

Boundi Chraki, Fahd

Article

Tipo de cambio real y ventaja absoluta de costo: España, 2000-2014

Investigación Económica

Provided in Cooperation with:

Facultad de Economía, Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM)

Suggested Citation: Boundi Chraki, Fahd (2019) : Tipo de cambio real y ventaja absoluta de costo: España, 2000-2014, Investigación Económica, ISSN 2594-2360, Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), Facultad de Economía, Ciudad de México, Vol. 78, Iss. 307, pp. 119-145,
<https://doi.org/10.22201/fe.01851667p.2019.307.68448>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/217349>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>

TIPO DE CAMBIO REAL Y VENTAJA ABSOLUTA DE COSTO: ESPAÑA, 2000-2014

*Fahd Boundi Chraki*¹

Posdoctorante de la Facultad de Economía de la UNAM (México) y
Departamento de Economía Aplicada, Estructura e Historia de la
Universidad Complutense de Madrid (España)
Correo electrónico: fboundi@ucm.es

Recibido el 2 de junio de 2018. Aceptado el 29 de agosto de 2018.

RESUMEN

En esta investigación se busca contrastar la hipótesis de que el tipo de cambio real efectivo entre los sectores manufactureros de España y el de sus socios de la Unión Europea se encuentra regulado, en el periodo 2000-2014, por los costos laborales unitarios verticalmente integrados relativos y las diferencias intrasectoriales de la tasa de ganancia. Utilizando técnicas de cointegración en datos de panel, los resultados apuntan a que entre las tres variables existe una relación estable en el largo plazo. De igual manera, los vectores de cointegración indican que la posición competitiva de los sectores manufactureros españoles está asociada de forma positiva con la disminución de los costos unitarios de producción, en tanto que se relaciona de forma negativa con el incremento de la brecha de rentabilidad intrasectorial.

¹ El autor desea expresar su agradecimiento a Ignacio Perrotini por sus valiosas observaciones, así como a la Dirección General de Asuntos del Personal Académico (DGAPA) de la UNAM por la financiación recibida a través del Programa de Becas Posdoctorales 2018.

<http://dx.doi.org/10.22201/fe.01851667p.2019.307.68448>

Palabras clave: España, Unión Europea, cointegración en panel de datos, competitividad, desarrollo desigual.

Clasificación JEL: B51, C01, F10, F20.

REAL EXCHANGE RATE AND ABSOLUTE COST ADVANTAGE: SPAIN, 2000-2014

ABSTRACT

This research is aimed to test the hypothesis that the real effective exchange rate between Spain's manufacturing sectors and its European Union partners has been governed by the relative vertically integrated unit labor costs and the intrasectoral differences of the profit rate during 2000-2014. Using panel cointegration techniques, the results suggest that there exists a stable long-run relationship between those three variables. Likewise, cointegration vectors indicate that the Spanish manufacturing competitiveness is positively associated with the decrease in unit costs of production, while it is negatively related to the increase in the intrasectoral profitability gap.

Key words: Spain, European Union, panel cointegration, competitiveness, uneven development.

JEL classification : B51, C01, F10, F20.

1. INTRODUCCIÓN

La entrada en vigor, el primero de noviembre de 1993, del Tratado de Maastricht convirtió a la Unión Europea en la primera y única gran área económica con libre movilidad de mercancías, capital y fuerza de trabajo (Nugent, 2017; Molle, 2017). Bajo esta condición, la teoría económica tiene a bien enunciar un proceso de convergencia regional en la productividad laboral y el ingreso per cápita (Baumol, 1986; Barro y Sala-i-Martin, 1992; Mankiw, Romer y Weil, 1992), el cual, empero, es conculcado por la evidencia empírica (Martino, 2015; Jäger y Springler, 2015; Molle, 2017; Dooley, 2019). A lo largo de las tres últimas décadas, la brecha de productividad, el desarrollo desigual y los desequilibrios de la balanza comercial entre los 28 Estados miembros de la Unión Europea se han acentuado (Jäger y Springler, 2015; Dooley, 2019).

Dentro de este grupo de países, España exhibe un conjunto de particularidades que exhortan a su análisis. Caracterizada por ser una

economía cuyo crecimiento ha sido sostenido históricamente por los sectores de bienes y servicios no transables, durante la recesión el sector exportador ha cobrado una inusitada importancia (Dones Tacero, Heredero de Pablos y Ruesga Benito, 2017).

Prima facie, los saldos positivos de la balanza comercial intraeuropea en los últimos años parecen sugerir que las empresas españolas se encuentran mejor situadas para enfrentar la competencia internacional (Eurostat, 2018a). Desde un enfoque de economía política, la posición competitiva de los sectores españoles de mercancías transables en la Unión Europea puede dilucidarse con base en la teoría de la ventaja absoluta de costo de Shaikh (1990 y 2016).

En virtud de lo anterior, el objetivo de la presente investigación consiste en ofrecer suficiente evidencia empírica que apoye la hipótesis de que el tipo de cambio real efectivo entre los sectores manufactureros de España y sus socios comunitarios se encuentra regulado, en el lapso que va desde 2000 hasta 2014, por los niveles relativos de los costos laborales unitarios verticalmente integrados y las diferencias intrasectoriales de la tasa de ganancia.

La principal novedad de este trabajo en relación con otras investigaciones (Shaikh, 1990 y 2016; Antonopoulos, 1999; Martínez-Hernández, 2010 y 2017; Góchez Sevilla y Tablas, 2013; Seretis y Tsaliki, 2016; Boundi Chraki, 2017 y 2018a; Tsaliki, Paraskevopoulou y Tsoulfidis, 2018) reside en el hecho de que se trata de la primera contrastación econométrica de la teoría de la ventaja absoluta de costo que emplea los datos de *The World Input-Output Database Release 2016* (en adelante WIOD) para el cálculo de los costos laborales unitarios verticalmente integrados.

El estudio se estructura en cinco partes. En la primera se realiza un sucinto recorrido teórico en torno a los conceptos de la competencia real y la ventaja absoluta de costo de la economía política clásica y marxiana. En la segunda se presentan los datos y el modelo econométrico. Enseguida se analizan los resultados obtenidos; en la cuarta parte se discute la evidencia estadística y al final se resumen las principales conclusiones.

2. COMPETENCIA REAL Y VENTAJA ABSOLUTA DE COSTO

La economía política clásica y marxiana tienen a bien concebir la competencia real como el mecanismo por el cual las leyes de la acumula-

ción adquieren su manifestación (Smith, 1776 [2010]; Ricardo, 1821 [1973]; Sismondi, 1827 [2016]; Marx, 1867 [2006a]; 1894 [2006b], y 1939 [2014]). En la esfera de la producción, la subsunción del trabajo en el capital conlleva la extracción del plusvalor a través de la reducción del salario relativo, la extensión o el aumento de la intensidad de la jornada laboral, la introducción del cambio técnico y el incremento de la escala productiva.²

En la esfera de circulación, la competencia enfrenta a vendedores contra vendedores, a vendedores contra compradores y, finalmente, a compradores contra compradores. En virtud de ello, la competencia no sólo opera sobre los precios y las ganancias, cuanto que también lo hace sobre los salarios y las rentas (Shaikh, 2016).

