



Universidad
Zaragoza



Facultad de
Economía y Empresa
Universidad Zaragoza

Trabajo Fin de Grado

Función de demanda de exportaciones entre
España y EE.UU

Autor

David Serrano Latorre

Directores

M^a Isabel Ayuda Bosque

M^a Teresa Aparicio Aspas

Facultad de Economía y Empresa

2014

FUNCIÓN DE DEMANDA DE EXPORTACIONES ENTRE ESPAÑA Y EE.UU

Autor: David Serrano Latorre

Director/es: M^a Isabel Ayuda Bosque

M^a Teresa Aparicio Aspas

Titulación: Grado en Economía

Modalidad: Modelización de variables con series temporales

Resumen:

En este estudio, se va a plantear un modelo para explicar el comportamiento de las exportaciones españolas a EE.UU, a partir del marco teórico proporcionado por las diferentes teorías sobre la función de demanda de exportaciones que han sido desarrolladas desde el siglo XIX. La revisión de la literatura nos lleva a establecer como variables más relevantes el PIB del país importador y los precios relativos de exportación. Para el conjunto de variables, se estudian sus características al objeto de plantear un conjunto de modelos potencialmente admisibles.

Cada uno de los modelos, será sometido a una batería de contrastes que nos permitan asegurar la bondad de su especificación, seleccionando sólo aquellos modelos que logren superar esta etapa de validación.

El modelo seleccionado servirá para realizar predicciones, simulaciones o análisis estructural.

Palabras clave: Exportaciones, cointegración, series temporales.

Abstract:

In this study, we have proposed a model to explain the behavior of Spanish exports to US, from the theoretical framework provided by different theories on the role of demand for exports that have been developed since the nineteenth century. The review of the literature leads us to conclude that the most relevant variables to explain the exports are the GDP of the import country and the relative prices of exports. Established the relevant variables, we study their characteristics in order to propose a set of potential models.

A set of tests has been applied to each of the models to allow us to ensure the goodness of its specification. We have only selected those models that are spherical.

The selected model will be used to make predictions, simulations and structural analysis.

Keywords: Exports, cointegration, temporary series.

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN.....	5
2. MARCO TEÓRICO.....	7
3. FASE DE ESPECIFICACIÓN.....	13
3.1. BASE INFORMTIVA.....	13
3.2. ANÁLISIS UNIVARIANTE DE LAS SERIES.....	14
3.3. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN.....	20
4. FASE DE ESTIMCIÓN Y VALIDACIÓN.....	24
4.1. CONTRASTES DE ESFERICIDAD.....	24
4.2. CONTRASTE DE FORMA FUNCIONAL.....	26
5. SELECCIÓN DEL MODELO.....	29
6. CONCLUSIONES.....	30
7. BIBLIOGRAFÍA.....	31

1. INTRODUCCIÓN

La economía española ha experimentado una expansión internacional en comparación con años anteriores, en cuanto a sus movimientos comerciales. Podemos comprobar que han aumentado tanto los flujos comerciales como los financieros con el exterior. A pesar de este gran aumento y de que las grandes empresas españolas se han expandido internacionalmente, podemos apreciar que las exportaciones españolas al exterior todavía contribuyen en menor medida al PIB de lo que lo hacen en los países de nuestro entorno. Además, el número de empresas españolas exportadoras todavía es escaso, ya que las pequeñas y medianas empresas tienen graves problemas para consolidarse en el mercado exterior, lo que provoca que la proporción española de empresas exportadoras sea inferior al de otras economías desarrolladas.

Según el último informe realizado por Comercio Exterior, “las exportaciones de mercancías españolas han alcanzado el mejor dato desde el año 1971. Desde enero a septiembre del presente 2014 las exportaciones han aumentado un 1,9% interanual hasta alcanzar los 178.390 millones de euros”. Esto hace que dudemos de si estos datos corresponden a un máximo o todavía la economía española puede aprovechar sus potenciales de exportación.

El crecimiento de la economía española siempre ha estado muy relacionado con el saldo de su balanza comercial y, más concretamente, con las exportaciones. De aquí, la relevancia e interés de analizar detalladamente los determinantes de su comportamiento.

Este trabajo se centra en las exportaciones con Estados Unidos porque es el primer destino no europeo de nuestras exportaciones. Es el sexto país en nuestro ranking de exportaciones en la actualidad, ocupando los cinco primeros puestos Francia, Alemania, Portugal, Reino Unido e Italia, respectivamente.

Además, como podemos observar en la Tabla 1, las exportaciones a Estados Unidos son las que más han crecido comparando los datos actuales con los del año 2013.

Tabla 1: Destino de las exportaciones españolas

Unidad: Millones de euros

	Valor ene/ago 2014	Valor ene/ago 2013	Variación
Francia	24903,72	25012,31	-0,4%
Alemania	16456,63	15532,73	5,9%
Portugal	11625,17	10751,00	8,1%
Reino Unido	11153,35	10614,72	5,1%
Italia	11068,31	10893,58	1,6%
Estados Unidos	6763,91	5884,32	14,9%
Países Bajos	5001,63	4535,86	10,3%

Fuente: Base de datos del ICEX España (Exportación e inversiones)

Con objeto de analizar los determinantes de las exportaciones españolas a EE.UU vamos a seguir la siguiente metodología estructurada en las siguientes etapas:

- Marco teórico
- Fase de especificación
- Fase de estimación
- Fase de validación
- Selección del modelo

Comenzaremos introduciendo el marco teórico de las funciones de demanda de las exportaciones para poder decidir qué variables vamos a introducir en nuestra función de demanda. Seleccionadas las variables, la fase de especificación se centra en el análisis univariante de cada una de ellas al objeto de estudiar su carácter estacionario o no, lo que determinará el tipo de modelización a considerar. A continuación, se procede a estimar el conjunto de modelos admisibles y en la fase de validación se aplican los contrastes de esfericidad a cada uno de ellos y se elige el más adecuado. A partir de aquí, el modelo seleccionado podría utilizarse para predicción, simulación o análisis estructural.

