



Problemas del desarrollo

ISSN: 0301-7036

Universidad Nacional Autónoma de México, Instituto de  
Investigaciones Económicas

Chraki, Fahd Boundi

Desarrollo desigual y trabajo potenciado en la Eurozona

Problemas del desarrollo, vol. 49, núm. 194, 2018, Julio-Septiembre, pp. 143-167

Universidad Nacional Autónoma de México, Instituto de Investigaciones Económicas

DOI: <https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2018.194.62222>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=11857365007>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

UAEM  
redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc  
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso  
abierto

## DESARROLLO DESIGUAL Y TRABAJO POTENCIADO EN LA EUROZONA

Fahd Boundi Chraki<sup>1</sup>

Fecha de recepción: 16 de octubre de 2017. Fecha de aceptación: 17 de abril de 2018.

<<http://dx.doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2018.194.62222>>

**RESUMEN.** El objetivo de la presente investigación consiste en ofrecer evidencia empírica que apoye la hipótesis, según la cual el desarrollo desigual de la eurozona es explicado por las diferencias en la cantidad empleada de trabajo potenciado en relación con el trabajo social medio de la región. Para tal efecto se construyó un panel de datos dinámico conformado por los siete principales países de la eurozona con sus respectivos sectores manufactureros para el periodo 2000-2014. La prueba de causalidad de Granger apunta que las disparidades intrasectoriales en la compensación del capital están provocadas por los niveles relativos de los costos laborales unitarios reales, la intensidad del capital y la tasa de acumulación.

**Palabras clave:** eurozona; trabajo potenciado; desarrollo desigual; sector manufacturero; datos de panel dinámico.

**Clasificación JEL:** C23, C33, L41, L60, N64.

## UNEVEN DEVELOPMENT AND INTENSIFIED LABOR IN THE EUROZONE

**ABSTRACT.** The objective of this research is to furnish empirical evidence to support the hypothesis that unequal development in the Eurozone is explained by discrepancies in the amount of intensified labor with respect to mean social labor in the region. To do so, a dynamic panel data model was built, consisting of the top seven countries in the Eurozone and their respective manufacturing sectors in the time period 2000-2014. The Granger causality test indicates that intra-sectoral disparities in capital compensation are spurred by the relative levels of real unit labor costs, capital intensity, and the accumulation rate.

**Key Words:** Eurozone; intensified labor; unequal development; manufacturing sector; dynamic panel data.

<sup>1</sup> Universidad Complutense de Madrid, España. Correo electrónico: [fboundi@ucm.es](mailto:fboundi@ucm.es)

## DÉVELOPPEMENT INÉGAL ET TRAVAIL POTENTIALISÉ DANS LA ZONE EURO

### RÉSUMÉ

L'objectif de cette recherche est de fournir des preuves empiriques à l'appui de l'hypothèse selon laquelle le développement inégal de la zone euro s'explique à partir des différences dans la quantité de travail employée par rapport au travail social moyen de la région. A cet effet, nous avons créé un panneau de données dynamique composé par les sept principaux pays de la zone euro avec leurs secteurs manufacturiers respectifs pour la période 2000-2014. Le test de causalité de Granger suggère que les disparités intra-sectorielles dans la compensation du capital sont causées par les niveaux relatifs des coûts salariaux unitaires réels, l'intensité du capital et le taux d'accumulation.

**Mots clés:** eurozone; travail potentialisé; développement inégal; secteur manufacturier; panneaux des données dynamiques.

## DESENVOLVIMENTO DESIGUAL E TRABALHO POTENCIALIZADO NA ZONA DO EURO

### RESUMO

O objetivo da presente pesquisa é oferecer evidências empíricas para apoiar a hipótese, segundo a qual, o desenvolvimento desigual da zona do euro é explicado pelas diferenças na quantidade empregada de trabalho potencializado em relação ao trabalho social médio da região. Para este efeito, foi construído um panel de dados dinâmicos, constituído pelos sete principais países da área do euro com seus respectivos setores manufatureiros para o período 2000-2014. O teste de causalidade de Granger sugere que as disparidades intra-setoriais na compensação do capital são causadas pelos níveis relativos dos custos laborais unitários reais, pela intensidade do capital e pela taxa de acumulação.

**Palavras-chave:** zona euro; trabalho potencializado; desenvolvimento desigual; setor manufatureiro; dados de panel dinâmicos.

## INTRODUCCIÓN

El proceso de integración de Europa descansa en dos pilares fundamentales: *i)* El Tratado de la Unión Europea (en adelante TUE) que tuvo a bien consolidar el objetivo de la creación de un mercado común. *ii)* La Unión Económica y Monetaria (en adelante UEM) que estableció el 1 de enero de 1999 el tipo de cambio nominal de la eurozona y, ulteriormente, puso en circulación el euro el 1 de enero de 2002.

Basta señalar que tras más de dos décadas de vigencia del TUE y 15 años desde la constitución efectiva de la eurozona, la evidencia empírica muestra un proceso de divergencia económica entre los países miembros, el cual se ha intensificado tras la crisis de 2007 (Lapavitsas, 2012; Álvarez *et al.*, 2013; Boundi, 2017; Mateo Tomé, 2017).

*Prima facie*, el acrecentamiento de la brecha entre las economías del norte y del sur de la eurozona objeta las tesis de convergencia (*beta* y *sigma*) postulada por la teoría neoclásica (Barro y Sala-i-Martin, 1992). Por el contrario, la economía política marxiana tiene por bien comprender el desarrollo desigual de la eurozona como la manifestación de las leyes de la acumulación del capital a escala internacional (Marx, 1867 y 1894; Shaikh, 2016).

Con base en los elementos que articulan la teoría de Karl Marx (1848, 1867, 1894 y 1939) de la competencia real, el desarrollo desigual entre naciones y el origen de la ganancia extraordinaria, el objetivo de la presente investigación consiste en ofrecer evidencia empírica que apoye la hipótesis según la cual el desarrollo desigual de la eurozona nace de las diferencias en la cantidad empleada de trabajo potenciado en relación con el trabajo social medio de la región.

Para tal efecto se construyó un panel de datos dinámico conformado por los siete principales países de la eurozona y sus respectivos sectores manufactureros para el periodo 2000-2014.

Ello supone una aportación con respecto a la literatura existente, en la medida en que los trabajos más recientes vinculan las desigualdades de la zona del euro a la esfera de circulación, la distribución del ingreso y de la riqueza, el proceso de financiarización, los desequilibrios de la unión monetaria, el grado de monopolio o el desarrollo dependiente (Lapavitsas, 2012; Álvarez *et al.*, 2013; Bellofiore, 2013; Bellofiore *et al.*, 2015; Seretis y Tsaliki, 2015; Jäger y Springer, 2015).

La presente investigación se estructura en tres apartados. En el primero, se analiza desde un enfoque marxista los conceptos de competencia, desarrollo

desigual, comercio internacional y noción de trabajo potenciado. En el segundo apartado, se pormenorizan las principales cuestiones metodológicas para el análisis econométrico. Y en el último apartado, se discuten los resultados obtenidos, al tiempo que se exponen las conclusiones más relevantes.