En tal sentido, el enfoque dinámico de los clásicos y de Karl Marx descansa en tres principios fundamentales (Weeks, 1978 [2009]; Semmler, 1984; Tsoulfidis, 2015). La competencia se define como movimiento del capital. El cambio técnico se integra en dicho movimiento del capital. Dentro de cada sector la eficiencia productiva (condiciones técnicas de producción) se desarrolla de forma desigual.

De esta suerte, se distinguen dos dimensiones de la competencia: la intrasectorial y la intersectorial. En el interior de una rama, las empresas se encuentran inmersas en la batalla por conquistar la mayor cuota de mercado, en tanto que el precio y la publicidad representan, respectivamente, el arma y la propaganda para persuadir a sus potenciales consumidores (Shaikh, 2016).

La guerra de precios y la preferencia de los consumidores por las mercancías más baratas exige a cada empresa individual ajustar su estructura de costos,³ ya sea introduciendo nuevas técnicas de producción,

² Fine y Saad-Filho (2016 [2017]) afirman que a nivel institucional la hegemonía del capital sobre el trabajo se asegura por medio de procedimientos de engarce de la propiedad y el control constituidos jerárquicamente bajo el imperativo de garantizar la maximización de la eficiencia corporativa. Estos autores agregan que, con harta frecuencia, dichos mecanismos actúan en detrimento de las condiciones de bienestar de los trabajadores asalariados.

³ No obstante, debe señalarse que entre los costos más importantes que han de enfrentar las empresas están los asociados al transporte, la energía, los impuestos y el pago de los intereses de la deuda, los cuales no dependen únicamente de sus condiciones técnicas individuales de producción o de los salarios reales. Las condiciones técnicas generales de

o bien adaptando métodos de organización del trabajo más eficientes. En sentido de Shaikh (2016), aquello conduce a la *ley de los precios correlacionados*, según la cual las empresas de un sector tienden a vender sus mercancías [homogéneas] a un mismo precio de mercado. Por lo anterior, las diversas estructuras de costo de las empresas del sector devienen en la constelación dispar de las tasas de ganancia.

Consiguientemente, las empresas que gozan de condiciones técnicas de producción más baratas y salarios relativos más bajos, ostentan una ventaja absoluta de costo que se traduce en la apropiación de ganancias extraordinarias. Sobre esta cuestión conviven dos explicaciones contrapuestas.

Grossman (1929 [2004]), Carchedi (1991) y Shaikh (1990 y 2016) infieren que la competencia intrasectorial involucra la transferencia del valor de las empresas rezagadas a las empresas mejor dotadas tecnológicamente. De acuerdo con estos autores, las empresas que hacen uso de técnicas intensivas en fuerza de trabajo generan más valor, el cual, ulteriormente, es transferido a las empresas líderes a través de los precios de mercado. Empero, en el capítulo X del libro I de *El capital* Marx (1867 [2006a], pp. 250-258) ofrece una explicación que objeta la previamente reseñada.

Según Marx, el valor individual de las empresas con las mejores técnicas del sector se sitúa por debajo del valor social. Esto quiere decir que la fuerza de trabajo dotada de la técnica más avanzada deviene trabajo potenciado que requiere de menos tiempo socialmente necesario para producir la misma cantidad de mercancías que el trabajo social medio.

Ergo, para un mismo lapso el trabajo potenciado se encuentra capacitado para engendrar más valor que el trabajo social medio, de tal suerte que las empresas poseedoras de la tecnología más moderna se apropian de más plusvalor en relación con sus competidores. Baste decir que una vez estandarizada la técnica de producción más eficiente, la ganancia extraordinaria desaparece. *Grosso modo*, la noción de trabajo potenciado ubica el origen del plusvalor y la ganancia extraordinarios en la esfera

producción y el papel institucional son también determinantes en la obtención de ventajas competitivas. Así, por ejemplo, una deficiente infraestructura económica no permitirá reducir los costos del transporte o de energía, mientras que una fuerte carga impositiva o unos elevados tipos de interés comprimirán las ganancias netas de las empresas.

de producción, contraviniendo la tesis del intercambio desigual. En lo que sigue, la posición que se adopta en esta investigación coincide con la exposición de los economistas clásicos y de Marx.

La competencia intersectorial, a su vez, concierne el mecanismo que enfrenta a las empresas productoras de valores de uso diferentes (mercancías heterogéneas). Puesto que la obtención de la máxima tasa de ganancia se erige en el *primum movens* de la sociedad capitalista, el capital migrará hacia las ramas más rentables. Este movimiento del capital provoca el exceso de la oferta que abate el precio de mercado hasta equiparlo con el precio de producción, de tal manera que elimina la tasa de ganancia extraordinaria. Luego, la competencia intersectorial tiende a uniformar las tasas de ganancia del conjunto de la economía.

Nótese que la competencia intrasectorial y la competencia intersectorial comportan dos tendencias aparentemente confrontadas: la desigualdad de las tasas de ganancia dentro de las ramas y la igualación entre las mismas. La respuesta a este enigma se encuentra en lo que denomina Shaikh (1990 y 2016) los capitales reguladores, quienes fungen como los precio-determinantes de cada sector merced a que sus condiciones técnicas de producción son las mejor reproducibles.

En una economía nacional los precios relativos y los flujos del capital dinero tienen sus centros de gravitación de largo plazo en los precios de producción y las tasas de ganancia de los capitales reguladores, respectivamente. En términos matemáticos, esta correspondencia puede expresarse de la subsecuente forma (Shaikh, 1990 y 2016; Guerrero, 1995; Antonopoulos, 1999; Martínez-Hernández, 2010 y 2017; Góchez Sevilla y Tablas, 2013). Dado un país, los precios relativos de dos mercancías cualesquiera, en adelante, P_i y P_j , se encuentran regulados en el largo plazo por los precios de producción de los capitales reguladores, en adelante, P_i^* y P_j^* :

$$\frac{P_i}{P_j} \cong \frac{P_i^*}{P_j^*} \quad [1]$$

Los precios de los capitales reguladores poseen como centro de gravitación sus respectivos costos laborales unitarios verticalmente integrados (vr_i^* y vr_j^*), en cuanto aproximación del trabajo social expresado en dinero:

$$\frac{P_i}{P_j} \cong \frac{P_i^*}{P_j^*} \equiv \frac{vr_i^*}{vr_j^*} \equiv \frac{\mathbf{a}_0(\mathbf{I} - \mathbf{A}^\theta)^{-1} \mathbf{w}_i^*}{\mathbf{a}_0(\mathbf{I} - \mathbf{A}^\theta)^{-1} \mathbf{w}_j^*} \quad [2]$$

donde \mathbf{a}_0 corresponde al vector columna de los coeficientes de trabajo directos,⁴ $(\mathbf{I} - \mathbf{A}^\theta)^{-1}$ denota la matriz inversa de requerimientos totales,⁵ en tanto que \mathbf{w}_i^* y \mathbf{w}_j^* son los vectores fila de los salarios reales. De la ecuación [2] se desprende que la ley del valor gobierna los términos reales de intercambio nacionales (Shaikh, 1990 y 2016; Martínez-Hernández, 2017).