2. MARCO TEÓRICO

Diversos autores han intentado explicar cómo funciona el comercio internacional, qué es lo que impulsa a los países a comerciar entre ellos y las consecuencias que provoca el comercio en los países comerciantes, tanto en el PIB como en el consumo. A partir de aquí, se enuncian teóricamente los modelos más destacados dentro de la rama del comercio internacional, que nos servirán de base para nuestro estudio econométrico.

- Modelo de la ventaja absoluta de Adam Smith

La primera teoría del comercio internacional tiene sus raíces en la obra de Adam Smith, el padre de la economía. Este autor pensaba que los países debían producir una serie de productos en los que los costes de producción fueran menores que en otros países y, desde allí, exportarlos al resto de países. Defendía un comercio libre y sin aranceles para que los países consiguieran dinamizar su crecimiento económico y, además, era partidario de basar su idea de comercio internacional en la ventaja absoluta. Según Adam Smith, la ventaja absoluta la poseen los países que son capaces de producir un producto con menores costes que otros países, obteniendo así una ventaja con respecto al otro país ya que éste no puede reducir costes. Todo esto depende de la dotación inicial de factores que posee cada país y de la productividad de producción del producto.

En este sentido, un país exportará a otro un producto si tiene ventaja absoluta en la producción de este bien.

- Modelo de David Ricardo. Teoría de la ventaja comparativa

La teoría de David Ricardo supone un desarrollo de la teoría de Adam Smith, ya que piensa que los costes más importantes no son los costes absolutos de producción sino que son los costes relativos. Según esta teoría, un país siempre tendrá ventajas relativas de comercio internacional con otro país aunque posea unos costes absolutos mayores ya que podrá especializarse en la producción en la que sea más eficiente.

- Modelo Heckscher-Ohlin

El modelo Heckscher-Ohlin plantea un avance sobre el modelo de ventaja comparativa de Ricardo. Afirma que un país se especializará en exportar productos que son abundantes y que produce intensivamente y que tenderá a importar productos que sean escasos y que son utilizados de manera intensiva.

- La nueva teoría del comercio internacional y la política comercial estratégica

Las teorías anteriormente formuladas se basan en el principio de competencia perfecta de los mercados, donde se consigue aumentar el bienestar social de los países por medio del libre comercio. A finales de la década de los 70 y principio de los 80 aparecen algunos economistas como Krugman, Brander, Dixit y Spencer que desarrollaron nuevos estudios sobre el comercio, basándose en la existencia de fallos de mercado en el comercio. Pensaban que podía no ser muy adecuado que el Estado no interviera en el comercio y que el comercio se basara sólo en la ventaja comparativa. Además, criticaban que los anteriores autores defendieran con tanto ímpetu el comercio libre. En palabras de Krugman (2009): “el replanteamiento de la base analítica de la política comercial es una respuesta al cambio real ocurrido en el ambiente y al progreso intelectual logrado en el campo de la economía”.

Esta teoría se basa en la inclusión de los fallos de mercado, ya que cuando no se puede alcanzar un óptimo de Pareto, hay que intentar escoger otras situaciones de segundo óptimo. Hablan sobre las preferencias de los países debido a que pueden preferir una situación de segundo óptimo a otra, pudiendo llevar a cabo medidas para situarse en el segundo óptimo que desee. Los fallos de mercado que se introducen en esa teoría son las externalidades positivas basadas en la tecnología y la existencia de beneficios extraordinarios en algún sector económico.

También cabe destacar el modelo de sustitutos imperfectos de Goldstein y Khan (1985), que se utiliza para la estimación de funciones de demanda de importaciones y exportaciones. Este modelo formula que no podemos sustituir importaciones y exportaciones por bienes producidos en el país, que no son sustitutivos perfectos. Esta idea proviene de la evidencia de que los países no solo se dedican a importar o exportar bienes, sino que existe comercio en ambas direcciones y que hay una gran diferencia en

el precio dependiendo de si el país consume o exporta el bien y del país que importe o consuma el producto. Por lo tanto, no se observa un precio único en el corto plazo, lo que se denomina “Ley del precio único”, por lo que se debe introducir en el modelo la variable de los precios relativos.

A este esquema general responden muchos de los modelos econométricos sobre exportaciones. El siguiente cuadro sintetiza algunas de estas especificaciones, informando sobre las variables incorporadas y la forma funcional adoptada por cada modelo.

En todos los trabajos analizados, la variable endógena se refiere a las exportaciones totales del país al resto del mundo. En la mayoría de estos estudios, la variable está medida a precios constantes y la forma funcional más habitual es la logarítmica. Las variables explicativas más utilizadas en estos modelos son el PIB del país importador y los precios relativos.