## COMPETENCIA REAL, DESARROLLO DESIGUAL Y TRABAJO POTENCIADO

Tal y como arguye Anwar Shaikh (2016, p. 259), el capital es la forma social particular que adquiere la riqueza creada bajo el imperativo de la obtención de la máxima ganancia. En cuanto tal, el capital es *valor en proceso de valorización*. O, lo que es lo mismo, la *acumulación del capital* se erige como el *primum movens* que convierte el capital en más capital y la ganancia en mayor ganancia (Marx, 1867).

No en vano, el mecanismo que regula las *leyes de la acumulación del capital* es la *competencia real*,<sup>2</sup> en cuanto proceso antagónico y destructivo (Marx, 1848, 1894 y 1939; Guerrero, 1995; Shaikh, 1991 y 2016; Weeks, 2009). Es de hacer notar que, *per definitionem*, la *competencia real* es movimiento del capital. Así, el cambio técnico se encuentra integrado en dicho movimiento del capital y la eficiencia productiva se desarrolla desigualmente en el interior de un sector (Marx, 1939; Weeks, 2009).

Shaikh (2016, pp. 261-264) aduce que la *competencia intrasectorial* se revela como una lucha encarnizada en la cual cada empresa individual busca obtener la más elevada cuota de mercado. Para ello, prosigue Shaikh (2016), el precio se erige como la principal arma, mientras que la publicidad es su propaganda.

<sup>2</sup> En el libro II de los *Grundrisse*, Marx (1939) subraya que la competencia es el mecanismo por el cual las leyes de la acumulación del capital toman su manifestación. Sin embargo, la competencia no puede crear dichas leyes, en tanto y en cuanto, éstas son forjadas por las relaciones sociales de producción. La competencia es, según Marx (1939, p. 45), la consecuencia y la ejecutora de las leyes económicas que gobiernan el modo capitalista de producción.

Cada empresa individual<sup>3</sup> ha de ajustar sus costos unitarios de producción<sup>4</sup> con el objeto de mantener sus precios al mismo nivel que sus competidores. La *competencia intrasectorial* involucra de esta suerte una tendencia hacia la igualación de los precios de mercado de un sector (Shaikh, 2016).

Como consecuencia necesaria de lo anterior, la *competencia intrasectorial* induce a cada empresa individual a desarrollar y a adoptar nuevas técnicas a fin de reducir los costos unitarios de producción.<sup>5</sup> La tendencia hacia la igualación de los precios de mercado descubre una correlación positiva entre el margen de beneficios,<sup>6</sup> la escala de la producción y la relación capital/trabajo.

Concretamente, cuanto mayores sean las escalas de la producción y la intensidad del capital, tanto menores serán los costos unitarios de producción (Semmler, 1981; Guerrero, 1995; Weeks, 2009; Shaikh, 2016).

Vale decir que dentro de un sector conviven capitales con estructuras de costos diferentes derivadas del movimiento del capital y el cambio técnico. A nivel intrasectorial surge una constelación de tasas de ganancia dispares merced a la tendencia hacia la igualación de los precios de mercado (Marx, 1848 y 1894; Semmler, 1981; Weeks, 2009; Shaikh, 2016). Por otra parte, el movimiento del capital no se realiza exclusivamente dentro de un sector, sino también se efectua *entre sectores*.

Adam Smith (1776), David Ricardo (1821) y Karl Marx (1894) infirieron del *movimiento del capital entre sectores* una tendencia hacia la nivelación de las tasas de ganancia. Esto es, el *movimiento del capital* permite que las nuevas inversiones fluyan hacia los sectores con mayores tasas de ganancia. El in-

<sup>3</sup> Vale la pena señalar la diferencia que establece Shaikh (2016, p. 262) entre el número de capitales y el número de empresas. De acuerdo con Shaikh, la capacidad de producción promedio de un sector depende del número de capitales. *Id est*, la cantidad en términos de unidades físicas de maquinaria, equipos y plantas en funcionamiento. El número de capitales se encuentra sujeto tanto al tamaño de las empresas en cuanto a su número. Mientras que las empresas tienen la capacidad de influir en el precio, las condiciones técnicas de producción de los capitales determinan los costos unitarios de producción.

<sup>4</sup> Es importante hacer notar que los costos unitarios de producción se encuentran determinados por la longitud y la intensidad de la jornada normal de trabajo, el salario unitario real y las condiciones técnicas de producción o la tecnología en uso (Marx, 1867, 1894; Guerrero, 1995; Shaikh, 1991 y 2016).

<sup>5</sup> Se desprende de la teoría de la *competencia real* que el cambio técnico se genera endógenamente, en la medida en que cada empresa individual ha de desarrollar la fuerza productiva del trabajo y reducir sus costos de producción a fin de desplazar a sus competidores.

<sup>6</sup> El margen de beneficios se halla como el porcentaje de las ganancias sobre el valor monetario de las ventas. Para su cálculo no se toma en consideración el impuesto sobre el valor añadido, el cual es soportado por el comprador.

crecimiento del volumen de las nuevas inversiones en los sectores con mayores tasas de rentabilidad eleva su producción por encima de la demanda.

Ulteriormente, el exceso de la oferta provoca el descenso del precio de mercado hasta un nivel similar al precio de producción que garantiza la obtención de la *tasa general de ganancia*. En los sectores con bajas tasas de ganancia, el proceso que acontece es el opuesto. Esta dimensión se define como la *competencia intersectorial* (Gómez y Tablas, 2013; Shaikh, 2016).

En tanto que la *competencia intrasectorial* desnivela las tasas de ganancia como consecuencia de la tendencia hacia la igualación de los precios de mercado de un sector, la *competencia intersectorial* tiende a igualar las tasas de ganancia en virtud del *movimiento del capital*. Según Shaikh (2016, p. 265), estas dos tendencias en apariencia contradictorias coexisten en el modo capitalistas de producción como corolario de que en el interior de una rama las tasas de ganancia de los capitales con mejores técnicas de producción son las que determinan el volumen de las nuevas inversiones.

Dichos capitales son definidos por Shaikh (1991 y 2016) como los *capitales reguladores*, respecto a que reproducen las condiciones técnicas de producción más favorables para la obtención de grandes márgenes de beneficio y de elevadas tasas de ganancia. Las *tasas de ganancia* y los *precios de producción* de los *capitales reguladores* actúan, respectivamente, como los centros de atracción sobre los que orbitan las nuevas inversiones y los precios mercado (Marx, 1894; Shaikh, 1991 y 2016).

Es importante anotar que en el interior de un país, los costos unitarios de producción de los capitales reguladores de cada sector son *–in sensu stricto–*, el centro de gravedad que regula la dinámica fundamental de los niveles relativos de los precios de producción y de los precios de mercado.

Más aún, Shaikh (2016, pp. 508-535) recalca que la *competencia real* implica que los términos reales de intercambio entre naciones estén sujetos a la *ventaja absoluta de costo*. Esto es, los tipos de cambio real efectivos se encuentran determinados por los niveles relativos de los costos laborales unitarios reales e integrados verticalmente de los capitales reguladores de cada nación.<sup>7</sup>

El desarrollo desigual entre naciones es, pues, producto de la competencia real y de la ventaja absoluta de costo (Shaikh, 1991 y 2016). John Weeks (2009) añade que el movimiento del capital que nivela tendencialmente las

<sup>7</sup>

Los costos laborales unitarios reales e integrados verticalmente se construyen siguiendo la noción de los sectores verticalmente integrados de Pasinetti (1973). Para un desarrollo completo de la modelización teórica de la ventaja absoluta de costo véanse Gómez y Tablas (2013), Shaikh (2016) y Boundi (2017).

tasas de ganancia es el proceso que forja el desarrollo desigual de la producción entre sectores, regiones y países.