Cabe destacar que aun cuando los autores de la economía política aceptan de forma unánime que los términos nacionales de intercambio están subordinados a la ventaja absoluta de costo, Ricardo (1821 [1973], capítulo VII, p. 110) escribe que: “la misma ley que regula el valor relativo de las mercancías en un país no regula el valor relativo de las mercancías cambiadas entre dos o más países”. El perspicaz economista clásico se convence de haber encontrado dos mecanismos reguladores que equilibran *post festum* las balanzas comerciales. El primero de ellos pertenece a la *teoría cuantitativa del dinero* en su versión *à la* David Hume, según la cual los movimientos de los precios de las mercancías varían proporcionalmente con los cambios en la cantidad de dinero oro en circulación. El segundo está referido a la inmovilidad internacional del capital, esto es, el proceso de la igualación de las tasas de ganancias no se reproduce a nivel mundial. El punto de vista ricardiano se complace en demostrar que los términos reales de intercambio entre las

⁴ De acuerdo con Pasinetti (1977), el vector de los coeficientes de trabajo directos se halla como la relación entre la producción bruta y la cantidad de trabajo para cada *i*-enésimo sector del sistema insumo-producto. En vista de que la matriz inversa mide los requerimientos directos e indirectos para obtener la *i*-enésima mercancía final, $\mathbf{a}_0(\mathbf{I} - \mathbf{A}^\theta)^{-1}$ se define como los coeficientes de trabajo verticalmente integrados que cuantifican la cantidad de trabajo directo e indirecto que se ha incorporado en cada *i*-enésima mercancía final. Adviértase que de la inversa de los coeficientes de trabajo verticalmente integrados se extrae la productividad global, *i.e.*, la productividad directa e indirecta de la fuerza del trabajo de cada *i*-enésimo sector del sistema insumo-producto. Cabe añadir que Shaikh (2016) reformula este sistema sraffiano de precios por medio de la descomposición de precios *à la* Adam Smith, a fin de adaptarlo a una economía monetaria de producción.

⁵ A diferencia de la matriz inversa de Leontief, la matriz inversa de la ecuación [2] incluye en su definición los requerimientos directos e indirectos de capital circulante por unidad de producto y los de capital fijo por unidad de producto.

naciones dependen de la ventaja comparativa intersectorial, no de la ventaja absoluta de costo intrasectorial.

La crítica de Shaikh (1990 y 2016) del enfoque de la ventaja comparativa de Ricardo hace hincapié, precisamente, en estos dos mecanismos. Shaikh otorga un importante papel a la teoría del dinero de Marx en oposición al cuantitvismo de Ricardo. Siguiendo el enfoque monetario de Sir James Steuart, Marx apunta a que el exceso de dinero oro es retirado de la esfera de circulación como consecuencia de su función en cuanto reserva de valor, lo cual eleva las reservas bancarias y, *ex post*, reduce las tasas de interés (Boundi Chraki, 2018c). Shaikh agrega que el planteamiento de Marx engarza con la importancia que adjudica Harrod (1957) a los flujos internacionales del capital financiero. Harrod aduce que los desequilibrios de la balanza comercial suponen las salidas y las entradas de dinero mundial, de suerte que alteran las tasas de interés y condicionan el movimiento del capital financiero. En los países deficitarios, las altas tasas de interés atraen inversiones financieras procedentes de los países superavitarios que compensan la balanza de pagos.

Con base en lo anterior, Shaikh postula que un país que disfruta de más baratas condiciones técnicas generales de producción y de salarios relativos menores que sus competidores extranjeros, tendrá en determinados sectores una ventaja absoluta de costo. *Id est*, los términos reales de intercambio entre las naciones estarán regulados en el largo plazo por los niveles relativos de los costos laborales unitarios verticalmente integrados de los capitales reguladores ubicados en cada nación. A fin de expresar esta relación, se incluye en la ecuación [2] el tipo de cambio real efectivo (*TCR*), en tanto que el nivel general de precios (*ipc*), al contener en su definición las mercancías no transables, es ajustado por el precio de las mercancías transables (*pct*). En términos matemáticos tenemos:

$$TCR \equiv e * \frac{P^*}{P} \approx \left(\frac{vr^*}{vr} \right) \left(\frac{\frac{ipc^*}{pct^*}}{\frac{ipc}{pct}} \right) \equiv \left(\frac{vr^*}{vr} \right) \left(\frac{\tau^*}{\tau} \right) \quad [3]$$

donde *e* es el tipo de cambio nominal efectivo (divisa nacional/divisa extranjera); el símbolo * indica el país extranjero; *P** y *P* son los precios

de las mercancías transables extranjeras y nacionales respectivamente, vr^* y vr se refieren a los costos laborales unitarios verticalmente integrados de los capitales reguladores de los sectores exportadores extranjeros y nacionales respectivamente, mientras que τ^* y τ son los ajustes de las mercancías no transables entre las mercancías transables.

Es interesante hacer notar que la ventaja absoluta de costo se encuentra estrechamente conectada con las tesis de la *causación circular acumulativa* de Myrdal (1957) y el *crecimiento desequilibrado* de Hirschman (1958). Como corolario de los rendimientos crecientes de los sectores manufactureros exportadores y el movimiento internacional del capital, las economías de aglomeración favorecen que en ciertas regiones la productividad de los capitales reguladores crezca por encima del promedio social mundial, reforzando de esta manera su ventaja absoluta de costo para con sus competidores extranjeros al tiempo que acentúa el desarrollo desigual.

Asimismo, Guerrero (1995) pone énfasis en que la ventaja absoluta de costo se puede interpretar como una ventaja en la tasa de explotación. El planteamiento de Guerrero es muy sugerente. En contraposición a la tesis del intercambio desigual entre las naciones que coligen de la ventaja absoluta costo, Seretis y Tsaliki (2016) y Tsaliki, Paraskevopoulou y Tsoulfidis (2018), Guerrero parece seguir la proposición de Marx según la cual los países más competitivos son aquellos cuya fuerza de trabajo funge como un trabajo potenciado en relación con el trabajo medio social en escala mundial. O, dicho en otra manera, las empresas de los sectores exportadores de las naciones que disfrutan de saldos comerciales superavitarios generan más valor por unidad de tiempo (Astarita, 2013; Boundi Chraki, 2018b). En vista de lo anterior, Guerrero llama la atención acerca de que las naciones que ostentan una ventaja absoluta de costo intrasectorial se caracterizan por poseer elevados salarios nominales y reales.

No obstante, Guerrero puntualiza que el país con salarios más altos sólo será más competitivo que su rival extranjero, en tanto y en cuanto la diferencia en productividad sea mayor que la diferencia salarial. Tales son los elementos que vertebran el enfoque del comercio internacional de Shaikh. En el siguiente apartado se presentan los datos y el modelo econométrico.

Cuadro 1. Estados que se incorporaron a la Unión Europea por año

2000	2004	2007	2013
Alemania	Chequia	Bulgaria	Croacia
Austria	Chipre	Rumania	
Bélgica	Eslovaquia		
Dinamarca	Eslovenia		
España	Estonia		
Finlandia	Hungría		
Francia	Letonia		
Grecia	Lituania		
Irlanda	Malta		
Italia	Polonia		
Luxemburgo			
Países Bajos			
Portugal			
Reino Unido*			
Suecia			

Nota: * el proceso de salida del Reino Unido, en voz inglesa *Brexit*, no se hará efectivo hasta marzo de 2019. Hasta entonces, el Reino Unido continúa siendo un miembro de pleno derecho de la Unión Europea.

Fuente: elaboración propia con base en Nugent (2017).