Por todo ello, decidimos que nuestro estudio de las exportaciones españolas a Estados Unidos tendrá una forma funcional doblemente logarítmica, considerando como posibles variables explicativas el PIB de EE.UU y los precios de exportación.

Modelo	Forma Variable endógena	Variables explicativas
	Forma Funcional	
Dornbusch (1980)	<ul style="list-style-type: none"> • Niveles • Lineal 	<ul style="list-style-type: none"> • Precios relativos • Renta mundial
Márquez y McNeillly (1988)	<ul style="list-style-type: none"> • Niveles • Logarítmica 	<ul style="list-style-type: none"> • Precios de las exportaciones en moneda nacional • Precios de los bienes producidos en el resto del mundo • Renta del mundo
Rose (1990, 1991)	<ul style="list-style-type: none"> • Niveles • Lineal 	<ul style="list-style-type: none"> • Precios relativos • Renta real
Ostry y Rose (1992)	<ul style="list-style-type: none"> • Niveles • Lineal 	<ul style="list-style-type: none"> • Precios relativos • Renta real
Bahmani-Oskooee y Alse (1994)	<ul style="list-style-type: none"> • Niveles • Logarítmica 	<ul style="list-style-type: none"> • Tipo de cambio real • Precio de las exportaciones • Renta del país receptor
Bahmani-Oskooee y Niroomand (1998)	<ul style="list-style-type: none"> • Niveles • Logarítmica 	<ul style="list-style-type: none"> • Tipo de cambio real • Precio de las exportaciones • Renta del país receptor

Modelo	Forma Variable Forma Funcional	Variables explicativas
Chébil y Briz (1998)	<ul style="list-style-type: none"> • Niveles • Logarítmica 	<ul style="list-style-type: none"> • Renta del importador • Precio de las exportaciones • Índice de precios • Tipo de cambio real
Senhadji y Montenegro (1999),	<ul style="list-style-type: none"> • Niveles • Logarítmica 	<ul style="list-style-type: none"> • Renta exterior • Precio de las exportaciones
Loza (2000)	<ul style="list-style-type: none"> • Niveles • Logarítmica 	<ul style="list-style-type: none"> • Tipo de cambio real • Demanda importaciones de países industrializados • Demanda de importaciones de América Latina • Precio de las exportaciones
Guerrero (2000)	<ul style="list-style-type: none"> • Niveles • Logarítmica 	<ul style="list-style-type: none"> • Precio de las exportaciones • Precio mundial de exportaciones • Promedio renta mundial
Hooper, Johnson y Márquez (2000)	<ul style="list-style-type: none"> • Niveles • Lineal 	<ul style="list-style-type: none"> • Precio de las exportaciones • Renta real

Modelo	Forma Variable	Variables explicativas
	Forma Funcional	
Cabezas, Selaive y Becerra (2004)	<ul style="list-style-type: none"> • Niveles • Logarítmica 	<ul style="list-style-type: none"> • Tipo de cambio real • Renta mundial
Aravena (2005)	<ul style="list-style-type: none"> • Niveles • Logarítmica 	<ul style="list-style-type: none"> • Precios relativos • Renta mundial o demanda mundial
Rohr y Fernández (2008)	<ul style="list-style-type: none"> • Niveles • Lineal 	<ul style="list-style-type: none"> • Renta demandante • Renta exportadora • Precio de las exportaciones

3. FASE DE ESPECIFICACIÓN

3.1. BASE INFORMATIVA

Las variables consideradas en este estudio van a ser:

- ✓ Exportaciones totales de España a Estados Unidos medidas en miles de euros.
- ✓ Precios de producción relativos en moneda nacional España/Estados Unidos.
- ✓ PIB de Estados Unidos a precios constantes medido en millones de dólares.
- ✓ Deflactor del PIB.

Aunque en el apartado anterior se ha concluido que los precios relativos de exportación deberían ser una de las posibles variables explicativas, en este trabajo tal variable se ha sustituido por los precios relativos de producción dada la falta de información estadística sobre los primeros, aunque somos conscientes de que la variable precios relativos de producción no es la más apropiada en el estudio de las exportaciones.

La información relativa al conjunto de variables abarca el periodo 2000-2014 (debido a la entrada del Euro como moneda) y se han obtenido del banco de datos del Ministerio de Economía y Competitividad.

En esta base de datos, la variable exportaciones totales está medida a precios corrientes por lo que debemos utilizar el deflactor del PIB para que las exportaciones queden a precios constantes. Como se ha comentado anteriormente, todas las variables estarán expresadas en logaritmos.

Obtenida la información sobre las variables, la primera cuestión a resolver es la diferente periodicidad de los datos. La periodicidad está fijada por el PIB de EE.UU, ya que solo hemos obtenido datos trimestrales. Por ello, debemos trimestralizar los datos mensuales, utilizando bien la suma de los diferentes meses (caso de la variable exportaciones españolas a EE.UU) o bien el promedio de los datos mensuales (caso de los precios relativos en moneda nacional).