Baste señalar aquí que, tradicionalmente, en la literatura marxista se teorizada el desarrollo desigual a escala mundial como un proceso que emana de las transferencias del valor y del plusvalor entre naciones (Grossman, 1929; Baran, 1957; Gunder-Frank, 1966; Emmanuel, 1972; Marini, 1974; Carchedi, 1991; Shaikh, 1991 y 2016; Seretis y Tsaliki, 2015).

En su notable obra *La ley de la acumulación y del derrumbe del sistema capitalista*, Henryk Grossman (1929, p. 280) sostiene que en el interior de un sector las empresas líderes al vender sus mercancías por el precio de mercado obtienen ganancias extraordinarias en detrimento de las empresas menos competitivas.

Grossman (1929) agrega que el *intercambio desigual*,<sup>8</sup> se reproduce a nivel mundial por cuanto en la esfera de circulación acontecen transferencias intrasectoriales de valor, desde los sectores de los países técnicamente menos desarrollados hacia los sectores de los países que gozan de un desarrollo tecnológico elevado.

El planteamiento de Guglielmo Carchedi (1991) y Shaikh (1991 y 2016) es similar al de Grossman. De acuerdo con ambos autores, las empresas con técnicas de producción rezagadas y que hacen uso menos intensivo del *capital constante* transfieren valor a las empresas técnicamente más eficientes. Puesto que todas las empresas de un mismo sector tienden a vender sus mercancías al mismo precio de mercado, las diferencias en las condiciones técnicas de producción garantizan para las empresas líderes ganancias extraordinarias, a través de las transferencias de valor de las empresas atrasadas técnicamente.

En el comercio mundial, por ende, las empresas de los países más atrasados generan mayor magnitud de valor como consecuencia del empleo de técnicas de producción más intensivas en fuerza de trabajo. De esta forma, en la esfera de circulación las mercancías de las empresas de los países atrasados

<sup>8</sup> Cabe reseñar que en la literatura se ha propuesto como indicador para cuantificar el intercambio desigual entre las naciones la desviación del índice del tipo de cambio (en adelante ERDI, por sus siglas en inglés), el cual denota la relación de la tasa de la paridad del poder adquisitivo (en adelante PPA) entre el tipo de cambio nominal (Köhler, 1998; Somel, 2003). Existen, sin embargo, dos importantes objeciones. En primer término, Subasat (2013) remarca que la ERDI soslaya el efecto Balassa-Samuelson, el costo del transporte, el movimiento internacional del capital y la política monetaria sobre la dinámica de los precios de las mercancías. La principal conclusión de Subasat (2013) es que la desviación de los precios internacionales en forma alguna puede ser considerada como una medida fiable del intercambio desigual. En segundo término, la ERDI asume el supuesto de que el trabajo es totalmente homogéneo (Kölher, 1998; Somel, 2003; Ricci, 2016), lo cual pierde de vista la importancia del concepto de *trabajo potenciado* de Marx analizado en este trabajo.

se venden a un precio de mercado inferior al valor que ha producido, el cual es transferido a las empresas de los países con un alto grado de desarrollo tecnológico.

Stergios Seretis y Persefoni Tsaliki (2015) tienen a bien arrogarse la tesis del *intercambio desigual* de Grossman, Carchedi y Shaikh para elucidar el desarrollo desigual de la eurozona.<sup>9</sup> Seretis y Tsaliki apuntan que las diferencias intrasectoriales de los niveles de productividad posiblemente estén revelando una transferencia de valor desde Grecia hasta Finlandia y los Países Bajos.<sup>10</sup> Expresado en otros términos, la ventaja absoluta de costo de los sectores manufactureros fineses y holandeses permite lograr ganancias extraordinarias a expensas de los sectores manufactureros griegos.

Se plantean dos importantes cuestionamientos en relación con la hipótesis del *intercambio desigual* mantenida por Seretis y Tsaliki (2015). En primer lugar, tal y como advierte Diego Guerrero (1995), la ventaja absoluta de costo no puede reducirse a una ventaja de productividad, en la medida en que los costos unitarios de producción están determinados conjuntamente por los salarios y la productividad. Un país con bajos salarios podrá ser más competitivo que un país altamente productivo, si la diferencia en salarios es más alta que en productividad.

En segundo lugar, Rolando Astarita (2013) remarca que el cambio técnico y las innovaciones productivas hacen más compleja la cualificación de la fuerza de trabajo. De esta suerte, la fuerza de trabajo empleada por las empresas de un sector que hacen uso de técnicas de producción superiores al promedio social podrá generar más valor por unidad de tiempo.

Astarita alude así al concepto de trabajo potenciado de Marx para explicar el origen de la ganancia extraordinaria. En el capítulo X del libro I de *El capital*, Marx (1867, pp. 250-258) aduce que el trabajo cuya fuerza productiva es excepcional actuará como un trabajo potenciado, tanto más por el hecho que creará en un mismo espacio de tiempo valores superiores al trabajo social medio. En tal sentido, las empresas que poseen métodos de producción per-

<sup>9</sup> El análisis de Seretis y Tsaliki considera solamente cuatro países de la eurozona: Grecia, España, Finlandia y los Países Bajos. La justificación que esgrimen los autores nace del hecho de que en Grecia y en España persisten las mayores tasas de desempleo durante la Gran Recesión, en tanto que el comportamiento de las economías de Finlandia y de los Países Bajos es, junto al de Alemania, el más dinámico de la región.

<sup>10</sup> En esta investigación no se ha podido incluir a Grecia en el análisis econométrico, puesto que EU KLEMS 2016 limita los datos sectoriales de empleo, producción y precios a 10 economías de la UE, a saber: Austria, Alemania, Bélgica, España, Finlandia, Francia, Italia, Holanda, Suecia y Reino Unido.

feccionados se apropiarán de un plusvalor mayor en comparación con el resto de las empresas de su mismo sector.

De dicho plusvalor extraordinario dimana la ganancia extraordinaria, en la medida en que las empresas líderes venden sus mercancías por el valor social, el cual es superior a su valor individual.<sup>11</sup> Vale decir que una vez generalizado el uso del método de producción más eficiente, el plusvalor extraordinario desaparece.

En síntesis, del concepto de trabajo potenciado de Marx se desprende que el *desarrollo desigual entre naciones hunde sus raíces en la esfera de producción*. *Id est*, los países cuyos sectores emplean una mayor cantidad trabajo potenciado para con el promedio social mundial, estarán capacitados para crear más valor por unidad de tiempo que sus competidores internacionales.

### **HIPÓTESIS, BASE DE DATOS Y MODELO ECONOMÉTRICO**

Tal y como se indicó en la introducción, la investigación busca contrastar la *hipótesis general* según la cual el desarrollo desigual de la eurozona nace de las diferencias que existen en la cantidad empleada de trabajo potenciado con respecto al trabajo social medio de la región. De acuerdo con el marco teórico, se interpreta que las disparidades intrasectoriales de la compensación del capital están sujetas a los niveles relativos de los costos unitarios de producción, la intensidad del capital y la tasa de acumulación en relación con el promedio de la eurozona.