3. DATOS Y MODELO ECONOMÉTRICO

Con base en la hipótesis de la investigación y los elementos teóricos desarrollados antes, intentamos verificar estadísticamente que el tipo de cambio real efectivo intrasectorial de España respecto a su n -ésimo socio de la Unión Europea ($n = 1, 2, \dots, 27$) (véase el cuadro 1) estuvo regulado durante el lapso 2000-2014 por los costos laborales unitarios verticalmente integrados relativos:

$$TCR_{it} \equiv e_t * \frac{P_{it}^*}{P_{it}} \equiv CLUVIR_{it} \equiv \frac{vr_{it}^*}{vr_{it}} \equiv \frac{\mathbf{a}_t^*(\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1*} \mathbf{w}_{it}^*}{\mathbf{a}_t(\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} \mathbf{w}_{it}} \quad [4]$$

donde TCR_{it} es el tipo de cambio real efectivo entre el i -ésimo sector manufacturero ($i = 1, 2, \dots, 18$) de España y de su n -ésimo socio comunitario en el momento $t = 2000, 2001, \dots, 2014$; e_t es el tipo de cambio

nominal efectivo⁶ (divisa de España/divisa socio de la Unión Europea), mientras que el símbolo * hace referencia a cada enésimo socio europeo. P_{it}^* y P_{it} denotan los índices de precios con año base en 2010 del i -enésimo sector manufacturero; $CLUVIR_{it}$ representa los costos laborales unitarios verticalmente integrados relativos, siendo vr_i^* y vr_i la suma de la columna del vector de los costos laborales unitarios verticalmente integrados correspondiente a cada i -enésimo sector manufacturero; \mathbf{a}_i^* y \mathbf{a}_i son los vectores columna de los coeficientes de trabajo directos; $(I - A)^{-1*}$ y $(I - A)^{-1}$ son las matrices inversas de Leontief extranjera y nacional respectivamente, en tanto que \mathbf{w}_{it}^* y \mathbf{w}_{it} son los vectores fila de los salarios por hora reales expresados en dólares con año base en 2010.

Además, se construye una ratio que mide la brecha de la rentabilidad intrasectorial, en cuanto aproximación (*proxy*) del efecto de la libre movilidad del capital dinero industrial sobre TCR_{it} :

$$R_{it} = \frac{r_{it}^*}{r_{it}} = \frac{\frac{P_{it}^*}{k_{it}^*}}{\frac{P_{it}}{k_{it}}} \quad [5]$$

Siendo R_{it} la ratio de las tasas de ganancia intrasectoriales; r_{it}^* y r_{it} son las tasas de ganancia del i -enésimo sector manufacturero extranjero y nacional respectivamente; p_{it}^* y p_{it} son la compensación del capital en dólares corrientes del i -enésimo sector, y k_{it}^* y k_{it} representan el acervo del capital en dólares corrientes.

Los datos para calcular TCR_{it} , $CLUVIR_{it}$ y R_{it} se recabaron de las tablas insumo-producto nacionales (en adelante NTIOS, *National Input-Output Tables*) y de las matrices de contabilidad social (en adelante SAMS, *Social Accounting Matrices*) procedentes de la WIOD Release 2016. WIOD incluye las NTIOS expresadas en dólares corrientes (formato actividad

⁶ En 1999 se instituye el tipo de cambio nominal fijo entre las divisas de los países de la eurozona, mientras que el primero de enero de 2002 entra en circulación el euro. Desde entonces, España comparte moneda con Alemania, Austria, Bélgica, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Países Bajos y Portugal. Posteriormente, se adhieren Eslovenia (2007), Chipre (2008), Malta (2008), Eslovaquia (2009), Estonia (2011), Letonia (2014) y Lituania (2015).

industrial por actividad industrial) de España y los restantes 27 Estados miembros de la Unión Europea con un nivel de desagregación de 56 sectores catalogados conforme a la Clasificación Industrial Internacional Uniforme revisión 4 (en adelante, ISIC Rev. 4, *International Standard Industrial Classification*) para el espacio de tiempo que va desde 2000

Cuadro 2. Sectores manufactureros*

Sector	Código**
Fabricación de alimentos, bebidas y tabaco	C10-C12
Fabricación de textil, prendas y cuero	C13-C15
Fabricación de madera y corcho, excepto muebles; fabricación de cestería y espartería	C16
Fabricación de papel y derivados del papel	C17
Imprenta y reproducción de soportes de grabación	C18
Coquerías y refino del petróleo	C19
Industria química y de productos químicos	C20
Fabricación de productos básicos farmacéuticos y preparados farmacéuticos	C21
Fabricación de caucho y plástico	C22
Fabricación de otros productos minerales no metálicos	C23
Fabricación de metales básicos	C24
Fabricación de productos metálicos, excepto maquinaria y equipos	C25
Fabricación de computadoras, aparatos electrónicos y ópticos	C26
Fabricación de equipos electrónicos	C27
Fabricación de maquinaria y equipos n.e.c.	C28
Fabricación de vehículos a motor, remolques y semirremolques	C29
Fabricación de otros equipos de transporte	C30
Fabricación de muebles; otras manufacturas	C31_C32

Notas: * se excluye reparación e instalación de maquinaria y equipos debido a que se trata de un sector de servicios no transables. ** los códigos corresponden a ISIC Rev. 4.

Fuente: elaboración propia con base en la WIOD.

hasta 2014 (véase Timmer *et al.*, 2015 y 2016). En este estudio, el panel de datos se compone de las 18 ramas manufactureras de las NTIOs de los 28 países de la Unión Europea (véase el cuadro 2). Las SAMs contienen la información de los índices de los precios de producción sectoriales con año base en 2010, la compensación de asalariados en dólares corrientes y el número de horas trabajadas por los asalariados de los 28 países de la Unión Europea para el periodo 2000-2014.

Los salarios por hora fueron deflactados por los índices de precios al consumo armonizados con año base en 2010 de Eurostat, en cuanto indicador que mide los gastos que realizan las familias residentes y no residentes de la Unión Europea. De esta manera, se alcanza la subsecuente ecuación funcional del TCR_{it} :

$$TCR_{it} = f(CLUVIR_{it}, R_{it}) \quad [6]$$

La especificación del modelo econométrico de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) es:

$$\text{LOG}(REXR_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \text{LOG}(CLUVIR_{it}) + \beta_2 \text{LOG}(R_{it}) + \varepsilon_{it} \quad [7]$$

donde LOG es el logaritmo neperiano, β_0 es la constante, β_1 y β_2 son los coeficientes múltiples de determinación y ε_{it} es el término de error. La aplicación de las técnicas de cointegración en panel de datos requiere, en primer lugar, la comprobación de la existencia de raíz unitaria I(1) para las variables en nivel. A este efecto, se utilizan las pruebas Im, Pesaran y Shin (2003, en adelante IPS), Maddala y Wu (1999, en adelante mw), Choi (2001) y Hadri (2000). A fin de determinar la cointegración entre las series del modelo, se emplean las pruebas Pedroni (1999 y 2004) y Kao (1999) con base en Engle y Granger (1987), y el contraste Fisher basado en el procedimiento multivariado de Johansen (1988 y 1994, en adelante Fisher-Johansen). El vector de cointegración se extrae estimando el MCO dinámico (en adelante DOLS, *Dynamic Ordinary Least Squares*) y el MCO totalmente modificado (en adelante FMOLS, *Fully Modified Ordinary Least Squares*) [Kao y Chiang, 2001; Pedroni, 2001]. La dinámica de ajuste en el corto y el largo plazos se dilucida mediante el modelo del vector de corrección de error para panel de datos (VECM, *Vector Error Correction Model*) [Westerlund, 2007].