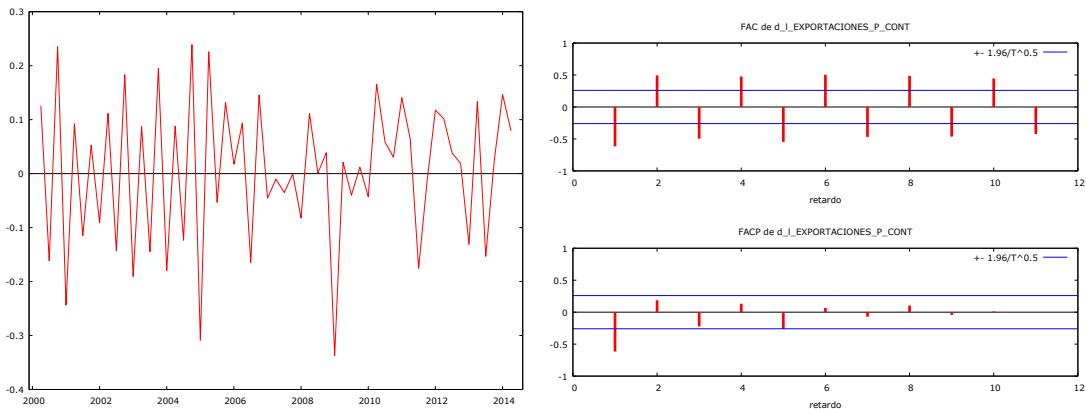
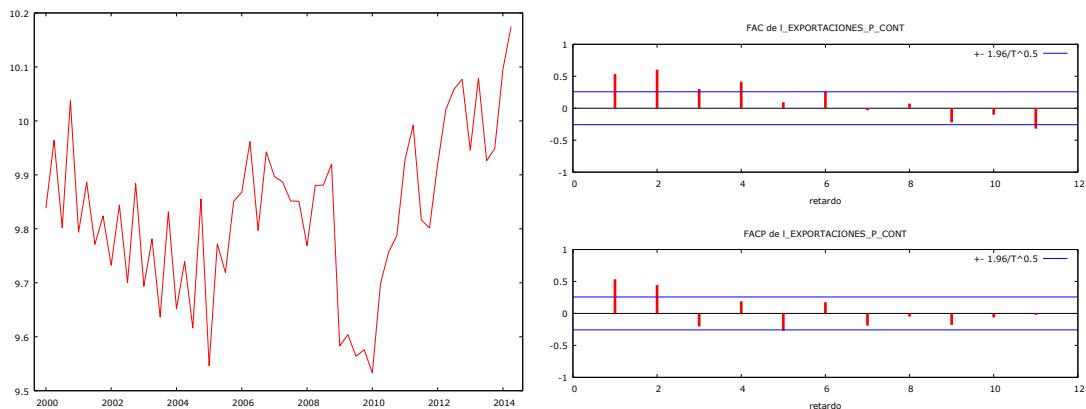
Establecida la base informativa, es necesario llevar a cabo un análisis univariante de cada serie que nos informe del carácter estacionario o no de las variables. Los instrumentos a utilizar son: gráficos en función del tiempo, correlogramas y contrastes de raíz unitaria.

3.2. ANÁLISIS UNIVARINTE DE LAS SERIES

Al objeto de caracterizar cada una de las variables consideradas en nuestro estudio, debemos analizar los correspondientes gráficos de series temporales, tanto de la variable en niveles como de sus diferencias, los correlogramas asociados y el contraste de raíz unitaria de Dickey-Fuller.

Los gráficos de la serie y sus diferencias suelen aportar información sobre la posible tendencia determinista presente en la serie, pero difícilmente nos permiten detectar tendencia estocástica. Los correlogramas solo informan del carácter estacionario o no de la variable, sin especificar el tipo de tendencia que puede provocar la no estacionariedad. Por su parte, el contraste de Dickey-Fuller permite contrastar la existencia o no de tendencia estocástica. En este contraste, la hipótesis nula se formula como que la serie es integrada de orden uno [I (1)] frente a la alternativa que es integrada de orden cero [I (0)]. El no rechazo de la hipótesis nula supondría concluir que la serie en cuestión posee tendencia estocástica, la cual se eliminará con una diferencia de la misma.

Análisis del logaritmo de las exportaciones españolas a Estados Unidos a precios constantes.



Contraste aumentado de Dickey-Fuller para $l_EXPORTACIONES_P_CONT$ incluyendo 5 retardos de $(1-L)l_EXPORTACIONES_P_CONT$ (el máximo fue 10, el criterio AIC modificado) tamaño muestral 52 hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$
 contraste con constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e : 0.054
 diferencias retardadas: $F(5, 45) = 6.051 [0.0002]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0.122092
 Estadístico de contraste: $\tau_{\text{c}}(1) = -0.872231$
 valor p asintótico 0.7975

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para $d_l_EXPORTACIONES_P_CONT$ incluyendo un retardo de $(1-L)d_l_EXPORTACIONES_P_CONT$ (el máximo fue 10, el criterio AIC modificado) tamaño muestral 55 hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$
 contraste sin constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e : 0.072
 valor estimado de $(a - 1)$: -1.27821
 Estadístico de contraste: $\tau_{\text{nc}}(1) = -5.13822$
 valor p asintótico 3.83e-007

Analizando el gráfico de la serie temporal, podemos comprobar que los valores, más o menos, giran en torno a una constante, lo que nos permite concluir que no existe tendencia determinista. El correlograma tiene una apariencia de serie estacionaria porque en la función de autocorrelación muestral (FAC) las observaciones no