Es a partir de dicha *hipótesis general* que surgen dos hipótesis específicas vinculadas al procedimiento econométrico aplicado. La *primera hipótesis específica* supone que las cuatro variables son no estacionarias e integradas de grado I(1). Consiguientemente, entre las mismas se ha de verificar una relación estable en el largo plazo.

La *segunda hipótesis específica* implica que, en sentido de Granger, las diferencias intrasectoriales de la compensación del capital están causadas por los niveles relativos al promedio de la eurozona de los costos laborales unitarios reales, la intensidad del capital y la tasa de acumulación.

<sup>11</sup>

La diferencia entre el valor social y el valor individual constituye, según Marx, la ganancia extraordinaria de las empresas técnicamente más desarrolladas. Al incurrir en menores costes de producción, la venta de las mercancías al precio de mercado garantiza a las empresas líderes una ganancia extraordinaria.

Los datos fueron obtenidos de la base EU KLEMS 2016, cuya metodología se encuentra basada en el nuevo *Sistema Europeo de Contabilidad Nacional* (en adelante *ESA 2010*, por sus siglas en inglés) (O'Mahony y Timmer, 2009; Jäger, 2016). EU KLEMS 2016 ofrece información sectorial sobre el valor añadido bruto, la producción bruta efectiva, la formación bruta de capital fijo, los índices de los precios, la remuneración total de asalariados, el excedente bruto de explotación, el número total de horas trabajadas y el acervo de capital fijo, para las 10 economías más importantes de la Unión Europea (en adelante UE) a lo largo del periodo 1995-2014<sup>12</sup> (Jäger, 2016).

La clasificación industrial de EU KLEMS 2016 corresponde a la *Nomenclatura estadística de actividades económicas de la Comunidad Europea* revisión 2 (en adelante *NACE 2*). Asimismo, *NACE 2* es consistente con la *International Standard Industrial Classification of All Economic Activities* revisión 4 (en adelante *ISIC Rev. 4*) (Jäger, 2016). Las series sobre empleo de EU KLEMS 2016 están elaboradas de acuerdo con la información de *European Labour Force Survey* (en adelante *LFS*) y de *Structure of Earning Survey* (en adelante *SES*).

Para el análisis econométrico se seleccionaron siete de los diez países que aparecen en EU KLEMS 2016, a saber: Alemania, Austria, España, Finlandia, Francia, Italia y los Países Bajos. Se excluyó a Bélgica debido a que EU KLEMS 2016 no ofrece datos sobre el acervo del capital fijo. Reino Unido y Suecia no fueron tomados en cuenta al no pertenecer a la eurozona.

Se acotó el análisis al periodo 2000-2014, en la medida en que EU KLEMS 2016 solamente incluye datos sobre el acervo del capital fijo a partir de 2000 para Alemania y para los Países Bajos. Se decide trabajar exclusivamente con los 11 sectores manufactureros (véase cuadro 1), por cuanto se trata de los ramos de la producción que se caracterizan por poseer rendimientos crecientes (Smith, 1776; Ricardo, 1821; Marx, 1894; Kaldor, 1957).

<sup>12</sup>

Cabe recordar que una de las limitaciones de EU KLEMS 2016 descansa, precisamente, en que la información estadística no cubre el total de los 27 países de la UE. Entre las ausencias más importantes se encuentran Grecia y Portugal, que por sus características particulares habrían merecido un profuso estudio con base en la hipótesis de la investigación.

Cuadro 1. Sectores manufactureros de los países de la eurozona de acuerdo con la clasificación de EU KLEMS 2016

Sector	Código NACE 2
Productos alimenticios, bebidas y tabaco	10-12
Textil, prendas, cuero y calzado	13-15
Madera, papelera y actividades de edición	16-18
Coque y refinamiento de petróleo	19
Industria química	20-21
Caucho, productos de plástico y otros productos minerales no metálicos	22-23
Metales comunes y productos metálicos, excepto maquinaria y equipo	24-25
Equipo óptico y eléctrico	26-27
Maquinaria y equipo n.c.p	28
Equipo de transporte	29-30
Otras manufacturas; reparación e instalación de maquinaria y equipo	31-33

Fuente: elaboración propia con base en EU KLEMS 2016.

A continuación, se definen las variables para el análisis econométrico. La variable dependiente (en adelante  $E_{ij}$ ) es la ratio del excedente bruto de explotación a precios constantes de 2010 del  $i$ -enésimo sector manufacturero para el  $j$ -enésimo país (en adelante  $EBE_{ij}$ ) entre el promedio de la eurozona del excedente bruto de explotación a precios constantes de 2010 del  $i$ -enésimo sector (en adelante  $EBE_{ieur}$ ):

$$E_{ij} = \left( \frac{EBE_{ij}}{EBE_{ieur}} \right) = \frac{EBE_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_{ij=1}^n EBE_{ij}}; (i=1 \dots 11), (j=1 \dots 7), (n=7) \quad (1)$$

La primera variable explicativa (en adelante  $CLUR_{ij}$ ) son los costos laborales unitarios reales directos del  $i$ -enésimo sector manufacturero para el  $j$ -enésimo país (en adelante  $CLUR_{ij}$ ) con respecto al promedio de la eurozona de los costos laborales unitarios reales directos del  $i$ -enésimo sector manufacturero (en adelante  $CLUR_{ieur}$ ):

$$CLURR_{ij} = \frac{CLUR_{ij}}{CLUR_{ieur}} = \frac{\left( \frac{Wr}{YLr} \right)_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_{ij=1}^n \left( \frac{Wr}{YLr} \right)_{ij}}; (i=1..11), (j=1..7), (n=7) \quad (2)$$

Donde:

$Wr_{ij}$  = salario por hora a precios constantes de 2010<sup>13</sup> del  $i$ -enésimo sector para el  $j$ -enésimo sector.

$YLr_{ij}$  = productividad por hora trabajada a precios constantes de 2010<sup>14</sup> del  $i$ -enésimo sector para el  $j$ -enésimo sector.

La segunda variable explicativa (en adelante  $K_{ij}$ ) es la relación capital/trabajo del  $i$ -enésimo sector manufacturero para el  $j$ -enésimo país (en adelante  $KL_{ij}$ ) respecto del promedio de la eurozona de la relación capital/trabajo del  $i$ -enésimo sector manufacturero (en adelante  $KL_{ieur}$ ):

$$K_{ij} = \frac{KL_{ij}}{KL_{ieur}} = \frac{\left( \frac{K}{L} \right)_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_{ij=1}^n \left( \frac{K}{L} \right)_{ij}}; (i=1..11), (j=1..7), (n=7) \quad (3)$$

Donde:

$K_{ij}$  = acervo del capital fijo a precios constantes de 2010 del  $i$ -enésimo sector para el  $j$ -enésimo país.

$L_{ij}$  = cantidad de trabajo en unidades físicas del  $i$ -enésimo sector para el  $j$ -enésimo país.

La tercera variable explicativa (en adelante  $k_{ij}$ ) es la tasa de acumulación del capital del  $i$ -enésimo sector manufacturero para el  $j$ -enésimo país (en ade-

<sup>13</sup> Primeramente, el salario real por hora se calculó como el cociente entre la remuneración de asalariados a precios corrientes, entre el número total de horas trabajadas por los asalariados del  $i$ -enésimo sector manufacturero en el  $j$ -enésimo país de la eurozona. Posteriormente, se procedió a deflactar el salario nominal por hora entre el índice de precios al consumo armonizado con base en el año 2010 obtenido de Eurostat.

