

**COMPETITIVIDAD DE LOS SECTORES MANUFACTUREROS DE ALEMANIA Y ESPAÑA,
1995-2015: ANÁLISIS DE LA VENTAJA ABSOLUTA DE COSTE CON DATOS DE PANEL
DINÁMICO**

Fahd BOUNDI-CHRAKI

fboundi@ucm.es

Universidad Complutense de Madrid

Resumen

La presente investigación tiene como objetivo identificar los factores que explican la mejor posición competitiva de los sectores manufactureros alemanes en relación con los españoles durante el período 1995-2015. Con base en la teoría de la ventaja absoluta de coste de Shaikh, se contrasta la hipótesis de que, para dicho lapso, los términos reales de intercambio entre los sectores manufactureros de España y de Alemania se encuentran regulados por los niveles relativos de sus costes laborales unitarios reales. A este fin, se construye un modelo dinámico de datos de panel conformado por los once sectores manufactureros de la base EU KLEMS 2017, el cual revela que entre las tres variables existe una relación estable en el largo plazo.

Palabras clave: relaciones reales de intercambio, ventaja absoluta de coste, competencia, costes laborales unitarios, cointegración.

Código JEL: B51, C01, F10, F20.

Competitiveness of the German and Spanish manufacturing sectors, 1995-2015: an analysis of absolute cost advantage using dynamic panel data

Abstract

The main goal of this paper is to identify explanatory factors on the competitive position of manufacturing sectors from Germany and Spain during 1995-2015. Based on Shaikh's theory of absolute cost advantage, we try to test the hypothesis that the real terms of exchange are regulated by real unit labor costs. In order to do so, we elaborate a dynamic data model through EU KLEMS 2017 database, which reveals that there is a stable long-term relationship between the three variables.

Key word: Real terms of trade, absolute cost advantage, unit labour cost, cointegration.

JEL code : B51, C01, F10, F20.

1. Introducción

La libre circulación de mercancías, de capitales y de trabajo desde 1993 y el nacimiento en 2002 de la zona euro, han tenido a bien agudizar los desequilibrios de la Unión Europea (en adelante, UE). Baste señalar aquí que, de acuerdo con los datos de Eurostat, en 2015 Alemania goza de un superávit en la balanza comercial intraUE de bienes manufactureros

de 71.186,6 millones de euros corrientes¹, en tanto que España tiene para ese mismo año un déficit intraUE de -5.193 millones de euros corrientes².

El saldo comercial de bienes manufacturados entre España y Alemania es aún más revelador, si cabe, por cuanto el déficit comercial registra -10.052 millones de euros corrientes en 2015³. A la luz de estos datos, el objetivo de la presente investigación es identificar los factores que explican el mejor posicionamiento de la industria manufacturera alemana respecto de la española durante el período 1995-2015⁴.

Para tal propósito, se parte de la teoría de la ventaja absoluta de coste desarrollada por Shaikh (2016), según la cual la dinámica fundamental de los tipos de cambio reales efectivos se encuentra regulada en el largo plazo por los niveles relativos de los costes unitarios de producción. Vale decir que el enfoque teórico de Shaikh ha sido ampliamente contrastado empíricamente para varios países (Guerrero, 1995; Martínez-Hernández, 2010, 2017; Góchez & Tablas, 2013; Shaikh, 2016; Boundi Chraki, 2017), si bien es de hacer notar que la principal novedad de este trabajo es que se trata del primer análisis a nivel intrasectorial a través de la metodología de los datos de panel dinámicos en el contexto de la eurozona.

La investigación se estructura en tres apartados. En el primero, se hace una sucinta definición de los elementos centrales de la teoría de la ventaja absoluta de coste, se especifica la hipótesis de la investigación, se presentan las bases de datos utilizadas y, finalmente, se detalla el modelo econométrico. El segundo acápite se dedica a analizar los resultados econométricos. Por último, se resumen las principales conclusiones.

2. Ventaja absoluta de coste, hipótesis, base de datos y modelo econométrico

Tal y como arguye Shaikh (2016), la competencia intra e intersectorial⁵ implica que los términos reales de intercambio entre las naciones han de estar supeditados a la ventaja absoluta de coste. *Id est*, los tipos de cambio reales se encuentran regulados en el largo plazo por los costes laborales unitarios reales (en adelante, CLUR) de aquellas empresas que poseen las mejores condiciones técnicas de producción reproducibles de cada país.

Se desprende, pues, que la ventaja absoluta de coste intrasectorial está dada conjuntamente por los salarios reales y la productividad real de dichas empresas reguladoras (Guerrero, 1995; Shaikh, 2016; Góchez & Tablas, 2013; Boundi Chraki, 2017).

¹ Los datos de Eurostat indican que en 2015 el valor monetario de las exportaciones y las importaciones de bienes manufacturados de Alemania con la UE fue 692.808,216 millones de euros corrientes y 621.621,654 millones de euros corrientes, respectivamente.

² De acuerdo con Eurostat, en 2015 las exportaciones de bienes manufacturados de España hacia la UE alcanzaron 165.643,708 millones de euros corrientes, mientras que las importaciones fueron 170.836,815 millones de euros corrientes.

³ Según los datos de Eurostat, el valor monetario de los flujos de exportaciones e importaciones de bienes manufacturados de España con Alemania en 2015 fue, respectivamente, 25.993,68 millones de euros corrientes y 36.045,77 millones de euros corrientes.

⁴ El análisis de estudio se acota a 1995-2015, en tanto y en cuanto la base EU KLEMS 2017 solamente ofrece series de empleo, valor añadido bruto, precios sectoriales y horas trabajadas para dicho espacio de tiempo.

