y SCARPETTA, S. (2003). Regulation, Productivity and Growth. <i>Economic Policy</i>, 36, pp. 11-72.</p> <p>OLLIVAUD, P., GUILLEMETTE, Y. y TURNER, D. (2018). Investment as a Transmission mechanism from weak demand to weak supply and the post-crisis productivity slowdown. <i>OECD Economic Department Working Papers</i>, n.º 1466.</p> <p>SARGAN, J. D. (1958). The estimation of economic relationships using instrumental variables. <i>Econometrica</i>, 26, pp. 393-415.</p> <p>SCHIANTARELLI, F. (2016). Do product market reforms stimulate employment, investment, and innovation? <i>IZA World of Labor</i>, 2016. 266. doi: 10.15185/izawol.266</p> <p>SCHREYER, P. y ZINNI, B. (2018). <i>Productivity Measurement, R&D Assets and Mark-ups in OECD Countries</i>. OECD Statistics and Data Directorate.</p>
--	---

SHLEIFER, A. y VISHNY, R. W. (1993). Corruption. *Quarterly Journal of Economics*, 108, pp. 599-617.

SYVERSON, CH. (2019). *Macroeconomics and Market Power: Facts, Potential Explanations and Open Questions*. Brookings Economic Studies. University of Chicago Booth School of Business and NBER.

THUM-THYSEN, A. y CANTON, E. (2015). Estimation of service sector mark-ups determined by structural reform indicators. *European Economy Economic Papers*, n.º 547. European Commission, DG ECFIN.

THUM-THYSEN, A. y CANTON, E. (2017). Estimating Mark-ups and the Effect of Product Market Regulations in Selected Professional Services Sectors: A Firm-level Analysis. *Discussion Papers*, n.º 046. European Commission.

WECHE, J. P. y WAMBACH, A. (2018). The Fall and Rise of Market Power in Europe. *ZEW Discussion Papers*, n.º 18-003.

WINDMEIJER, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126, pp. 25-51.