<sup>14</sup> La productividad por hora trabajada a precios constantes se halló deflactando, en primer término, el valor añadido bruto (en adelante VAB) a precios corrientes del  $i$ -enésimo sector manufacturero para cada  $j$ -enésimo país de la eurozona, entre el índice de precios del sector con base en el año 2010. Ulteriormente, se dividió el VAB a precios corrientes entre el número total de horas trabajadas del  $i$ -enésimo sector para el  $j$ -enésimo país. Todas las variables se recopilaron de EU KLEMS 2016.

lante  $I_{ij}$ ) respecto del promedio de la eurozona de la tasa de acumulación del capital del  $i$ -enésimo sector manufacturero (en adelante  $I_{ieur}$ ):

$$k_{ij} = \frac{I_{ij}}{I_{ieur}} = \frac{\left( \frac{FBKF}{VAB} \right)_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_{ij=1}^n \left( \frac{FBKF}{VAB} \right)_{ij}}; \quad (i=1..11), (j=1..7), (n=7) \quad (4)$$

Donde:

$FBKF_{ij}$  = formación bruta de capital fijo a precios constantes de 2010 del  $i$ -enésimo sector para el  $j$ -enésimo país.

$VAB_{ij}$  = valor añadido bruto a precios constantes de 2010 del  $i$ -enésimo sector para el  $j$ -enésimo país.

La especificación del modelo econométrico estimado por mínimos cuadrados ordinarios (en adelante MCO) se expresa de acuerdo con la siguiente relación funcional:

$$E_{ij} = f(CLURR_{ij}, K_{ij}, k_{ij}) \quad (5)$$

Tomando logaritmos neperianos, la regresión múltiple de MCO del dato de panel se escribe así:

$$\ln(E_{ijt}) = \alpha_0 + \beta_1 \ln(CLURR_{ijt}) + \beta_2 \ln(K_{ijt}) + \beta_3 \ln(k_{ijt}) + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

Donde:

$\ln$  = logaritmo neperiano.

$\alpha_0$  = vector del término constante.

$\beta_i$  = vector de parámetros o de coeficientes de determinación múltiples.

$\varepsilon_{ijt}$  = vector del término error de perturbación aleatoria.

$t = (2000 \dots 2014)$ .

El análisis econométrico consiste en un modelo de datos de panel dinámico, por lo que se seleccionaron las pruebas para la detección de raíces unitarias de Breitung (2001), de Im, Pesaran y Shin (2003) (en adelante IPS), de Maddala y Wu (1999) (en adelante mw) o prueba Dickey-Fuller aumentado tipo Fisher (en adelante ADF-Fisher), y de Hadri (2000). Las hipótesis nulas de cada una de las pruebas pueden consultarse en el cuadro 2.

Cuadro 2. Pruebas de raíces unitarias e hipótesis nula a contrastar

Prueba	Hipótesis nula
Breitung (2001)	Proceso común de raíz unitaria
Im, Pesaran y Shin (2003)	Proceso individual de raíz unitaria
Maddala y Wu (1999)	Proceso individual de raíz unitaria
Hadri (2000)	Estacionariedad

Fuente: elaboración propia.

Tras la verificación estadística de que las cuatro series del modelo en nivel contienen raíz unitaria de grado I(1), se procede al análisis de la cointegración de acuerdo con las pruebas de Pedroni (1999) y de Kao (1999), ambas basadas en el procedimiento de Engle y Granger (1987).

Para la estimación del vector de cointegración se utilizan el modelo de MCO dinámico (en adelante DOLS, por sus siglas en inglés) y el modelo de MCO totalmente modificado (en adelante FMOLS, por sus siglas en inglés). Con dichos modelos de regresión dinámica es factible interpretar el signo de la correlación entre la variable dependiente y las variables explicativas (Stock y Watson, 1993; Pedroni, 1999 y 2001; Wagner y Hong, 2016).

La correlación entre variables, sin embargo, no puede interpretarse como una relación de causalidad entre las mismas (Granger y Newbold, 1974). En vista de esto, se procede al uso de la prueba de Granger (1969) para contrastar estadísticamente la existencia de relaciones de causalidad entre la variable dependiente y las variables explicativas.

Tras desarrollar brevemente las principales cuestiones metodológicas, en el siguiente apartado se analizan los resultados obtenidos del modelo econométrico.

## ANÁLISIS ECONOMÉTRICO

Se comienza el análisis econométrico comprobando que las variables del modelo son no estacionarias en nivel e integradas de orden I(1). Cabe decir que las cuatro pruebas para la detección de raíces unitarias se realizan con un único retardo siguiendo el criterio de Akaike, asimismo, se optó por incluir el intercepto y la tendencia.

Las pruebas Breitung (2001), IPS (2003) y MW (1999) indican que no es factible rechazar la hipótesis nula de la existencia de raíz unitaria para las cuatro variables en nivel, en tanto que la prueba Hadri (2000) permite el rechazo de la hipótesis nula de estacionariedad (véase cuadro 3). Esto quiere decir que hay suficiente información estadística que apoya la hipótesis de que las cuatro variables en nivel contienen raíz unitaria de grado I(1). Nótese, además, que de acuerdo con las pruebas de Breitung, IPS y MW, las cuatro variables en sus primeras diferencias son estacionarias e integradas de grado I(0) (véase cuadro 3).

En el cuadro 4 se recogen los resultados de las pruebas de cointegración de Pedroni (1999) y de Kao (1999). Según la prueba Pedroni (1999), la probabilidad asociada a los estadísticos de los paneles y, PP, ADF y los grupos PP y ADF permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración.

Por otra parte, el panel rho-Estadístico y el grupo PP-Estadístico no admiten el rechazo de la antedicha hipótesis nula. No en vano, siete de los once estadísticos de la prueba Pedroni (1999) apuntan que, estadísticamente, las variables se encuentran cointegradas.

De igual modo, la probabilidad asociada al estadístico ADF de la prueba Kao (1999) consiente el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración (véase cuadro 4). Luego, la evidencia estadística sugiere que entre las cuatro variables del modelo existe una relación estable en el largo plazo.

Por su parte, los estimadores DOLS y FMOLS revelan que los coeficientes o parámetros  $\beta_i$  de  $\ln(CLURR)$ ,  $\ln(KL)$  y  $\ln(k)$  son estadísticamente significativos al 1%, 5% y 10% (véase cuadro 5).

El signo de los coeficientes es el esperado, resultando coherente con el marco teórico de la investigación. Así, por ejemplo, el signo negativo de la  $\ln(CLURR)$  implica que el incremento de un 1% de los CLUR del  $i$ -enésimo sector para el  $j$ -enésimo con respecto al promedio de la eurozona provoca, *ceteris paribus*, el descenso de -1.04% (DOLS) o de -0.673% (FMOLS) del  $\ln(E)$ .

De ello se infiere que el empleo de una menor cantidad de trabajo potenciado con respecto al promedio social, así como el encarecimiento de las condiciones técnicas de producción, conlleva una menor producción de excedente en comparación con la media de la eurozona.

Dicho de otra forma, los sectores manufactureros de los países con mayores CLUR se caracterizan por una menor tasa de explotación de la fuerza de trabajo, una baja intensidad del capital y una posición competitiva desfavorable frente a las economías con ventaja absoluta de costo (Guerrero, 1995; Astarita, 2013; Gómez y Tablas, 2013; Boundi, 2017).