⁵ Shaikh subraya que la competencia intrasectorial revela una tendencia hacia la igualación de los precios de mercado, en la medida en que las empresas peor dotadas técnicamente se encuentran en la obligación de abatir sus precios hasta el nivel que someten las empresas con técnicas de producción superiores. Estas últimas, vale decir, gozan de tasas de beneficio más elevadas que las de sus competidores, regulando de esta suerte el movimiento del capital que tiende a nivelar las rentabilidades entre los sectores [competencia intersectorial].

Esto quiere decir que el país más productivo será más competitivo que el país con salarios más bajos, en tanto y en cuanto la diferencia en productividad sea más alta que la diferencia en salarios, y viceversa (Guerrero, 1995).

Así pues, con base en los elementos que articulan la teoría de la ventaja absoluta de coste de Shaikh, la hipótesis general de la investigación reza del ulterior modo: los términos reales de intercambio entre los sectores manufactureros de España y de Alemania a lo largo del lapso 1995-2015, se encuentran regulados por los niveles relativos de sus CLUR. Por lo anterior, se infiere que el tipo de cambio real efectivo del *i*-énésimo sector manufacturero de España respecto del *i*-énésimo sector manufacturero de Alemania ha de estar estrechamente relacionado con los CLUR⁶ relativos (en adelante, CLURR):

$$TCR_{it} \equiv e_t * \frac{P_{it}^*}{P_{it}} \cong CLURR_{it} = \frac{CLUR_{it}^*}{CLUR_{it}} = \frac{\left(\frac{WR_{it}^*}{YLR_{it}^*} \right)}{\left(\frac{WR_{it}}{YLR_{it}} \right)} = \frac{\left(\frac{WN_{it}^*}{IPCA_t^*} \right) \left(\frac{YLN_{it}^*}{IPV_{it}^*} \right)}{\left(\frac{WN_{it}}{IPCA_t} \right) \left(\frac{YLN_{it}}{IPV_{it}} \right)} \quad (1)$$

Donde:

TCR_{it} = tipo de cambio real efectivo del *i*-énésimo sector manufacturero de España respecto del *i*-énésimo sector manufacturero de Alemania en el momento *t*.

e_t = tipo de cambio nominal efectivo de España respecto de Alemania en el momento *t* (hasta 2002 representa la relación peseta/marco alemán).

P_{it}^* = precios del *i*-énésimo sector manufacturero de Alemania.

P_{it} = precios del *i*-énésimo sector manufacturero de España.

$CLURR_{it}$ = coste laboral unitario real relativo en el momento *t*.

$CLUR_{it}^*$ = coste laboral unitario real del *i*-énésimo sector manufacturero de Alemania.

$CLUR_{it}$ = coste laboral unitario real del *i*-énésimo sector manufacturero de España.

WR_{it}^* = salario por hora en euros constantes de 1999 del *i*-énésimo sector manufacturero de Alemania.

YLR_{it}^* = productividad aparente del trabajo por hora en euros constantes de 1999 del *i*-énésimo sector manufacturero de Alemania.

WR_{it} = salario por hora en euros constantes de 1999 del *i*-énésimo sector manufacturero de España.

⁶ Es importante subrayar que los índices de los precios de los salarios, los valores añadidos brutos y la formación bruta de capital fijo tienen como año base 1999. Se elige dicho año por cuanto el primero de enero de 1999 se estableció el tipo de cambio nominal fijo entre las divisas de los once Estados fundadores y el euro.

YLR_{it} = productividad aparente del trabajo por hora en euros constantes de 1999 del i -enésimo sector manufacturero de España.

WN_{it}^* = salario por hora en euros corrientes del i -enésimo sector manufacturero de Alemania.

$IPCA_t^*$ = índice de precios al consumo armonizado de Alemania con base en 1999.

YLN_{it}^* = productividad aparente del trabajo por hora en euros corrientes del i -enésimo sector manufacturero de Alemania.

IPV_{it}^* = índice del valor añadido bruto del i -enésimo sector manufacturero de Alemania con base en 1999.

WN_{it} = salario por hora en euros corrientes del i -enésimo sector manufacturero de España.

$IPCA_t$ = índice de precios al consumo armonizado de España con base en 1999.

YLN_{it} = productividad aparente del trabajo por hora en euros corrientes del i -enésimo sector manufacturero de España.

IPV_{it} = índice del valor añadido bruto del i -enésimo sector manufacturero de España con base en 1999.

$t = (1995 \dots 2015)$.

Adicionalmente, se tiene a bien considerar un segundo factor que coadyuva a dilucidar el movimiento en el largo plazo de TCR_{it} : la formación bruta de capital fijo a precios constantes de 1999 del i -enésimo sector manufacturero español (en adelante, INV_{it}). La elección de esta variable en manera alguna es fortuita, en la medida en que permite captar el efecto del ciclo económico industrial, el cambio técnico y la elasticidad precio-cantidad de las importaciones de los bienes de capital sobre la competitividad del i -enésimo sector manufacturero español respecto de su par alemán (Boundi Chraki, 2017).

De igual manera, es de señalar que a fin de medir la influencia de la entrada en circulación del euro en 2002 sobre TCR_{it} se crea una variable ficticia (*dummy*) que toma como valor 0 desde 1995 hasta 2001 ($\delta_{1995-2001}=0$), en tanto que su valor es 1 desde 2002 hasta 2015 ($\delta_{2002-2015}=1$). Dicha variable ficticia se denomina, en adelante, δ_1 EUR.