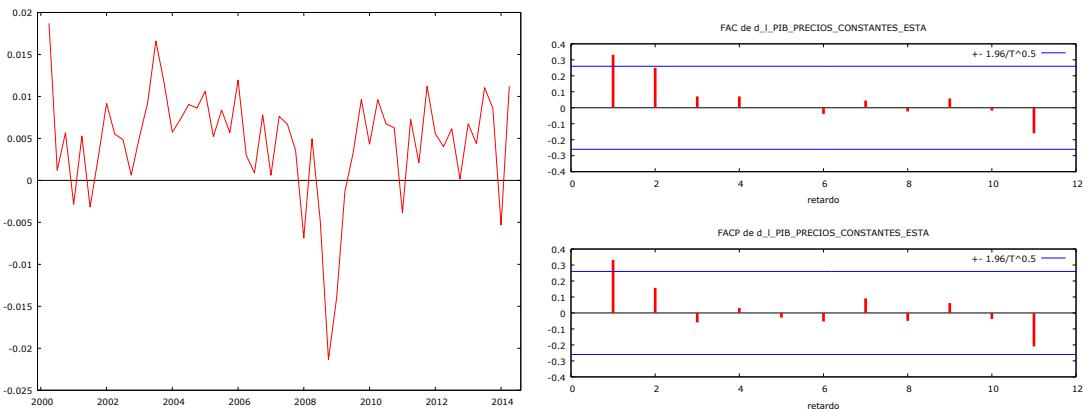
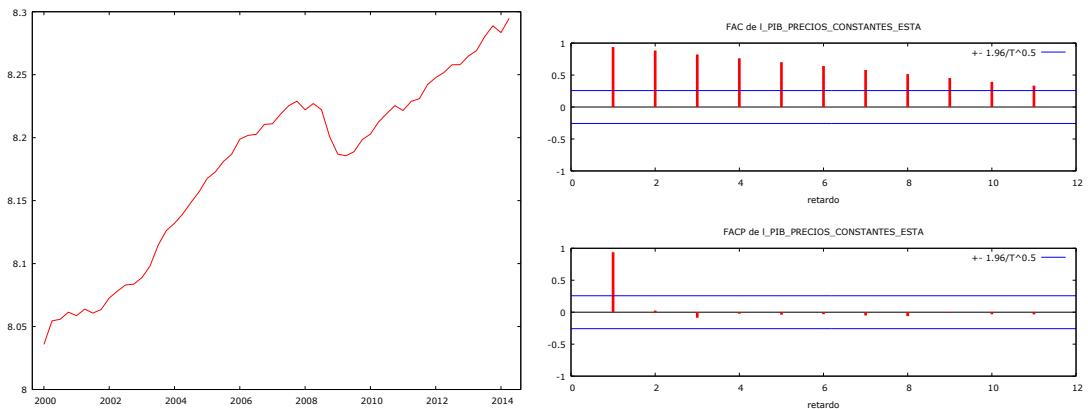
disminuyen lentamente a cero y en la función de autocorrelación parcial muestral (FACP), no observamos un único pico en la primera observación y el resto en torno a cero.

Como podemos observar en el contraste de Dickey-Fuller, el p-valor es mayor que el nivel de significación (0,05), por lo que aceptamos la hipótesis nula de que, al menos, la serie original es integrada de orden uno. En otros términos, la serie tiene tendencia estocástica y, al menos, necesita una diferencia para eliminarla. Para establecer el orden concreto de integración se hace necesario plantear ahora como hipótesis nula que la serie sea integrada de orden dos [I (2)] frente a la alternativa de que la serie es integrada de orden uno [I (1)]. Aplicando de nuevo el contraste de Dickey-Fuller, obtenemos un valor del estadístico de -5,13 y un p-valor muy pequeño, de modo que a los niveles de significación habituales se rechazaría la hipótesis nula de que la serie es integrada de orden dos.

Por lo tanto, concluimos que el logaritmo de las exportaciones españolas a EE.UU es una serie no estacionaria porque muestra tendencia estocástica, por lo que la serie será integrada de orden uno [I (1)].

Hay que notar que aunque el correlograma de la serie original parecía indicar que era estacionaria, la apreciación del contraste Dickey-Fuller nos lleva a concluir que no lo es. Esta posible contradicción puede deberse al cambio de tendencia que se observa en la serie.

Análisis del logaritmo del PIB de Estados Unidos a precios constantes.



Contraste aumentado de Dickey-Fuller para l_PIB_PRECIOS_CONSTANTES_ESTA incluyendo un retardo de $(1-L)l_PIB_PRECIOS_CONSTANTES_ESTA$ (el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 56
hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

con constante y tendencia
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
Coef. de autocorrelación de primer orden de e : -0.015
valor estimado de $(a - 1)$: -0.054099
Estadístico de contraste: $\tau_{ct}(1) = -1.48783$
valor p asintótico 0.8341

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_l_PIB_PRECIOS_CONSTANTES_ESTA incluyendo un retardo de $(1-L)d_l_PIB_PRECIOS_CONSTANTES_ESTA$ (el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 55
hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
Coef. de autocorrelación de primer orden de e : 0.013
valor estimado de $(a - 1)$: -0.527823
Estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -3.48498$
valor p asintótico 0.00841