Cuadro 3. Pruebas de raíz unitaria para dato de panel

Variable/prueba	IPS (2003)		MW (1999)	
	W-estadístico	Probabilidad	ADF-Fisher χ^2	Probabilidad
En nivel				
LOG(TCR_{it})	0.804	0.789	812.271	0.999
LOG($CLUVIR_{it}$)	-0.373	0.355	831.539	0.999
LOG(R_{it})	1.145	0.874	736.753	1.000
Primera diferencia				
Δ LOG(TCR_{it})	-12.634	0.000***	1 370.970	0.000***
Δ LOG($CLUVIR_{it}$)	-12.860	0.000***	1 406.120	0.000***
Δ LOG(R_{it})	-15.408	0.000***	1 529.410	0.000***

Nota: ADF, Dickey-Fuller aumentada (*Augmented Dickey-Fuller*). *** denota el rechazo para el 1%, el 5% y el 10% de nivel de significación. El símbolo Δ se refiere a la primera diferencia. χ^2 representa la chi-cuadrado. La hipótesis nula de IPS, MW y Choi considera la asunción de un proceso individual de raíz unitaria. Hadri contrasta la hipótesis nula de estacionariedad.

4. RESULTADOS

El cuadro 3 reúne los resultados derivados de la aplicación de las cuatro pruebas de detección de raíz unitaria. Para las variables en nivel, IPS, MW y Choi muestran que no es factible rechazar la hipótesis nula de la existencia de raíz unitaria, por cuanto la probabilidad asociada a sus respectivos estadísticos es mayor que los valores críticos habituales del 1%, el 5% y el 10%. Empero, en la primera diferencia las tres pruebas convienen el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria.

Por otra parte, tanto en nivel como en primera diferencia la probabilidad vinculada al estadístico de Hadri es cercana a cero, lo cual apunta al rechazo de la hipótesis nula de estacionariedad para cualquier nivel de significación. *Prima facie*, la evidencia econométrica sugiere que las series en nivel son no estacionarias e integradas de orden I(1), mientras que en su primera diferencia representan un proceso estacionario de grado I(0).

	Choi (2001)		Hadri (2000)		
	ADF-Choi Z-estadístico	Probabilidad	Z-estadístico	Probabilidad	Orden
	6.561	1.000	29.179	0.000***	I(1)
	4.557	1.000	30.126	0.000***	I(1)
	6.387	1.000	32.569	0.000***	I(1)
	ADF-Choi Z-estadístico	Probabilidad	Z-estadístico	Probabilidad	Orden
	-11.282	0.000***	4.928	0.000***	I(0)
	-11.492	0.000***	9.737	0.000***	I(0)
	-14.187	0.000***	9.520	0.000***	I(0)

Para las variables en nivel, las pruebas se llevaron a cabo con el intercepto individual y la tendencia. En primeras diferencias se incluye el intercepto individual. Para corregir la autocorrelación serial se seleccionaron dos retardos. Las estimaciones fueron realizadas en EViews 10. Fuente: elaboración propia.

En el cuadro 4 se resumen los resultados correspondientes a las pruebas Pedroni y Kao. Se advierte que seis de los once procedimientos de Pedroni aprueban el rechazo de la hipótesis nula de que las variables del modelo no se encuentran cointegradas. Más precisamente, los procedimientos panel ν -estadístico no ponderado, panel PP-estadístico ponderado (PP, Phillips-Perron), panel ADF-estadístico no ponderado y ponderado, grupo PP-estadístico y grupo ADF-estadístico consienten para cualquier nivel de significación el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración. Igualmente, Kao admite el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración para los tres niveles de significación usuales.

En el cuadro 5 se observa que las pruebas de la traza y del máximo valor propio del estimador de Johansen-Fisher detectan la existencia de al menos dos vectores de cointegración. En consecuencia, Pedroni, Kao y Johansen-Fisher ofrecen suficiente información estadística que apoya la hipótesis de que entre las tres series media una relación estable en el largo plazo.

Cuadro 4. Pruebas de cointegración para panel de datos

Pedroni (1999 y 2004): hipótesis nula = no cointegración				
Dentro de las dimensiones	Estadístico	Probabilidad	Estadístico ponderado	Probabilidad
Panel v-estadístico	2.433	0.008***	-7.036	1.000
Panel rho-estadístico	15.014	1.000	14.853	1.000
Panel PP-estadístico	6.010	1.000	-3.747	0.000***
Panel ADF-estadístico	-3.944	0.000***	-17.202	0.000***
Entre dimensiones	Estadístico	Probabilidad		
Grupo rho-estadístico	22.257	1.000		
Grupo PP-estadístico	-6.732	0.000***		
Grupo ADF-estadístico	-15.534	0.000***		
Kao (1999): hipótesis nula = no cointegración				
	t-estadístico	Probabilidad	Varianza residual	Varianza HAC ^{a/}
ADF	-3.539	0.000***	0.010	0.012

Nota: *** denota el rechazo para el 1%, el 5% y el 10% de nivel de significación. Pedroni incluye el intercepto y la tendencia, en tanto que Kao asume el intercepto. Para ambas pruebas se utilizó el criterio de información de Akaike con un máximo de dos retardos. Las estimaciones fueron realizadas en EViews 10. a/ HAC: *Heteroskedastic and Autocorrelation Consistent*. Fuente: elaboración propia.

Ulteriormente, se procede a la interpretación de las estimaciones de los vectores de cointegración compendiados en el cuadro 6. Para ambos estimadores, el signo de los coeficientes de las variables explicativas es conforme con el marco teórico de la investigación, además de ser estadísticamente significativos. Así, la elevación del 1% de $\text{LOG}(RVIULC_{it})$ induce, *ceteris paribus*, el aumento de 0.069% y de 0.102% de $\text{LOG}(TCR_{it})$ según DOLS y FMOLS respectivamente. En otros términos, la reducción de los costos unitarios de producción de los sectores manufactureros españoles en un nivel mayor que el de sus socios comunitarios reportará ganancias de competitividad cuyo correlato será la depreciación del

Cuadro 5. Pruebas de la traza y el máximo valor propio de cointegración de Fisher-Johansen para panel de datos

H_0 : Rango $\leq r$	Estadístico Fisher* (traza)	Probabilidad	Estadístico Fisher* (máximo valor propio)	Probabilidad
$r = 0$	334.700	0.000***	269.600	0.000***
$r \leq 1$	208.000	0.000***	82.100	0.000***
$r \leq 2$	19.200	0.258	19.200	0.258

Nota: * las probabilidades asociadas a los estadísticos de Fisher se cuantifican a través de la distribución asintótica de la chi-cuadrado. *** denota el rechazo para el 1%, el 5% y el 10% de nivel de significación. La hipótesis nula de la prueba Fisher-Johansen es que el rango de cointegración es r y la hipótesis alternativa es que el rango de cointegración es $r+1$. Para la especificación de la prueba se seleccionaron tres retardos como óptimos con base en el criterio de Akaike, se incluyó el intercepto y la tendencia en la ecuación de cointegración (CE) y se excluyó la tendencia en el vector autorregresivo (VAR). Las estimaciones fueron realizadas en EViews 10.