En otro orden de cosas, la base de datos desde la cual se recabó la información necesaria para construir el modelo econométrico es EU KLEMS 2017. Tal y como indican O'Mahony y Timmer (2009), y Ark y Jäger (2017), EU KLEMS 2017 es totalmente consistente con el nuevo Sistema Europeo de Contabilidad Nacional (en adelante, ESA 2010 por sus siglas en inglés). Además, sigue la clasificación industrial de la *Nomenclatura Estadística de Actividades económicas de la Comunidad Europea revisión 2* (en adelante, NACE 2) compatible con la *International Standard Industrial Classification of All Economic Activities* revisión 4 (en adelante, ISIC Rev. 4).

Los datos sobre producción, valor añadido bruto, precios y formación bruta de capital fijo son concordantes con las estadísticas oficiales de Eurostat, mientras que las series de empleo de EU KLEMS 2017 se adecuan a la metodología de *European Labour Force Survey* (en adelante, LFS) y de *Structure of Earning Survey* (en adelante, SES). En suma, EU KLEMS 2017 se erige como la base apropiada para alcanzar el objetivo de la investigación, tanto más cuanto que agrupa en once los sectores manufactureros de España y de Alemania permitiendo así su análisis comparado (véase tabla 1).

Tabla 1. Clasificación de los sectores manufactureros de España y Alemania de acuerdo con EU KLEMS 2017

Sector	Código NACE 2
Productos alimenticios, bebidas y tabaco	10-12
Textil, prendas, cuero y calzado	13-15
Madera, papelería 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 del autor con base en EU KLEMS 2017

Por su parte, los IPCA de España y de Alemania se obtuvieron de Eurostat, siendo este un indicador común de la inflación para los países de la UE. Su importancia radica en que el IPCA toma en consideración el gasto del consumo de las familias en toda la UE, *id est*: el realizado por los residentes y los no residentes. Así pues, la ecuación del TCR_{it} puede escribirse de la siguiente forma:

$$TCR_{it} = f(CLURR_{it}, INV_{it}, \delta_1 EUR) \tag{2}$$

Puesto que el análisis de los términos reales de intercambio se realiza a nivel intrasectorial, se procedió a construir un modelo de datos de panel que aglutina cada *i*-énimo sector manufacturero durante el período 1995-2015. Asimismo, se decidió transformar las variables TCR_{it} , $CLURR_{it}$ e INV_{it} en logaritmos neperianos con el objeto de hallar las variaciones anuales y las elasticidades entre las mismas. La especificación del modelo de regresión múltiple estimado por mínimos cuadrados ordinarios (en adelante, MCO) se escribe así:

$$LOG(TCR_{it}) = \beta_0 + \beta_1 LOG(CLURR_{it}) + \beta_2 LOG(INV_{it}) + \delta_1 EUR + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

Donde: LOG = logaritmo neperiano. β_0 = constante. β_i = coeficientes múltiples de determinación. ε_{it} = término error.

Mientras que los demás términos fueron definidos previamente. Llegado a este punto, es de hacer notar que en el análisis de cointegración es *conditio sine qua non* que las variables en nivel contengan raíz unitaria de grado 1(1). Por lo anterior, se opta por las pruebas de raíces unitarias de Breitung (2000), de Maddala y Wu (1999) (en adelante, MW) y de Hadri (2000). Las hipótesis nulas de dichos contrastes se recogen en la tabla 2.

Tabla 2. Hipótesis nulas de las pruebas de raíces unitarias

Prueba	Hipótesis nula
Breitung (2000)	Proceso común de raíz unitaria
Maddala y Wu (1999)	Proceso individual de raíz unitaria
Hadri (2000)	Estacionariedad

Fuente: elaboración del autor

En la medida en que las variables sean no estacionarias en nivel e integradas del mismo orden, se podrá verificar estadísticamente que estas se encuentran cointegradas a través de las pruebas de Pedroni (1999) y de Kao (1999) con base en Engle y Granger (1987). Asimismo, el vector de cointegración se estima mediante el 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) (Stock & Watson, 1993; Pedroni, 1999, 2001). Realizadas las correspondientes aclaraciones teóricas y metodológicas, ulteriormente se procede al análisis de los resultados y a la comprobación de la hipótesis de investigación.

3. Evolución de la productividad, el salario y la relación de costes unitarios en España y Alemania, 1995-2015

En la [tabla 3](#), se observa que para el conjunto de la industria manufacturera alemana la productividad real pasó de 40,58 euros⁷/hora en 2000 a 52,40 euros/hora en 2007, en tanto que el total de las manufactureras españolas incrementaron su productividad real de 21,30 euros/hora en 2000 hasta 24,87 euros/hora en 2007.

Tabla 3. Productividad por hora trabajada medida en euros constantes de 1999 para cada sector manufacturero de España y de Alemania

Variable	España				Alemania			
	1995	2000	2007	2015	1995	2000	2007	2015
Sector/período								
Productos alimenticios, bebidas y tabaco	22,95	21,78	26,25	24,54	29,45	30,37	29,53	27,90
Textil, prendas, cuero y calzado	13,02	13,58	17,24	20,94	22,56	26,63	35,07	36,61
Madera, papelería y actividades de edición	22,25	22,18	23,77	28,50	29,92	36,12	42,56	47,02
Coque y refinamiento de petróleo	235,81	217,47	184,09	108,50	137,27	187,91	139,75	92,77
Industria química	38,87	40,42	48,29	55,43	50,34	63,44	87,42	87,28
Caucho, productos de plástico y otros productos minerales no metálicos	23,42	25,30	24,86	31,46	32,55	35,78	46,21	47,58
Metales comunes y productos metálicos, excepto maquinaria y equipo	21,41	24,34	22,61	34,93	29,16	34,58	38,79	39,95
Equipo óptico y eléctrico	24,96	22,70	30,84	39,27	39,31	54,89	83,45	97,49
Maquinaria y equipo n.c.p	21,70	23,38	26,63	32,29	36,47	39,93	47,31	40,78
Equipo de transporte	25,52	24,02	38,17	50,41	48,03	46,04	68,86	85,38
Otras manufacturas; reparación e instalación de maquinaria y equipo	14,45	16,70	20,11	26,39	26,06	31,66	42,01	37,14
Total de manufacturas	20,92	21,30	24,87	30,42	34,66	40,58	52,40	54,59

Fuente: elaboración del autor con base en EU KLEMS 2017

Traducido en tasas medias acumulativas, la productividad real en Alemania creció el 3,72% anual, mientras que en España lo hizo un 2,24% anual. En otras palabras, la diferencia en productividad se elevó de 1,9 hasta 2,11 durante el lapso 2000-2007.