En cuanto al PIB de EE.UU, podemos ver claramente que el gráfico de la serie temporal tiene tendencia ascendente, es decir, muestra tendencia determinista de tipo lineal. En su correlograma, vemos que en la FAC las observaciones van descendiendo lentamente

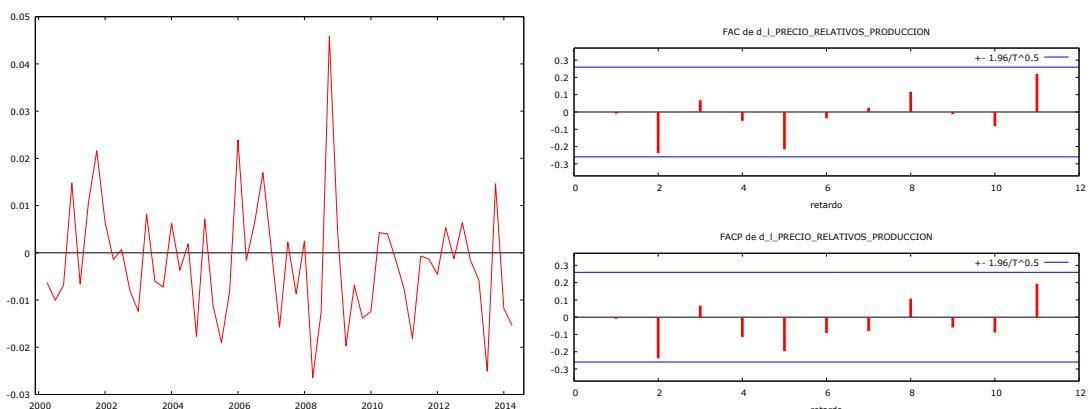
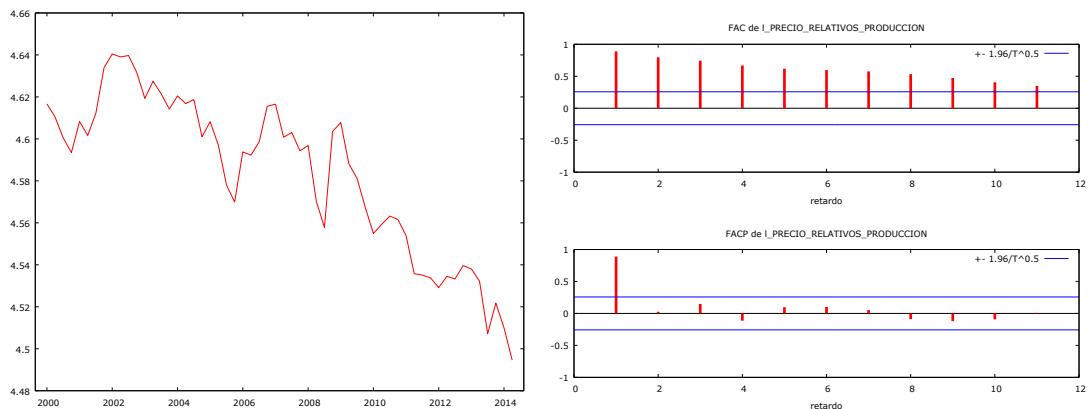
hacia cero y en la FACP, un primer pico elevado y el resto de observaciones en torno a cero. Esto significa que la serie posee problemas de no estacionariedad.

El resultado del contraste de Dickey-Fuller indica la existencia de tendencia estocástica al menos I (1).

Para establecer el orden concreto de integración se hace necesario plantear ahora como hipótesis nula que la serie sea integrada de orden dos [I (2)] frente a la alternativa de que la serie es integrada de orden uno [I (1)]. El modelo para plantear este contraste incluirá como único elemento determinista el término constante como se deduce del gráfico de la primera diferencia. El resultado del contraste de Dickey-Fuller, permite afirmar que la serie ya no necesita ser diferenciada más, porque rechazamos la hipótesis nula debido a que el p-valor es inferior al nivel de significación.

Concluimos que la serie es no estacionaria con tendencia determinista lineal y tendencia estocástica I (1).

Análisis del logaritmo de los precios de producción relativos medidos en moneda nacional España/EE.UU



Contraste aumentado de Dickey-Fuller para l_PRECIO_RELATIVOS_PRODUCCION incluyendo 10 retardos de $(1-L)$ l_PRECIO_RELATIVOS_PRODUCCION (el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 47
hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

con constante y tendencia
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1 t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
Coef. de autocorrelación de primer orden de e : 0.025
diferencias retardadas: $F(10, 34) = 0.536 [0.8522]$
valor estimado de $(a - 1)$: -0.310414
Estadístico de contraste: $\tau_{ct}(1) = -1.27559$
valor p asintótico 0.8935

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_l_PRECIO_RELATIVOS_PRODUCCION incluyendo un retardo de $(1-L)d_l_PRECIO_RELATIVOS_PRODUCCION$ (el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 55
hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
Coef. de autocorrelación de primer orden de e : 0.010
valor estimado de $(a - 1)$: -1.26727
Estadístico de contraste: $\tau_{ct}(1) = -6.52031$
valor p asintótico 6.08e-009

El gráfico de la serie temporal de los precios relativos tiene una tendencia claramente descendente y su correlograma, nos muestra que en la FAC posee observaciones con picos elevados que descienden muy lentamente a cero y la FACP tiene un pico elevado

en la primera observación y el resto de observaciones se sitúan en torno a cero. Esto quiere decir que la serie tiene problemas de no estacionariedad.