Cuadro 3. Resultados de las pruebas de raíces unitarias (un retraso e intercepto individual y tendencia individual)

Variable/Prueba	Breitung (2001)	IPS (2003)	MW (1999)	Hodri (2000)					
En nivel	t-Estadístico	Prob.	t-Estadístico	Prob.	ADF-Fisher X	Prob.	t-Estadístico	Prob.	Orden
$\ln F$	0.810	0.791	-0.882	0.189	174.700	0.121	11.932	0.000***	I(1)
$\ln CURRE$	3.335	0.999	3.536	0.999	102.128	0.999	14.238	0.000***	I(1)
$\ln K$	4.212	1.000	-1.139	0.127	117.52	0.987	16.412	0.000***	I(1)
$\ln k$	1.016	0.845	-0.243	0.404	164.319	0.270	130.196	0.000***	I(1)
En primera diferencia	t-Estadístico	Prob.	t-Estadístico	Prob.	ADF-Fisher X	Prob.	t-Estadístico	Prob.	Orden
$\Delta \ln F$	-3.967	0.000***	-6.752	0.000***	317.558	0.000***	20.1046	0.000***	I(0)
$\Delta \ln CURRE$	-2.048	0.020**	-8.017	0.000***	335.927	0.000***	18.877	0.000***	I(0)
$\Delta \ln K$	-4.798	0.000***	-6.688	0.000***	302.662	0.000***	20.494	0.000***	I(0)
$\Delta \ln k$	-6.197	0.000***	-7.705	0.000***	318.681	0.000***	17.963	0.000***	I(0)

\*\*\* Denota rechazo de la hipótesis nula al 1%, al 5% y al 10%. \*\* Denota rechazo de la hipótesis nula al 5% y al 10%.

Fuente: elaboración propia con base en Eviews9.

Cuadro 4. Resultados de la prueba de cointegración de Pedroni (1999) (intercepto individual y tendencia individual) y de Kao (1999) (intercepto individual)

*Pedroni (1999): Hipótesis nula = no cointegración*

Dentro de las dimensiones	Estadístico	Prob.	Tamaño del estadístico	Prob.
Panel v-Estadístico	2.560	0.005***	-1.579	0.943
Panel rho-Estadístico	2.471	0.993	5.568	1.000
Panel PP-Estadístico	-23.670	0.000***	-9.187	0.000***
Panel ADF-Estadístico	-5.221	0.000***	-10.443	0.000***
<hr/>				
Entre las dimensiones	Estadístico	Prob.		
Grupo rho-Estadístico	8.382	1.000		
Grupo PP-Estadístico	-16.003	0.000***		
Grupo ADF-Estadístico	-12.245	0.000***		

*Kao (1999): Hipótesis nula = no cointegración*

	t-Estadístico	Prob.	Varianza residual	Varianza HAC
ADF	-2.662	0.004***	0.053	0.051

\*\*\* Denota rechazo de la hipótesis nula al 1%, al 5% y al 10%.

Fuente: elaboración propia con base en *Eviews9*.

Cuadro 5. Resultados del panel DOLS y el panel FMOLS (tendencia con constante en nivel, método pooled y variables con un retraso)

*Variable dependiente: LnE*

*DOLS*

Variable	Coeficiente	Error estándar	t-Estadístico	Prob.
LnCLURR	-1.040	0.240	-4.328	0.000***
LnKL	0.760	0.206	3.683	0.000***
Lnk	0.960	0.251	3.830	0.000***

Cuadro 5. Resultados del panel DOLS y el panel FMOLS (tendencia con constante en nivel, método pooled y variables con un retardo)

(continuación)

FMOLS				
Variable	Coeficiente	Error estándar	t-Estadístico	Prob.
$\ln(CLURR)$	-0.673	0.146	-4.605	0.000***
$\ln(KL)$	0.743	0.153	4.857	0.000***
$\ln(k)$	0.785	0.147	5.334	0.000***

\*\*\* Denota rechazo de la hipótesis nula al 1%, al 5% y al 10%.

Fuente: elaboración propia con base en *Eviews9*.

El aumento de 1% de  $\ln(KL)$  induce, *ceteris paribus*, el incremento de 0.760% (DOLS) o de 0.743% (FOMLS) de  $\ln(E)$ . Desde un punto de vista marxiano, la adopción de técnicas productivas intensivas en capital que gozan de una eficiencia superior al promedio social, elevará excepcionalmente la capacidad productiva del trabajo de tal suerte que este podrá crear mayor valor por unidad de tiempo (Marx, 1867).

Se desprende pues, que las empresas líderes de los sectores de los países más competitivos de la eurozona producen un excedente extraordinario del cual procede una ganancia extraordinaria tras vender sus mercancías al precio de mercado.

En el cuadro 5 se advierte que el aumento de 1% de  $\ln(k)$  genera, *ceteris paribus*, el acrecentamiento de  $\ln(E)$  en 0.960% (DOLS) y en 0.785% (FOMLS). Se colige que del ensanchamiento de la escala de la acumulación del capital de un sector a una tasa superior a la del promedio de la eurozona, sobreviene un incremento de la demanda de fuerza de trabajo potenciado que consentirá la apropiación de mayor excedente de explotación.

Ulteriormente, se procede a analizar el sentido de la causalidad entre las variables del modelo a través de la prueba de Granger con dos retardos. El cuadro 6 muestra que es factible rechazar la hipótesis nula de que  $\ln(CLURR)$  no causa, en sentido de Granger,  $\ln(E)$ , pero no viceversa. Esto quiere decir que existe suficiente información estadística que apoya la hipótesis de que los cambios que experimenta  $\ln(CLURR)$  a lo largo del periodo causan modificaciones en  $\ln(E)$ , siendo esta relación unidireccional.

Como en el caso anterior, los resultados la prueba de causalidad indican que puede rechazarse la hipótesis nula de que  $\ln(KL)$  no causa, en sentido de Granger,  $\ln(E)$ . No obstante, la prueba no admite el rechazo de la hipótesis nula de que  $\ln(E)$  no causa, en sentido de Granger,  $\ln(KL)$  (véase cuadro 6).

La relación de causalidad entre  $\ln(k)$  y  $\ln(E)$  es de carácter bidireccional, en la medida en que para ambos casos se rechaza la hipótesis nula (véase cuadro 6). Este resultado tiene respaldo a nivel teórico. Por una parte, el aumento del producto depende de la tasa de acumulación del capital (Smith, 1776; Ricardo, 1821; Marx, 1894; Shaikh, 1991 y 2016). Por otra parte, la acumulación del capital se encuentra estrechamente relacionada con la rentabilidad realizada y la rentabilidad que se espera alcanzar de las nuevas inversiones en medios de producción y en fuerza de trabajo (Marx, 1894; Kaldor, 1957; Morishima, 1973; Pasinetti, 1974; Shaikh, 1991 y 2016).

En otras palabras, el aumento del excedente de explotación a una tasa superior a la del acervo del capital constante [tasa de ganancia] actúa como acicate para la acumulación del capital (Mateo Tomé, 2017). En suma, la evidencia estadística arroja información relevante que apoya las hipótesis de la investigación.