Los cinco sectores alemanes que incrementan más su distancia para con sus pares españoles durante dicho período son, en orden de magnitud: i) caucho, productos de plástico y otros productos minerales no metálicos; ii) metales comunes y productos metálicos, excepto maquinaria y equipo; iii) equipo óptico y eléctrico; iv) industria química; y v) madera, papelería y actividades de edición (véase [tabla 3](#)). Empero, tres

⁷ La unidad de medida de la productividad real se encuentra expresada en euros constantes de 1999. Cabe recordar que en el apartado metodológico se especificó que todas las variables se encuentran deflactadas por sus correspondientes índices de precios con año base 1999.

sectores alemanes vieron reducida su diferencia en productividad, a saber: i) productos alimenticios, bebidas y tabaco; ii) coque y refinamiento de petróleo; y iii) equipo de transporte (véase tabla 3).

Vale decir que este vigoroso aumento de la productividad real de Alemania está asociado con factores técnico-productivos e institucionales. En primer término, Muñoz de Bustillo y Fernández Macías (2007) recalcan que en Alemania se diseñaron métodos para la organización del trabajo que consintieron hacer un uso más eficiente del capital instalado, lo cual coadyuvó a elevar la productividad real por encima del promedio de la UE.

Asimismo, Luque y Palazuelos (2015) hacen notar que en los sectores manufactureros alemanes hubo un importante proceso de capitalización del trabajo [mayor relación capital/trabajo] y una substancial mejora de la eficiencia productiva a través del cambio técnico [relación producto/capital más elevada] durante la fase de expansión del ciclo económico (1995-2007). Consecuentemente, las empresas alemanas alcanzaron aumentos de la productividad real superiores a los de sus competidores españoles, merced a la adopción de técnicas de producción más eficientes e intensivas en capital fijo (Boundi Chraki, 2017).

En segundo término, a nivel institucional Becker y Dietz (2004) destacan que la cooperación en inversión y desarrollo (en adelante, I&D) permitió a las empresas manufactureras alemanas obtener los recursos internos para completar los procesos de innovación, induciendo de esta suerte efectos positivos sobre la productividad a través de los *spillovers* tecnológicos y los eslabonamientos productivos. Más aún, las políticas regionales alemanas favorecieron las condiciones para la formación de clústeres industriales a fin de aprovechar las ventajas derivadas de las economías de aglomeración (Götz & Jankowska, 2017)

Seifert y Massa-Wirth (2005) aducen que los pactos para el empleo y la competitividad (en adelante, PEC) contribuyeron significativamente en las ganancias de competitividad, en la medida en que las empresas alemanas se dotaron de una mayor flexibilidad interna para afrontar los diferentes escenarios económicos. Esto es, las empresas alemanas se encontraban capacitadas para determinar el tiempo de la jornada laboral o el salario en función del contexto macroeconómico y las rentabilidades obtenidas.

A este respecto debe señalarse que, de acuerdo con la tabla 4, la contención salarial para el total de las manufacturas fue mayor en Alemania que en España durante 2000-2007, por cuanto la tasa media acumulativa anual fue, respectivamente, el 0,18% (de 26,82 euros/hora a 27,17 euros/hora) y el 1,61% (de 12,68 euros/hora a 14,18 euros/hora).

Más precisamente, la diferencia en salarios reales se redujo de 2,11 a 1,91, en tanto que los sectores que consiguieron reducir en mayor medida la brecha salarial fueron, en orden de importancia: i) textil, prendas, cuero y calzado; ii) madera, papelería y actividades de edición; iii) equipo y transportes; iv) metales comunes y productos metálicos, excepto maquinaria y equipo; v) caucho, productos de plástico y otros productos minerales no metálicos (véase tabla 7 de anexo).

Como consecuencia necesaria de lo anterior, los CLUR, medidos como índices con base en 1999, revelan que estos descendieron más en Alemania que en España durante 2000-2007 (véase [tabla 5](#)). Para el total de las manufacturas alemanas y españolas los CLUR cayeron -3,41% y -0,62%, respectivamente, en 2000-2017. Los CLURR, en cuanto determinantes de las relaciones reales de intercambio, indican una pérdida acumulada de la competitividad de España respecto de Alemania en torno al 18% para el lapso 2000-2007, en la medida en que caen de 0,99 en 2000 a 0,81 en 2007 (véase tabla 6).