Fuente: elaboración propia.

TCR. Ceteris paribus, el incremento del 1% de $\text{LOG}(R_{it})$ tiene un efecto negativo en el largo plazo sobre $\text{LOG}(TCR_{it})$ en torno el -0.101% y -0.095% de acuerdo con DOLS y FMOLS, respectivamente.

Por ende, se infiere que la menor rentabilidad de los sectores manufactureros españoles para con sus socios comunitarios involucra la salida del capital industrial en su forma dinero que desacelera la inversión de medios de producción y frena la introducción de nuevas técnicas de producción que, *pari passu*, convierten la fuerza de trabajo empleada en trabajo potenciado en relación con el trabajo social medio de la Unión Europea.

El cuadro 7 contiene el VECM correspondiente a la dinámica de largo plazo capturada por el término de corrección del error (en adelante ECT, *Error Correction Term*). El incremento del 1% de $\text{LOG}(RVIULC_{it})$ tiene, *ceteris paribus*, un impacto del 6.822% sobre $\text{LOG}(TCR_{it})$, mientras que el aumento del 1% de $\text{LOG}(R_{it})$ provoca, *ceteris paribus*, el decremento de -0.750% de $\text{LOG}(TCR_{it})$. Aquello sugiere que la relación de causalidad de largo plazo va desde $\text{LOG}(RVIULC_{it})$ y $\text{LOG}(R_{it})$ hasta $\text{LOG}(TCR_{it})$, lo cual es compatible con el enfoque teórico adoptado en esta investigación.

Cuadro 6. Estimación de los vectores de cointegración para panel de datos

Variable dependiente: LOG(TCR_{it})				
DOLS				
Variable	Coefficiente	Error estándar	t-estadístico	Probabilidad
LOG($CLUVIR_{it}$)	0.069	0.018	3.854	0.000***
LOG(R_{it})	-0.101	0.008	-12.245	0.000***
R-cuadrado	0.988			
R-cuadrado ajustado	0.984			
fmols				
Variable	Coefficiente	Error estándar	t-estadístico	Probabilidad
LOG($CLUVIR_{it}$)	0.102	0.015	6.809	0.000***
LOG(R_{it})	-0.095	0.007	-13.430	0.000***
R-cuadrado	0.985			
R-cuadrado ajustado	0.984			

Nota: *** denota el rechazo para el 1%, el 5% y el 10% de nivel de significación. Para ambos estimadores se ha empleado el método pooled. Asimismo, se incluye la tendencia y la constante en nivel. La especificación del máximo número de retardos de DOLS se hizo conforme con el criterio de información de Akaike. Las estimaciones fueron realizadas en EViews 10. Fuente: elaboración propia.

Del cuadro 8 se desprende que las velocidades de los ajustes de los desequilibrios en el largo plazo de $\Delta\text{LOG}(TCR_{it})$, $\Delta\text{LOG}(CLUVIR_{it})$, $\Delta\text{LOG}(R_{it})$ son, respectivamente, el 3%, el 10% y el 14%. En cuanto a la dinámica de corto plazo representada por el VECM, los datos aluden a la existencia de causalidad en el corto plazo que va desde las variables explicativas a la variable dependiente.

Baste señalar que los resultados alcanzados son consistentes con otras investigaciones similares que aplican modelos econométricos dinámicos. Utilizando el procedimiento multivariado de Johansen para series temporales, Martínez-Hernández (2010) obtiene un vector de cointegración que estipula que el aumento de 1% del índice de los costos laborales unitarios

Cuadro 7. VECM para datos de panel (dinámica de largo plazo)

Variable dependiente = LOG(TCR_{it})				
Variable	Coficiente	Error estándar	t-estadístico	Probabilidad
LOG($CLUVIR_{it}$)	6.822	0.574	11.888	0.000***
LOG(R_{it})	-0.750	0.296	2.537	0.000***
Constante	0.806	-	-	-

Nota: *** denota el rechazo para el 1%, el 5% y el 10% de nivel de significación. La especificación del VECM se hizo con dos retardos en cuanto óptimos siguiendo la prueba de Wald para la exclusión de rezagos. El número de cointegración es 1, además se incluyó el intercepto sin tendencia para la CE y el VAR. La prueba del contraste del multiplicador de Lagrange (LM) de autocorrelación, la prueba de normalidad de Cholesky y la prueba de heteroscedasticidad indican que el ajuste del modelo es óptimo. Las estimaciones fueron realizadas en EViews 10. Fuente: elaboración propia.

directos (en adelante *ICLURR*) incide, *ceteris paribus*, en la depreciación del 0.71% del *TCR* de México entre los Estados Unidos. Analizando las relaciones reales de intercambio de Guatemala con el mundo, Góchez Sevilla y Tablas (2013) revelan en su investigación que el incremento del 1% del *ICLURR* conlleva, *ceteris paribus*, la depreciación del *TCR* en torno al 0.896%. Con base en las mismas técnicas de cointegración de series temporales multivariadas, Boundi Chraki (2017) revela que, *ceteris paribus*, el *TCR* de España respecto de Alemania se deprecia cerca del 0.8% cuando se incrementa un 1% el *ICLURR*.

Empleando un modelo autorregresivo con retardos distribuidos combinado con el mecanismo de corrección de error (en adelante *ARDL-ECM*, *Autoregressive Distributed Lag-Error Correction Model*), Shaikh (2016) encuentra que, *ceteris paribus*, el *TCR* de Japón respecto de los Estados Unidos se deprecia 1.3533% al elevarse el *ICLURR* un 1%, en tanto que el *TCR* de Estados Unidos respecto de Japón, *ceteris paribus*, se deprecia 0.91982% con el crecimiento del 1% del *ICLURR*.

5. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos sugieren que la posición competitiva de los sectores manufactureros españoles se encuentra ligada tanto a las dife-

Cuadro 8. VECM para datos de panel (ajuste de largo plazo y dinámica de corto plazo)

Corrección de error	$\Delta\text{LOG}(TCR_{it})$	$\Delta\text{LOG}(CLUVIR_{it})$	$\Delta\text{LOG}(R_{it})$
ECT (velocidad de ajuste)	0.003***	0.010***	-0.014**
Error estándar	0.000	-0.001	-0.002
t-estadístico	[-7.066]	[12.109]	[-7.761]
$\Delta\text{LOG}(TCR(-1))$	0.128***	0.072***	0.015*
Error estándar	-0.014	-0.027	-0.060
t-estadístico	[9.130]	[2.674]	[0.246]
$\Delta\text{LOG}(TCR(-2))$	0.082***	0.082**	-0.162*
Error estándar	-0.014	0.027	0.059
t-estadístico	[5.977]	[-3.075]	[2.756]
$\Delta\text{LOG}(CLUVIR(-1))$	-0.024***	-0.473	-0.198
Error estándar	-0.007	-0.014	-0.032
t-estadístico	[-3.216]	[-32.734]	[-6.205]
$\Delta\text{LOG}(CLUVIR(-2))$	-0.016***	-0.153	-0.119
Error estándar	-0.007	-0.014	-0.031
t-estadístico	[-2.130]	[-10.793]	[-3.792]
$\Delta\text{LOG}(R(-1))$	0.004**	-0.063	-0.341
Error estándar	-0.003	-0.006	-0.014
t-estadístico	[1.328]	[-10.023]	[-24.363]
$\Delta\text{LOG}(R(-2))$	0.008**	-0.017	-0.165
Error estándar	-0.003	-0.007	-0.014
t-estadístico	[2.303]	[-2.671]	[-11.440]
Constante	0.007**	-0.008	0.014
Error estándar	-0.001	-0.003	-0.006
t-estadístico	[5.404]	[-3.253]	[2.528]
R-cuadrado	0.037	0.217	0.115
R-cuadrado ajustado	0.036	0.216	0.114