Podemos comprobar que la serie necesita, al menos, una diferencia debido a que el p-valor del contraste de Dickey-Fuller es mayor que el nivel de significación, aceptando la hipótesis nula.

La serie tiene tendencia estocástica y, al menos, necesita una diferencia para eliminarla. La aplicación del contraste de Dickey-Fuller para verificar que la serie es integrada de orden dos frente a que es integrada de orden uno, lleva a establecer que la serie es I (1). Concluimos que la serie es no estacionaria con tendencia determinista lineal y tendencia estocástica I (1).

En resumen:

- El conjunto de variables analizadas son no estacionarias.
- Todas ellas poseen tendencia estocástica y, además, las variables explicativas poseen también tendencia determinista lineal.
- En cuanto al orden de integración, podemos concluir que todas nuestras variables son I (1) ya que han necesitado una diferencia para ser estacionarias.

3.3. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

Dada la existencia de tendencia estocástica en todas las variables se hace necesario analizar, ahora, la posible cointegración de tales tendencias. Esto determina, en primer lugar, formular la relación de cointegración y, posteriormente, aplicar el correspondiente contraste. En la especificación de la relación de cointegración, todas las variables deben de estar libres de tendencia determinista. En nuestro caso, las variables explicativas (PIB y precios relativos) poseen tendencia determinista, por lo que debemos proceder a eliminarla.

Para ello, debemos estimar un modelo para cada una de estas variables donde la variable endógena será la variable con tendencia determinista y, la variable exógena, el tiempo. Los residuos obtenidos en este modelo serán nuestra variable libre de tendencia determinista.

$$PIB_t = \alpha + \beta T_t + u_{1t} \longrightarrow \hat{u}_{1t} = PIB_t - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}T)$$

$$PR_t = \alpha + \beta T_t + u_{2t} \longrightarrow \hat{u}_{2t} = PR_t - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}T)$$

Siendo: PIB_t , el logaritmo del PIB de EE.UU referido al momento t.

PR_t , el logaritmo los precios relativos de producción referido al momento t.

T, el tiempo.

Debido al orden de integración de nuestras variables y a que las variables explicativas poseían tendencia determinista, la relación de cointegración será:

$$X_t = \alpha + \beta_1 \hat{u}_{1t} + \beta_2 \hat{u}_{2t}$$

Siendo: \hat{u}_1 , el PIB de EE.UU libre de tendencia determinista.

\hat{u}_2 , los precios relativos de producción libres de tendencia determinista.

X , el logaritmo de las exportaciones totales.

La estimación de la relación de cointegración es:

Modelo Rel.Coin:				
MCO, usando las observaciones 2000:1-2014:2 (T = 58)				
Variable dependiente: 1_EXPORTACIONES_P_CONT				
	Coeficiente	Desv. Tipica	Estadistico t	Valor p
const	9.83043	0.0175684	559.6	5.71e-105 ***
PIB_libre_tend	1.38676	0.803255	1.726	0.0899 *
PR_libre_tend	-3.59685	0.986896	-3.645	0.0006 ***
Media de la vble. dep.	9.830428	D.T. de la vble. dep.	0.147576	
Suma de cuad. residuos	0.984590	D.T. de la regresión	0.133797	
R-cuadrado	0.206866	R-cuadrado corregido	0.178024	
F(2, 55)	7.172565	Valor p (de F)	0.001706	
Log-verosimilitud	35.90478	Criterio de Akaike	-65.80956	
Criterio de Schwarz	-59.62823	Crit. de Hannan-Quinn	-63.40181	
rho	0.474216	Durbin-Watson	1.047126	

Una vez estimado el anterior modelo para contrastar la existencia o no de cointegración se utilizara el contraste de Dickey-Fuller sobre los residuos de la relación de cointegración.

Dicho contraste plantea:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \text{Las variables no están cointegradas} \equiv \text{residuos I (1)} \\ H_A: \text{Las variables están cointegradas} \equiv \text{residuos I (0)} \end{array} \right.$$

La hipótesis nula de no cointegración se rechaza, utilizando un nivel de significación del 5%, cuando el estadístico toma un valor inferior al punto crítico correspondiente al que aparece en la última columna de la Tabla 2.

Tabla 2: Puntos Críticos de los Contrastes de Cointegración (Nivel Significación 5%)

Número de variables	Tamaño muestral	DF	DFA
3	50	-4,11	-3,75
	100	-3,93	-3,62
	200	-3,78	-3,78

Fuente: Engle y Yoo (1987).

El resultado del contraste es:

```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para Res_rel_coint
incluyendo 5 retardos de (1-L)Res_rel_coint
(el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 52
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1

contraste sin constante
modelo: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.032
diferencias retardadas: F(5, 46) = 5.133 [0.0008]
valor estimado de (a - 1): -0.188428
Estadístico de contraste: tau_nc(1) = -1.13062
valor p asintótico 0.2355
```

Como nuestro estadístico de contraste (-1,13062) es mayor que -3'75, aceptamos H_0 por lo que las variables no están cointegradas.

Todo el análisis univariante anterior nos ha permitido conocer las características de cada una de las variables implicadas en la relación de interés y, nos lleva a plantear como forma general del conjunto de modelos admisibles la siguiente:

$$\Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \delta_i \Delta PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \gamma_i \Delta PR_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Como ambas variables explicativas poseen tendencia determinista lineal, considerar la variable en incrementos elimina tanto la tendencia determinista como la estocástica.