Tabla 4. Salario por hora trabajada medido en euros constantes de 1999 para cada sector manufacturero de España y de Alemania

Variable Sector/periodo	WR España				WR Alemania			
	1995	2000	2007	2015	1995	2000	2007	2015
Productos alimenticios, bebidas y tabaco	12,00	11,37	12,05	11,33	19,09	20,34	19,13	20,64
Textil, prendas, cuero y calzado	9,31	8,24	9,95	9,24	17,56	19,65	19,72	21,49
Madera, papelería y actividades de edición	12,39	11,68	13,12	12,68	22,60	23,93	22,08	21,87
Coque y refinamiento de petróleo	31,07	31,78	29,68	34,47	28,73	42,18	43,92	40,98
Industria química	21,46	19,23	20,71	19,02	29,18	33,01	32,50	36,22
Caucho, productos de plástico y otros productos minerales no metálicos	13,79	13,78	14,78	14,96	21,78	23,09	21,82	22,99
Metales comunes y productos metálicos, excepto maquinaria y equipo	13,58	13,18	14,85	14,98	24,31	25,73	25,23	26,14
Equipo óptico y eléctrico	17,12	14,39	15,48	15,43	25,41	28,68	30,49	32,31
Maquinaria y equipo n.c.p	15,33	14,01	15,85	15,26	26,57	28,79	29,47	31,12
Equipo de transporte	15,93	14,19	17,82	19,20	28,41	32,58	35,57	38,92
Otras manufacturas; reparación e instalación de maquinaria y equipo	12,87	11,12	11,44	11,81	23,53	26,34	26,33	26,86
Total de manufacturas	13,69	12,68	14,18	14,06	24,30	26,82	27,17	28,87

Fuente: elaboración del autor con base en EU KLEMS 2017

Tabla 5. Índice del coste laboral unitario real (1999 = 100) para cada sector manufacturero de España y de Alemania

Variable Sector/periodo	CLUR España				CLUR Alemania			
	1995	2000	2007	2015	1995	2000	2007	2015
Productos alimenticios, bebidas y tabaco	97,51	97,39	85,60	86,12	92,84	95,91	92,73	105,92
Textil, prendas, cuero y calzado	112,68	95,72	90,95	69,51	101,82	96,51	73,55	76,77
Madera, papelería y actividades de edición	102,21	96,62	101,34	81,67	114,52	100,46	78,68	70,54
Coque y refinamiento de petróleo	97,52	108,17	119,32	235,12	39,04	41,87	58,62	82,40
Industria química	112,84	97,28	87,69	70,15	114,45	102,74	73,40	81,94
Caucho, productos de plástico y otros productos minerales no metálicos	105,90	97,99	106,94	85,49	103,02	99,38	72,68	74,39
Metales comunes y productos metálicos, excepto maquinaria y equipo	112,60	96,14	116,58	76,13	108,94	97,22	84,98	85,49
Equipo óptico y eléctrico	106,64	98,58	78,07	61,10	101,65	82,17	57,44	52,12
Maquinaria y equipo n.c.p	111,20	94,33	93,67	74,40	97,02	96,04	82,96	101,63
Equipo de transporte	112,60	96,14	116,58	76,13	88,96	106,45	77,69	68,58
Otras manufacturas; reparación e instalación de maquinaria y equipo	125,29	93,64	80,05	62,93	107,81	99,33	74,81	86,33
Total de manufacturas	107,08	97,44	93,28	75,62	101,94	96,10	75,39	76,89

Fuente: elaboración del autor con base en EU KLEMS 2017

En este sentido, los ramos de Alemania que obtienen mayores ganancias de competitividad son: i) equipo de transporte; ii) caucho, productos de plástico y otros productos minerales no metálicos; iii) metales comunes y productos metálicos, excepto maquinaria y equipo; iv) madera, papelería y actividades de edición; v) textil, prendas, cuero y calzado (véase tabla 6).

Tabla 6. Costes laborales unitarios reales relativos (CLUR Alemania/CLUR España)

Variable	CLURR (CLUR Ale./CLUR Esp.)			
	1995	2000	2007	2015
Productos alimenticios, bebidas y tabaco	0,95	0,98	1,08	1,23
Textil, prendas, cuero y calzado	0,90	1,01	0,81	1,10
Madera, papelería y actividades de edición	1,12	1,04	0,78	0,86
Coque y refinamiento de petróleo	0,40	0,39	0,49	0,35
Industria química	1,01	1,06	0,84	1,17
Caucho, productos de plástico y otros productos minerales no metálicos	0,97	1,01	0,68	0,87
Metales comunes y productos metálicos, excepto maquinaria y equipo	0,97	1,01	0,73	1,12
Equipo óptico y eléctrico	0,95	0,83	0,74	0,85
Maquinaria y equipo n.c.p	0,87	1,02	0,89	1,37
Equipo de transporte	0,79	1,11	0,67	0,90
Otras manufacturas; reparación e instalación de maquinaria y equipo	0,86	1,06	0,93	1,37
Total de manufacturas	0,95	0,99	0,81	1,02

Fuente: elaboración del autor con base en EU KLEMS 2017

Por ende, confluyen dos factores que dotan a los sectores manufactureros alemanes su ventaja absoluta de coste en 2000-2007: i) su capacidad para incrementar la productividad real por encima de sus competidores españoles a través de factores técnico-productivos e institucionales; y ii) la habilidad de las empresas de contener el salario real merced a la flexibilidad interna. Sin embargo, tal y como se analiza ulteriormente, a partir de 2007 esta situación se verá modificada a raíz de la crisis y la recesión (2008-2015).

A este propósito, la correlación positiva entre LOG(TCR) y LOG(INV) exterioriza que, *ceteris paribus*, el aumento de un 1% de la inversión en maquinaria, equipos y plantas del *i*-énimo sector manufacturero español tiene como corolario una depreciación real de en torno al 0,112% (DOLS) o el 0,122% (FOMLS) (véase tabla 9 de anexo). Este resultado, dicho sea de paso, es coherente con lo esperado, tanto más cuanto que la competitividad de los sectores manufactureros se encuentra afectada por la fase del ciclo económico, la adquisición de bienes de capital, el cambio tecnológico y la extensión de la escala de producción que tienen a bien elevar la productividad laboral (Shaikh, 2016; Boundi Chraki, 2017).