Cuadro 6. Resultados de la prueba de causalidad de Granger con dos retardos (variables en nivel)

Hipótesis nula	Obs.	F-Estadístico	Prob.	Relación
$\ln(CLURR)$ no causa en sentido de Granger $\ln E$	914	4.371	0.013**	Causa
$\ln E$ no causa en sentido de Granger $\ln(CLURR)$		0.933	0.394	No causa
$\ln K L$ no causa en sentido de Granger $\ln E$	914	4.806	0.008***	Causa
$\ln E$ no causa en sentido de Granger $\ln K L$		0.230	0.795	No causa
$\ln k$ no causa en sentido de Granger $\ln E$	914	2.756	0.064*	Causa
$\ln E$ no causa en sentido de Granger $\ln k$		4.289	0.014**	Causa

\*\*\* Denota rechazo de la hipótesis nula al 1%, al 5% y al 10%; \*\* Denota rechazo de la hipótesis nula al 5% y al 10%;

\* Denota rechazo de la hipótesis nula al 10%.

Fuente: elaboración propia con base en *Eviews9*.

## DISCUSIÓN DE LOS RESULTADOS Y CONCLUSIONES

El análisis econométrico ha sido altamente fructífero, tanto más cuanto que los resultados sugieren que el origen del desarrollo desigual entre los principales países de la eurozona hunde sus raíces en la esfera de producción.

Respecto a lo anterior, es importante hacer notar que la contención salarial durante el periodo 2000-2014 fue mayor en Alemania, Finlandia y los Países Bajos, en cuanto economías más competitivas de la región, que en España, Francia e Italia (véase cuadro 7). Y es dentro de este último grupo de países que España presenta ciertas características que merecen ser brevemente analizadas.

De acuerdo con Boundi (2017), las diferencias de productividad entre Alemania y España se incrementaron a partir de 1993, fecha en la cual se inicia *de facto* la supresión de los controles sobre la movilidad de mercancías y de capitales en la UE. Luis Cárdenas del Rey (2017) señala a este respecto que durante la segunda fase de expansión del ciclo económico de España (1994-2007), el incremento de la inversión en equipamiento no se trasladó en la mejora de la industria manufacturera.

Javier López Prol y Enrique Palazuelos (2016) apuntan que a lo largo del periodo 1994-2007 tan sólo los sectores manufactureros de alta y de media-alta tecnología se caracterizaron por tasas de crecimiento de la productividad suficientemente elevadas para sostener el aumento de los salarios reales sin afectar a los costos unitarios de producción. Empero, durante la Gran Recesión (2008-2014) la deflación salarial coadyuvó a los sectores manufactureros españoles a mejorar su posición competitiva<sup>15</sup> a través del abatimiento de los CLUR (véase cuadro 7).

Los principales sectores manufactureros alemanes, fineses y holandeses mantienen su ventaja absoluta de costo, tanto por sus altos niveles de productividad, como por su destreza para abaratar la estructura de costos a través del sometimiento de la tasa de crecimiento del salario real (véase cuadro 7).

<sup>15</sup>

De acuerdo con los datos de Eurostat, el volumen de las exportaciones de mercancías desde España a la UE creció en torno de 2.98% de promedio durante el periodo 2011-2014, si bien las importaciones de mercancías procedentes de la UE crecieron escasamente un 0.26%. El descenso de las importaciones entre 2011 y 2012 fue de aproximadamente -7.53%, en tanto que las exportaciones se contrajeron un -0.41% (datos de Eurostat).

Cuadro 7. Tasas medias acumulativas del salario real por hora trabajada y la productividad real por hora trabajada del conjunto de la industria manufacturera (precios constantes de 2010)

	Alemania %	Austria %	España %	Finlandia %	Francia %	Italia %	Países Bajos %
Salario real (2000-2007)	0.18	0.75	1.61	1.68	1.43	0.75	0.66
Salario real (2008-2014)	0.98	0.90	-0.21	0.02	1.47	1.10	0.39
Salario real (2000-2014)	0.42	0.91	0.76	0.67	1.29	0.88	0.72
Productividad real (2000-2007)	3.72	3.80	2.24	6.39	3.99	1.14	3.88
Productividad real (2008-2014)	1.35	1.48	2.86	-1.11	2.74	1.58	0.96
Productividad real (2000-2014)	2.11	2.54	2.25	2.45	2.98	1.12	2.20

Fuente: elaboración propia con base en EU KLEMS 2016 y en Eurostat.

El incremento de la productividad real a un ritmo mayor que el salario real indica que, en términos agregados, las empresas manufactureras alemanas, finesas y holandesas están capacitadas para crear un excedente extraordinario, el cual *ex post* habrá de realizarse como una *ganancia extraordinaria* en la esfera de circulación.

Stricte sensu, el único *intercambio desigual* que acontece es el que existe entre el trabajo y el capital en la esfera de producción. O, más precisamente, en Alemania, Finlandia y los Países Bajos, el salario en relación con el nuevo valor agregado por el trabajo (salario relativo en sentido de Marx) es menor que en España, Francia e Italia.

Del empleo de una cantidad de trabajo potenciado por encima del trabajo social medio de la región, sobreviene la elevación de la participación del capital. En virtud de lo cual se infiere que las tasas de explotación de la fuerza de trabajo son mayores en Alemania, Finlandia y los Países Bajos que en España, Francia e Italia.

Llegado a este punto, vale la pena destacar que el desarrollo desigual en la eurozona no se vincula únicamente a las diferencias en la tasa de explotación, cuyo *proxy* es el CLUR en esta investigación, sino también a las diferencias intrasectoriales en la relación capital/trabajo.

Debe recalcarse que en el interior de una rama de la producción, las disparidades en la relación capital/trabajo no conllevan una transferencia del

excedente de las empresas con técnicas intensivas en fuerza de trabajo a las empresas con técnicas intensivas en capital.

En este sentido, las técnicas intensivas en capital constante fijo permiten a las empresas líderes incrementar su escala de producción y potenciar la fuerza de trabajo. De esta suerte, el coste unitario de producción es inferior al de sus competidores, en tanto que sus tasas de ganancia habrán de ser superiores al promedio sectorial.

A propósito de esto, Rafael Muñoz de Bustillo y Enrique Fernández Macías (2007) muestran que las economías europeas noroccidentales tuvieron por bien adoptar y diseñar métodos de organización del trabajo que, entre otras cosas, han consentido hacer un uso más intensivo en el tiempo del capital constante fijo instalado a fin de reducir de los costos unitarios de producción. Por todo lo anterior, se concibe el desarrollo desigual de la eurozona como la expresión de la internacionalización de las relaciones sociales de producción.

## BIBLIOGRAFÍA

- Álvarez Peralta, I., Luengo, F. y Uxó, J. (2013), *Fracturas y crisis en Europa*, Madrid, Clave Intelectual.
- Astarita, R. (2013), *Economía política de la dependencia y el subdesarrollo*, Buenos Aires, Universidad Nacional de Quilmes.
- Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1992), “Convergence”, *Journal of Political Economy*, vol. 100, núm. 2, Chicago University of Chicago Press, April.
- Bellofiore, R. (2013), “Two or Three Things I Know about Her”, *Europe in The Global Crisis and Heterodox Economics*”, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 37, núm. 3, United Kingdom, Oxford University Press, May.
- Bellofiore, R., Garibaldo, F. y Mortagua, M. (2015), “A Credit-money and Structural Perspective on the European Crisis: Why Exiting The Euro is The Answer to The Wrong Question”, *Review of Keynesian Economics*, vol. 3, núm. 4, United Kingdom, Edward Elgar Publishing, October.
- 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*, vol. 36, núm. 71, Colombia, Tercer Mundo Editores, julio-diciembre.
- Breitung, J. (2001), “The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data”, en T. B. Fomby, R. Carter Hill *et al.* (eds.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, New York, Emerald Group Publishing Limited.