Nota: ** significa el rechazo al 5% y el 10% de nivel de significación. *** denota el rechazo para el 1%, el 5% y el 10% de nivel de significación. La especificación del VECM se hizo con dos retardos en cuanto óptimos siguiendo la prueba de Wald para la exclusión de rezagos. El número de cointegración es 1, además se incluyó el intercepto sin tendencia para la CE y el VAR. La prueba LM de autocorrelación, la prueba de normalidad de Cholesky y la prueba de heteroscedasticidad indican que el ajuste del modelo es óptimo. Las estimaciones fueron realizadas en EViews 10.

Fuente: elaboración propia.

rencias relativas de los costos laborales unitarios verticalmente integrados cuanto que a la brecha intrasectorial de rentabilidad, revelando así que las asimetrías de la Unión Europea hunden sus raíces en la competencia real y el movimiento internacional del capital.

No en vano es de percibir que, aun cuando en el largo plazo las relaciones reales de intercambio entre España y sus socios comunitarios dependen de los niveles relativos de los costos laborales unitarios verticalmente integrados de los capitales reguladores, sus precios de producción, en cuanto centros de gravitación de los precios de mercado, se encuentran determinados en buena parte por los precios de los insumos importados.

Dado que el precio de las importaciones expresado en la divisa local se ve afectado por el tipo de cambio real efectivo, se deduce que la estructura de costos de las empresas españolas también lo estará. Asimismo, las tasas de rentabilidad promedio de los sectores extranjeros de las mercancías transables inciden sobre los costos de producción de las empresas españolas, tanto más cuanto que el precio de producción de los insumos importados se forma dinámicamente con arreglo a la tasa general de ganancia que rige en cada momento.

Vale la pena añadir que las decisiones de inversión de las empresas están inducidas por la tasa de ganancia realizada y, en menor medida, por la tasa de ganancia esperada. De lo anterior se sigue que los espacios nacionales de rentabilidad más propicios estimulan la inversión productiva que abarata las condiciones técnicas de producción, somete a la baja los salarios relativos y potencia la fuerza del trabajo en relación con el trabajo social medio de la Unión Europea.

En este sentido, actúan dos fuerzas que, *pari passu*, pueden elevar la tasa de rentabilidad de los sectores manufactureros españoles. La primera es el cambio técnico que tiende a someter la participación salarial en la creación del nuevo valor. La segunda es el abaratamiento de los costos de la reproducción de la fuerza de trabajo merced al descenso del precio de las mercancías de los sectores de bienes salario. *Mutatis mutandis*, ambos mecanismos permitirían al capital la apropiación de más excedente.

Debe subrayarse que la estrategia competitiva española de la última década ha aglutinado esfuerzos en torno a la deflación salarial con el fin de recomponer las condiciones de rentabilidad. Comparativamente, du-

rante el periodo 2008-2017 las tasas de crecimiento anuales acumulativas del costo laboral por hora de las industrias española y del conjunto de la Unión Europea fueron del 1.4% y el 3.0% respectivamente (Eurostat, 2018b). En dicho lapso se aprobaron en España dos reformas de la legislación laboral, a saber, en septiembre de 2010 y en febrero de 2012, siendo esta última la que se encuentra en vigor. Entre sus objetivos cabe recalcar que las empresas tienen la capacidad de modificar la extensión y la intensidad de la jornada laboral, se da prioridad a los convenios de las empresas para con el convenio colectivo y se busca abaratar los costos del despido.

A pesar de que los saldos positivos de la balanza comercial intracomunitaria de bienes española apuntan a que la devaluación salarial ha consentido ganancias de competitividad, es significativo que entre 2008 y 2016 las importaciones intracomunitarias en términos de costo, seguro y flete (CIF) son inferiores al volumen contabilizado en 2007 (Eurostat, 2018a). Esta lenta recuperación de las importaciones es secuela de: 1) el descenso de la inversión de medios de producción que registró la economía española en el periodo 2008-2013 (Cárdenas del Rey, 2017; Mateo Tomé, 2017), y 2) las altas tasas de desempleo que alcanzan en el cuarto trimestre de 2012 el 25.77%, en cuanto máximo histórico (Instituto Nacional de Estadística, 2019).

En otro orden de ideas, es interesante señalar que la estrategia competitiva con base en la deflación salarial está constreñida a la política monetaria del Banco Central Europeo (BCE). Tal y como evidencian Perrotini Hernández y Vázquez-Muñoz (2017), los modernos modelos de política monetaria de fijación de metas de inflación dependen de la distribución del ingreso para lograr la estabilidad de precios; esto es, la tasa salarial y los costos laborales unitarios actúan como el ancla que subyuga la inflación en la eurozona.

En la medida en que no se consigan reducir las diferencias intrasectoriales de la productividad, el movimiento regresivo en la distribución del ingreso espoleado por el BCE en la eurozona puede hacer fútil en el largo plazo la estrategia competitiva española. Mas, por otra parte, las medidas encaminadas a mejorar las condiciones técnicas generales de producción requieren de décadas para que su implantación se haga notar sobre el conjunto de la economía de España. Así pues, de los resultados de esta investigación se extrae una serie de conclusiones que merecen

ser subrayadas: 1) los costos laborales unitarios verticalmente integrados constituyen un indicador útil para la medición de la competitividad de los sectores manufactureros, por cuanto la productividad verticalmente integrada captura la incidencia tanto de la productividad directa como de la productividad indirecta sobre el desenvolvimiento de las empresas de los sectores de mercancías transables; 2) en el largo plazo, la posición competitiva de las ramas manufactureras españolas depende de las condiciones técnicas generales de producción que son mejor reproducibles, y 3) la devaluación salarial aun cuando ha permitido ganancias de competitividad en el corto plazo, sus efectos en el largo plazo podrían disiparse como consecuencia de los constantes ajustes de la estructura de costos que realizan los competidores comunitarios dotados de técnicas de producción superiores al promedio de la Unión Europea. ◀

REFERENCIAS

- Antonopoulos, R. (1999). A classical approach to real exchange rate determination with an application for the case of Greece. *Review of Radical Political Economics*, 31(3), pp. 53-65.
- Astarita, R. (2013). *Economía política de la dependencia y el subdesarrollo. Tipo de cambio y renta agraria en la Argentina*. Bernal: Universidad Nacional de Quilmes.
- Barro, R.J. y Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2), pp. 223-251.
- Baumol, W.J. (1986). Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show. *The American Economic Review*, 75(5), pp. 1072-1085.
- Boundi Chraki, F. (2017). Determinantes de las relaciones reales de intercambio de España con Alemania (1970-2010). Un análisis econométrico de la ventaja absoluta de costo intrasectorial. *Cuadernos de Economía*, 36(71), pp. 489-520.
- Boundi Chraki, F. (2018a). Competitividad de dos sectores manufactureros de Alemania e España, 1995-2015: Análisis de ventaja absoluta de costo con datos de panel dinámico. *Revista Galega de Economía*, 27(1), pp. 5-16.
- Boundi Chraki, F. (2018b). Desarrollo desigual y trabajo potenciado en la eurozona. *Problemas del Desarrollo*, 49(194), pp. 143-167.
- Boundi Chraki, F. (2018c). Valor y dinero en Marx. *Revista de Economía Institucional*, 20(38), pp. 97-127.