En cuanto al signo positivo de δ_1 EUR, este parece sugerir que la entrada en circulación del euro, en cuanto divisa común de la eurozona, no ha deteriorado la competitividad de los sectores manufactureros españoles respecto de los alemanes (véase tabla 9 de anexo). Las lecturas son varias a este respecto. Tal y como señalan Mateo Tomé (2015, 2017) y Cárdenas del Rey (2017), durante la segunda fase de expansión del ciclo económico de España (1994-2007), los sectores que dirigieron el crecimiento fueron básicamente dos: las finanzas y la construcción.

Empero, tras la crisis de 2007 y la recesión dichos ramos pierden su influencia, en tanto que, para hacer frente a las fases del ciclo económico español, las reformas laborales de

2010 y de 2012 favorecieron un fuerte proceso de devaluación interna⁸ que se materializó en el descenso de los salarios reales para el total de las manufacturas a una tasa media acumulativa de -0,11% anual entre 2007 y 2015 (véase tabla 4).

El ajuste a la baja de los salarios reales se materializó en el descenso del índice de los CLUR del total de las manufacturas de España de 93,28 en 2007 a 75,62 en 2015 (véase [tabla 5](#)). Dicho de otra forma, los costes unitarios de producción cayeron a una tasa media acumulativa de -2,59% anual (véase tabla 5).

Por su parte, para el período 2007-2015 el CLUR arroja una tasa media acumulativa del 3,34% y una tasa de variación acumulada del 25,81%.

Por consiguiente, la industria manufacturera española se tornó más competitiva con respecto a la alemana, habiendo de destacar los siguientes ramos:

- i) otras manufacturas; reparación e instalación de maquinaria y equipo;
- ii) maquinaria y equipo n.c.p.;
- iii) metales comunes y productos metálicos, excepto maquinaria y equipo;
- iv) industria química; y
- iv) textil, prendas, cuero y calzado.

Aun con todo, Guisán, Aguayo y Expósito (2018) subrayan que a lo largo del período 2005-2012 la economía española registra un notable descenso del índice de producción industrial (en adelante, IPI), lo cual es indicativo de que la estrategia de deflación salarial no ha actuado como el incentivo para la expansión del producto manufacturero. Asimismo, para dicho espacio de tiempo se observa un estancamiento del IPI en el resto de los países de la UE, incluida Alemania. Consiguientemente, el aumento de CLUR se debió a la desaceleración en el crecimiento de la producción en los sectores manufactureros alemanes durante la recesión.

Por otra parte, cabe subrayar que la relación positiva entre el euro y la competitividad de los sectores manufactureros españoles descansa en el concepto de la *destrucción creativa* de Schumpeter (1942). Más exactamente, la crisis y la recesión devinieron en la eliminación de las empresas y los sectores menos competitivos, dejando en pie únicamente a aquellas empresas y aquellos ramos de la producción mejor dotados técnicamente para hacer frente a la competencia internacional. Así, la necesidad de capturar mercados extranjeros tras el desplome de la demanda interna conminó al diseño de estrategias empresariales basadas en la innovación y la eficiencia técnica.

En síntesis, la evidencia estadística apunta a que los términos reales de intercambio entre los sectores manufactureros españoles y alemanes se encuentran regulados por la ventaja absoluta de coste.

Las tablas incluidas en el Anexo muestran que que hay suficiente evidencia estadística que revela que las tres variables del modelo se encuentran cointegradas en el largo plazo. O, expresado en otros términos, entre las tres variables existe una relación estable en el largo plazo.

⁸ Baste reseñar que, tal y como subrayan Perrotini-Hernández y Vázquez-Muñoz (2017), el verdadero instrumento utilizado por los bancos centrales para cumplir con el objetivo de la estabilidad de precios es la contención salarial y el descenso de los CLUR a través de la redistribución regresiva del ingreso nacional. Luego, se colige que la política monetaria del Banco Central Europeo (BCE) fue un acicate que actuó beneficiando el proceso de deflación salarial de España durante la recesión.

5. Conclusiones

Con base en la teoría de la ventaja absoluta de coste de Shaikh, se tuvo a bien construir un modelo de datos de panel dinámico conformado por los once sectores manufactureros de España y de Alemania. De esta suerte, se contrastó estadísticamente que las variables TCR, CLURR e INV se encuentran cointegradas en el largo plazo. Asimismo, los vectores de cointegración verificaron que el TCR se muestra positivamente correlacionado con los CLURR y la INV. En vista de esto, se extraen las siguientes conclusiones:

- 1) La dinámica fundamental del TCR intrasectorial durante el lapso 1995-2015 tiene como eje de gravitación los niveles relativos de los CLUR. Por lo tanto, se infiere que la mejor posición competitiva de las empresas manufactureras alemanas nace de su ventaja absoluta de coste en relación con las empresas españolas.
- 2) La ventaja absoluta de coste de las empresas alemanas revela que gozan de mejores condiciones de producción reproducibles que las empresas españolas.
- 3) Se desprende que los sectores manufactureros alemanes son más competitivos respecto de los sectores manufactureros españoles merced a que la diferencia en la productividad laboral es mayor que la existente en salarios reales.
- 4) Las condiciones técnicas de producción generales de Alemania son superiores a las de España como consecuencia de factores técnico-productivos e institucionales.
- 5) Aun cuando la devaluación salarial ha mejorado la posición competitiva de los sectores manufactureros españoles durante la recesión, el aumento del volumen de la inversión de bienes de capital hace factible abatir los CLUR soslayando el descenso de los salarios reales.
- 6) Urge la mejora de las condiciones técnicas de producción del conjunto de la economía española, a fin de que las empresas manufactureras afronten la competencia internacional sin la exigencia de aplicar fuertes ajustes que menoscaben la capacidad de consumo y de ahorro de las familias.