- Carchedi, G. (1991), *Frontiers of Political Economy*, London, Verso.
- Cárdenes del Rey, L. (2017), “Hechos estilizados del patrón de inversión en la economía española (1981-2013)”, *Revista Galega de Economía*, vol. 26, núm. 2, España, Universidad de Santiago de Compostela, marzo.
- Emmanuel, A. (1972), *Intercambio desigual*, México, Siglo XXI Editores.
- Engle, R. F. y Granger, C. W. (1987), “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, United Kingdom, Blackwell Publishing, March.
- Góchez Sevilla, R. y Tablas, V. A. (2013), *Tipo de cambio real y déficit comercial en Guatemala (1970-2007): un enfoque heterodoxo*, México, Cepal.
- Granger, C. W. J. (1969), “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods”, *Econometrica*, vol. 37, núm. 3, United Kingdom, Blackwell Publishing, August.
- Granger, C. W. y Newbold, P. (1974), “Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, vol. 2, núm. 2, Holland, Elsevier, July.
- Grossman, H. (2002) [1929], *La ley de la acumulación y del derrumbe del sistema capitalista*, México, Siglo XXI Editores.
- Guerrero, D. (1995), *Competitividad. Teoría y política*, Barcelona, Ariel.
- Gunder-Frank, A. (1966), *Latin America: Underdevelopment or Revolution*, New York, Monthly Review Press.
- Hadri, K. (2000), “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data”, *The Econometrics Journal*, vol. 3, núm. 2, USA, Korean Econometric Society, December.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. y Shin, Y. (2003), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, vol. 115, núm. 1, Holland, Elsevier, July.
- Jäger, J. y Springer, E. (eds.) (2015), *Asymmetric Crisis in Europe and Possible Futures: Critical Political Economy and Post-Keynesian Perspectives*, London, Routledge.
- Jäger, K. (2016), *EU KLEMS Growth and Productivity Accounts 2016 Release, Statistical Module1*. Recuperado de <[http://www.euklems.net/TCB/2016/SE\\_documentation\\_2016.pdf](http://www.euklems.net/TCB/2016/SE_documentation_2016.pdf)>
- Kaldor, N. (1957), “A Model of Economic Growth”, *The Economic Journal*, vol. 67, núm. 268, United Kingdom, Royal Economic Society, December.
- Kao, C. (1999), “Spurious Regression and Residual-based Tests for Cointegration in Panel Data”, *Journal of Econometrics*, vol. 90, núm. 1, Holland, Elsevier, May.

- Köhler, G. (1998), "The Structure of Global Money and World Tables of Unequal Exchange", *Journal of World-Systems Research*, vol. 4, núm. 2, USA, Pittsburgh University, July-December.
- Lapavitsas, C. (2012), *Crisis in the Eurozone*, London, Verso.
- López Prol, J. y Palazuelos, E. (2016), "Relación entre beneficios e inversión: crecimiento económico de España 1994-2007", *Problemas del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía*, vol. 47, núm. 185, México, UNAM-IIEC, abril-junio.
- 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*, vol. 61, núm. S1, United Kingdom, Blackwell Publishing, November.
- Marini, R. M. (1974), *Subdesarrollo y revolución*, México, Siglo XXI Editores.
- Marx, K. (1974) [1848], *Miseria de la filosofía*, Madrid, Júcar.
- \_\_\_\_\_. (2006) [1867], *El capital: crítica de la economía política, libro I*, México, Fondo de Cultura Económica.
- \_\_\_\_\_. (2006) [1894], *El capital: crítica de la economía política, libro III*, México, Fondo de Cultura Económica.
- \_\_\_\_\_. (2015) [1939], *Elementos fundamentales para la crítica de la economía política, borrador 1857-1858, Grundrisse, libro II*, Madrid, Siglo XXI Editores.
- Mateo Tomé, J. P (2017), "Distorsiones y desequilibrios en la dinámica de acumulación de la economía en España", *Problemas del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía*, vol. 48, núm. 191, México, UNAM-IIEC, octubre-diciembre.
- Morishima, M. (1977) [1973], *La teoría económica de Marx. Una teoría dual del valor y el crecimiento*, Barcelona, Tecnos.
- Muñoz de Bustillo, R. y Fernández Macías, E. (2007), "Producción y tiempo. Utilización de la capacidad instalada en las empresas españolas", *Estudios de Economía Aplicada*, vol. 25, núm. 1, España, Universidad de Valladolid, abril.
- O'Mahony, M. y Timmer, M. P. (2009), "Output, Input and Productivity Measures at The Industry Level: The EU KLEMS Database", *The Economic Journal*, vol. 119, núm. 538, United Kingdom, Royal Economic Society, June.
- Pasinetti, L. (1978) [1974], *Crecimiento económico y distribución de la renta*, Madrid, Alianza.

- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, núm. S1, United Kingdom, Blackwell Publishing, November.
- \_\_\_\_\_. (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*, New York, Emerald Group Publishing Limited.
- Ricardo, D. (1973) [1821], *Principios de economía política y de tributación*, México, Fondo de Cultura Económica.
- Ricci, A. (2016), *Unequal Exchange in International Trade: A General Model*. Recuperado de <[http://www.econ.uniurb.it/RePEc/urb/wpaper/WP\\_16\\_05.pdf](http://www.econ.uniurb.it/RePEc/urb/wpaper/WP_16_05.pdf)>
- Semmler, W. (1981), "Competition, Monopoly, and Differentials of Profit Rates: Theoretical Considerations and Empirical Evidence", *Review of Radical Political Economics*, vol. 13, núm. 4, USA, SAGE Publications, December.
- Seretis, S. A. y Tsaliki, P. V. (2015), "Absolute Advantage and International Trade Evidence from Four Euro-zone Economies", *Review of Radical Political Economics*, vol. 48, núm. 3, USA, SAGE Publications, September.
- Shaikh, A. (1991), *Valor, acumulación y crisis*, Bogotá, Ediciones Tercer Mundo.
- \_\_\_\_\_. (2016), *Capitalism: Competition, Conflict, Crises*, New York, Oxford University Press.
- Smith, A. (2014) [1776], *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, London, Liberty Fund.
- Somel, C. (2003), "Estimating the Surplus in The Periphery: An Application to Turkey", *Cambridge Journal of Economics*, vol. 27, núm. 6, United Kingdom, Oxford University Press, November.
- Stock, J. H. y Watson, M. W. (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, vol. 61, núm. 4, United Kingdom, Blackwell Publishing, July.
- Subasat, T. (2013), "Can Differences in International Prices Measure Unequal Exchange in International Trade?", *Competition & Change*, vol. 17, núm. 4, United Kingdom, Maney Publishing, October.
- Wagner, M. y Hong, S. H. (2016), "Cointegrating Polynomial Regressions: Fully Modified ols Estimation and Inference", *Econometric Theory*, vol. 32, núm. 5, United Kingdom, Cambridge University Press, October.
- Weeks, J. (2009), *Teoría de la competencia en los neoclásicos y en Marx*, Madrid, Maia.