- Carchedi, G. (1991). *Frontiers of Political Economy*. Londres: Verso.
- Cárdenas del Rey, L. (2017). Feitos estilizados do patrón de investimento na economía española, 1981-2013. *Revista Galega de Economía*, 26(2), pp. 5-16.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20(2), pp. 249-272.
- Dones Tacero, M., Heredero de Pablos, M.I.H. y Ruesga Benito, S.M. (2017). Exports and employment in the Spanish economy: A repetitive pattern. *Investigación Económica*, 76(301), pp. 137-169.
- Dooley, N. (2019). Who's afraid of the big bad wolf? Rethinking the core and periphery in the Eurozone crisis. *New Political Economy*, 24(1), pp. 62-88.
- Engle, R.F. y Granger, C.W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2), pp. 251-276.
- Eurostat (2018a). *Intra-EU trade of the most traded goods*. [en línea] Disponible en: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Intra-EU_trade_of_the_most_traded_goods [Consultado el 05/01/2019].
- Eurostat (2018b). *Wages and labour costs*. [en línea] Disponible en: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Wages_and_labour_costs [Consultado el 05/01/2019].
- Fine, B. y Saad-Filho, A. (2016 [2017]). *El capital de Marx*. México: Fondo de Cultura Económica (FCE).
- Góchez Sevilla, R. y Tablas, V.A. (2013). *Tipo de cambio real y déficit comercial en Guatemala (1970-2007): un enfoque heterodoxo*. México: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Grossman, H. (1929 [2004]). *La ley de la acumulación y del derrumbe del sistema capitalista: una teoría de la crisis*. México: Siglo XXI.
- Guerrero, D. (1995). *Competitividad: teoría y política*. Barcelona: Ariel.
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, 3(2), pp. 148-161.
- Harrod, R. (1957). *International Economics*. Chicago: University of Chicago Press.
- Hirschman, A.O. (1958). *The Strategy of Economic Development*. New Haven: Yale University Press.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. y Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), pp. 53-74.
- Instituto Nacional de Estadística (2019). *Encuesta de Población Activa (EPA)*. [en línea] disponible en: https://www.ine.es/prensa/epa_tabla.htm [Consultado el 05/01/2019].

- Jäger, J. y Springler, E. (eds.) (2015). *Asymmetric Crisis in Europe and Possible Futures: Critical Political Economy and Post-Keynesian Perspectives*. Londres y Nueva York: Routledge.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S.R. (1994). The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of nonstationary variables. *Econometric Reviews*, 13(2), pp. 205-229.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), pp. 1-44.
- Kao, C. y Chiang, M.H. (2001). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. En: T.B. Fomby, R. Carter Hill, I. Jeliazkov et al. (eds.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (pp. 179-222). Nueva York: Emerald Group Publishing Limited.
- Maddala, G.S. y Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), pp. 631-652.
- Mankiw, N.G., Romer, D. y Weil, D.N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), pp. 407-437.
- Martínez-Hernández, F.A. (2010). An alternative theory of real exchange rate determination: Theory and empirical evidence for the Mexican economy, 1970-2004. *Investigación Económica*, 69(273), pp. 55-84.
- Martínez-Hernández, F.A. (2017). The political economy of real exchange rate behavior: Theory and empirical evidence for developed and developing countries, 1960-2010. *Review of Political Economy*, 29(4), pp. 566-596.
- Martino, R. (2015). Convergence and growth. Labour productivity dynamics in the European Union. *Journal of Macroeconomics*, 46, pp. 186-200.
- Marx, K. (1867 [2006a]). *El capital. Crítica de la economía política, libro I*. México: FCE.
- Marx, K. (1894 [2006a]). *El capital. Crítica de la economía política, libro III*. México: FCE.
- Marx, K. (1939 [2014]). *Elementos fundamentales para la crítica de la economía política (Grundrisse): 1857-1858, volumen II*. Madrid: Siglo XXI.
- Mateo Tomé, J.P. (2017). Distorsiones y desequilibrios en la dinámica de acumulación de la economía en España. *Problemas del Desarrollo*, 48(191), pp. 55-82.
- Molle, W. (2017). *The Economics of European Integration: Theory, Practice, Policy*. Londres: Routledge.

- Myrdal, G. (1957). *Economic Theory and Underdeveloped Countries*. Londres: Duckworth.
- Nugent, N. (2017). *The Government and Politics of the European Union*. Londres: Palgrave.
- Pasinetti, L. (1977). *Lectures on the Theory of Production*. Nueva York: Columbia University Press.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), pp. 653-670.
- Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. En: T.B. Fomby, R. Carter Hill, I. Jeliazkov et al. (eds.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (pp. 93-130). Nueva York: Emerald Group Publishing Limited.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), pp. 597-625.
- Perrotini Hernández, I. y Vázquez-Muñoz, J.A. (2017). Is the wage rate the real anchor of the inflation targeting monetary policy framework? *Investigación Económica*, 76(302), pp. 9-54.
- Ricardo, D. (1821 [1973]). *Principios de economía política y tributación*. Madrid: Hora H.
- Semmler, W. (1984). On the classical theory of competition, value and prices of production. *Australian Economic Papers*, 23(42), pp. 130-150.
- Seretis, S.A. y Tsaliki, P.V. (2016). Absolute advantage and international trade: Evidence from four Euro-zone economies. *Review of Radical Political Economics*, 48(3), pp. 438-451.
- Shaikh, A. (1990). *Valor, acumulación y crisis*. Bogotá: Tercer Mundo Editores.
- Shaikh, A. (2016). *Capitalism: Competition, Conflict, Crises*. Nueva York: Oxford University Press.
- Sismondi, J.C.L.S. (1827 [2016]). *Nuevos principios de economía política. De la riqueza en sus relaciones con la población*. Barcelona: Icaria.
- Smith, A. (1776 [2010]). *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. Indianapolis: Liberty Fund.
- Timmer, M.P., Dietzenbacher, E., Los, B., Stehrer, R. y de Vries, G.J. (2015). An illustrated user guide to the world input-output database: The case of global automotive production. *Review of International Economics*, 23(3), pp. 575-605.

- Timmer, M.P, Los, B., Stehrer, R. y de Vries, G.J. (2016). *An anatomy of the global trade slowdown based on the WIOD 2016 release* [GGDC Research Memorandum GD-162]. Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen.
- Tsaliki, P., Paraskevopoulou, C. y Tsoulfidis, L. (2018). Unequal exchange and absolute cost advantage: Evidence from the trade between Greece and Germany. *Cambridge Journal of Economics*, 42(4), pp. 1043-1086.
- Tsoulfidis, L. (2015). Contending conceptions of competition and the role of regulating capital. *Panoeconomicus*, 62(1), pp. 15-31.
- Weeks, J. (1978 [2009]). *Teoría de la competencia en los neoclásicos y en Marx*. Madrid: Maia.
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), pp. 709-748.