Referencias

- Becker, W., & Dietz, J. (2004). R&D cooperation and innovation activities of firms—evidence for the German manufacturing industry. *Research policy*, 33(2), 209-223.
- 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), 489-520.
- Breitung, J. (2001). The local power of some unit root tests for panel data. T. B. Fomby, R. Carter Hill, I. Jeliazkov, J. Carlos Escanciano y E. Hillebrand (eds.) *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 161-177). Nueva York: Emerald Group Publishing Limited.
- Cárdenas del Rey, L. (2017). Hechos estilizados del patrón de inversión en la economía española (1981-2013). *Revista Galega de Economía*, 26(2), 5-14.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Góchez Sevilla, R., & Tablas, V. A. (2013). *Tipo de cambio real y déficit comercial en Guatemala (1970-2007): un enfoque heterodoxo*. México: CEPAL.
- Götz, M., & Jankowska, B. (2017). Clusters and Industry 4.0—do they fit together?. *European Planning Studies*, 25(9), 1633-1653.
- Guerrero, D. (1995). *Competitividad: teoría y política*. Barcelona: Ariel.

- Guisan, M. C., Aguayo, E., & Expósito, P. (2018). *Empleo sectorial y participación social en España y en Europa desde una perspectiva de género*, Documento 119 de la serie Economic Development. Resumen. University of Santiago de Compostela. Faculty of Economics and Business. Econometrics
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, 90(1), 1-44.
- Luque, V. A., & Manso, E. P. (2015). Una interpretación del débil crecimiento de la economía alemana en el período 1995-2007. *Revista de economía mundial*, (41), 159-180.
- Maddala, G. S., & 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), 631-652.
- 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), 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*, 1-31.
- Mateo Tomé, J. P. (2015). Un análisis macroeconómico de la acumulación de capital en España durante la fase de expansión (1995-2007). *Revista galega de economía*, 24(3), 21-34.
- Mateo Tomé, J. P. (2017). Distorsiones y desequilibrios en la dinámica de acumulación de la economía en España. *Problemas del Desarrollo*, 48(191), 55-82.
- Muñoz de Bustillo, R., & Fernández Macías, E. (2007). Producción y Tiempo: utilización de capacidad instalada en las empresas españolas. *Estudios de economía aplicada*, 25(1), 319-320.
- O'Mahony, M., & Timmer, M. P. (2009). Output, input and productivity measures at the industry level: the EU KLEMS database. *The economic journal*, 119(538).
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 653-670.
- Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. En T. B. Fomby, R. Carter Hill, I. Jeliazkov, J. Carlos Escanciano y E. Hillebrand (eds.) *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 93-130). Nueva York: Emerald Group Publishing Limited.
- Perrotini-Hernández, I., & Vázquez-Muñoz, J. A. (2017). Is the wage rate the real anchor of the inflation targeting monetary policy framework?. *Investigación Económica*, 76(302), 9-54.
- Schumpeter, J. A. (1942). *Capitalism, Socialism and Democracy*. Estados Unidos: Routledge.
- Seifert, H., & Massa-Wirth, H. (2005). Pacts for employment and competitiveness in Germany. *Industrial Relations Journal*, 36(3), 217-240.
- Shaikh, A. (2016). *Capitalism: Competition, conflict, crises*. Nueva York: Oxford University Press.
- Stock, J., & Watson, M. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820.
- van Ark, B., & Jäger, K. (2017). Recent Trends in Europe's Output and Productivity Growth Performance at the Sector Level, 2002-2015. *International Productivity Monitor*, (33), 8-23.

Anexo

Análisis de resultados

En la tabla 7 se recogen los resultados obtenidos de las tres pruebas de raíces unitarias, habiendo de señalar que se seleccionó un retardo para los test de Breitung (2000) y de MW (1999). De igual forma, se incluyó en la ecuación de las tres pruebas un intercepto individual y una tendencia.

Tal y como se desprende de la tabla 7, existe suficiente información estadística que apunta a que las tres variables en nivel son no estacionarias, esto es, contienen raíz unitaria de grado I(1). No obstante, debe advertirse que para LOG(TCR) la prueba de Breitung (2000) admite el rechazo de la hipótesis nula de la existencia de un proceso común de raíz unitaria para el nivel de significación del 10%, en tanto que para el caso de LOG(INV) el test de MW permite rechazar la hipótesis nula de un proceso individual de raíz unitaria para los niveles de significación del 5% y el 10%.

Aun con todo, la mayoría de las pruebas de raíces unitarias consienten la asunción de que en nivel las tres variables son no estacionarias e integradas de grado I(1) (véase tabla 3). Nótese, además, que de acuerdo con las pruebas Breitung y MW las tres series del modelo al ser transformadas en sus primeras diferencias pasan a ser estacionarias e integradas de grado I(0), si bien el test de Hadri (2000) indica el rechazo de la hipótesis nula de estacionariedad. En suma, se cumple la primera condición para la ulterior verificación de la existencia de cointegración en el largo plazo.

Tabla 7. Resultados de las pruebas de raíces unitarias

Variable/Prueba	Breitung (2000)		MW (1999)		Hadri (2000)		Orden
	t- Estadístico	Prob.	ADF-Fisher X	Prob.	z- Estadístico	Prob.	
En nivel							
LOG(TCR)	-1,592	0,055*	21,499	0,490	4,421	0,000***	I(1)
LOG(CLURR)	0,212	0,584	23,626	0,367	4,602	0,000***	I(1)
LOG(INV)	-0,574	0,283	38,140	0,018**	5,876	0,000***	I(1)
En primera diferencia							
DLOG(TCR)	-7,971	0,000***	64,265	0,000***	22,197	0,000***	I(0)
DLOGCLURR	-3,731	0,020**	52,924	0,000***	9,907	0,000***	I(0)
DLOGINV	-5,590	0,000***	43,980	0,000***	3,162	0,000***	I(0)

*** Denota rechazo al 1%, al 5% y al 10%. **

denota rechazo al 5% y al 10%.

* Denota rechazo al 10%.

Fuente: elaboración del autor con base en Eviews9

Tabla 8. Resultados de las pruebas de cointegración

Pedroni (1999): Hipótesis nula = no cointegración					
Dentro de las dimensiones	Estadístico	Prob.	Tamaño del estadístico	Prob.	
Panel v-Estadístico	-1,242	0,893	-0,348	0,943	
Panel rho-Estadístico	-1,203	0,115	0,252	0,600	
Panel PP-Estadístico	-4,239	0,000***	-1,848	0,030**	
Panel ADF-Estadístico	-4,376	0,000***	-2,562	0,005***	
Entre las dimensiones	Estadístico	Prob.			
Grupo rho-Estadístico	1,682	0,954			
Grupo PP-Estadístico	-0,846	0,199			
Grupo ADF-Estadístico	-1,685	0,046***			
Kao (1999): Hipótesis nula = no cointegración					
	t-Estadístico	Prob.	Varianza residual	Varianza HAC	
ADF	-2,920	0,002***	0,037	0,012	

*** Denota rechazo al 1%, al 5% y al 10%. ** Denota rechazo al 5% y al 10%. * Denota rechazo al 10%.

Fuente: elaboración del autor con base en Eviews9

Subsiguientemente, se procede a la interpretación de los resultados que arrojan las especificaciones de los paneles DOLS y FMOLS, en cuanto vectores de cointegración. Vale decir que, nuevamente, se siguió el criterio de Hanna-Quinn para la selección del mayor número de retardos óptimos. Por otro lado, obsérvese que de acuerdo con la información que se compila en la tabla 9, las tres variables explicativas son estadísticamente significativas al 5% y al 10%.

Más aún, el signo de los coeficientes de correlación es el esperado en conformidad con el marco teórico de referencia de la investigación. Así, el incremento de un 1% de LOG(CLURR) provoca, *ceteris paribus*, el acrecentamiento de 0,747% (DOLS) y de 0,749% (FMOLS) de LOG(TCR). *Id est*, sobreviene una depreciación real (incremento de TCR) cuando:

- 1) Los CLUR del *i*-énimo sector manufacturero español disminuye a una tasa mayor que la de los CLUR del *i*-énimo sector manufacturero alemán.
- 2) Los CLUR del *i*-énimo sector manufacturero español crece a razón de una tasa menor que la de los CLUR del *i*-énimo sector manufacturero alemán.
- 3) Los CLUR del *i*-énimo sector manufacturero español se mantienen constantes y los CLUR del *i*-énimo sector manufacturero alemán se elevan.

Tabla 9. Resultados del panel DOLS y el panel FMOLS

Variable dependiente: LOG(TCR)				
DOLS				
Variable	Coefficiente	Error estándar	t-Estadístico	Prob.
LOG(CLURR)	0,747	0,070	10,639	0,000***
LOG(INV)	0,114	0,046	2,478	0,014**
δ_1 EUR	0,252	0,086	2,927	0,000***
FMOLS				
Variable	Coefficiente	Error estándar	t-Estadístico	Prob.
LOG(CLURR)	0,749	0,058	12,298	0,000***
LOG(INV)	0,122	0,038	3,202	0,002***
δ_1 EUR	0,159	0,067	2,393	0,018**

*** Denota rechazo al 1%, al 5% y al 10%. ** Denota rechazo al 5% y al 10%. * Denota rechazo al 10%.

Fuente: elaboración del autor con base en Eviews9

Grosso modo, se infiere que las ganancias de competitividad de los sectores manufactureros españoles respecto de los alemanes podrán conseguirse través del incremento de la productividad por medio de la mejora de las condiciones técnicas de producción generales. Más concretamente, la elevación del gasto en I&D, la inversión en infraestructura económica y en educación, el mayor apoyo institucional en la investigación científica y la puesta en marcha de políticas industriales que aprovechen las economías de aglomeración con la creación de clústeres, fungirán como un estímulo para el aumento de la productividad de las empresas españolas a tasas que permitan reducir los costes unitarios de producción hasta un nivel inferior al de sus competidores alemanes.

Cabe reseñar que este resultado es similar al que alcanzan otras investigaciones que contrastan la ventaja absoluta de coste. Boundi Chraki (2017), por medio del procedimiento multivariado de Johansen (1988, 1991), revela en su trabajo que el aumento de un 1% del índice los CLURR del conjunto de los sectores manufactureros españoles y alemanes provoca, *ceteris paribus*, la elevación del TCR de España respecto de Alemania en un 0,844% (depreciación real).

Góchez y Tablas (2013), usando igualmente el procedimiento multivariado de Johansen, remarcan que el aumento del índice de un 1% de los CLURR, *ceteris paribus*, acrecienta el TCR de Guatemala respecto del resto del mundo en un 0,896% (depreciación real). Con base en la misma metodología de series temporales, Martínez Hernández (2010) indica que el crecimiento de un 1% del índice de CLURR se traslada, *ceteris paribus*, en el aumento del TCR de México con Estados Unidos en un 0,704% (depreciación real).

En tal sentido, vale la pena subrayar que la mejor posición competitiva de los sectores manufactureros alemanes en relación con los españoles, *prima facie*, es explicado por el mayor crecimiento de la productividad real, especialmente, durante el período 2000-2007.