4. FASE DE VALIDACIÓN

4.1. CONTRASTES DE ESFERICIDAD

En este apartado, se va a proceder a realizar el chequeo de los modelos a través de los contrastes de esfericidad y forma funcional para obtener aquellos que mejor se ajusten a la evolución de las exportaciones. Entre los modelos que pasen la etapa de chequeo, se seleccionará a través de criterios de selección el mejor modelo que permitiría realizar la explotación del mismo.

Los contrastes que llevaremos a cabo son:

➤ **No autocorrelación**

La estructura general de cualquier contraste de autocorrelación se plantea verificar:

H_0 : No existe autocorrelación

H_1 : Existe autocorrelación de un determinado orden

Esto es, en la hipótesis nula se considera que el término de perturbación correspondiente a una observación es independiente del correspondiente a cualquier otra observación. En la hipótesis alternativa se señala que el término de error de un modelo econométrico está autocorrelacionado a través del tiempo.

El contraste aplicado será el contraste de Breusch-Godfrey que se define como:

$$LM = TR^2$$

Siendo T el número de observaciones y R^2 , el coeficiente de determinación de la regresión auxiliar donde la variable endógena son los residuos del modelo y como variables explicativas aparecen las propias del modelo y los residuos retardados. Dependiendo del número de retardos de los residuos incorporados se obtendrán diversos contrastes como LM (1), LM (2)...

Bajo la hipótesis nula este estadístico se distribuye asintóticamente según una chi-cuadrado de p grados de libertad, siendo p el número de retardos de los residuos.

➤ Homocedasticidad

Se dice que un modelo presenta homocedasticidad cuando la varianza de la perturbación aleatoria del modelo se mantiene constante a lo largo de las observaciones. En otras palabras, la varianza de los errores es constante. Para contrastar la homocedasticidad utilizaremos el contraste ARCH. Este contraste se utiliza para modelos con datos de series temporales y asume una estructura para la varianza del modelo del tipo autorregresivo:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_p u_{t-p}^2$$

La hipótesis nula y alternativa son las siguientes:

$$H_0: \text{Homocedasticidad} \longrightarrow \alpha_1 = \cdots = \alpha_p = 0$$

$$H_1: \text{Heterocedasticidad} \longrightarrow \text{algún } \alpha_i \neq 0$$

El estadístico ARCH se define como:

$$LM = TR^2$$

Siendo T el número de observaciones y R^2 , el coeficiente de determinación de la regresión auxiliar concretada en un proceso autorregresivo de orden p para los cuadrados de los residuos del modelo.

Este estadístico se distribuye asintóticamente según una chi-cuadrado con p grados de libertad, siendo p el orden asumido para el proceso autorregresivo. Fijado un nivel de significación ϵ :

$$\text{Si } LM < \chi^2(p) \longrightarrow \text{Homocedasticidad}$$

$$\text{Si } LM \geq \chi^2(p) \longrightarrow \text{Heterocedasticidad}$$

➤ Normalidad

El estadístico de Jarque – Bera es el que vamos a utilizar para contrastar la hipótesis de normalidad. La hipótesis nula es la normalidad de la perturbación aleatoria. Este contraste se distribuye asintóticamente como una χ^2 con 2 grados de libertad.

El estadístico de Jarque-Bera se define como:

$$JB = T \left[\frac{g_1^2}{6} + \frac{g_2^2}{24} \right]$$

Donde T es el número de observaciones y, g_1 y g_2 , respectivamente, son los coeficientes de asimetría y curtosis de los residuos del modelo:

$$g_1 = \frac{\sum \widehat{u_t^3}}{\tilde{\sigma}^3} \quad g_2 = \frac{\sum \widehat{u_t^4}}{\tilde{\sigma}^4} - 3$$

Fijado un nivel de significación ε :

Si $JB < \chi^2(2)$ —————> Normalidad

Si $JB \geq \chi^2(2)$ —————> No normalidad

Además de verificar, para cada modelo, las hipótesis básicas relativas a la parte aleatoria, contrastaremos también la adecuación de la forma funcional asumida.

4.2. CONTRASTE DE FORMA FUNCIONAL (CONTRASTE DE RESET)

Este contraste es una prueba general de especificación del modelo que nos permite identificar si se está usando una forma funcional incorrecta o cualquier error de omisión de variables relevantes.

En general, un error en la forma funcional nos puede llevar a obtener un término de perturbación no esférico así como al hecho de que la distribución se aleje de la distribución del término de perturbación del modelo correctamente especificado.

Las hipótesis nula y alternativa son:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \text{Forma funcional doblemente logarítmica} \\ H_1: \text{Forma funcional distinta de la doblemente logarítmica} \end{array} \right.$$

El estadístico Reset de Ramsey se define como:

$$F = \frac{SR_0 - SR_A}{SR_A} \frac{T - k^*}{p - 1}$$

Siendo SR_0 la suma residual del modelo original y SR_A , la suma residual de la regresión auxiliar, obtenida añadiendo al modelo de partida potencias de la variable endógena estimada. En nuestro caso, se va a considerar que se añade solo el cuadrado de la variable endógena estimada.

Este estadístico sigue una distribución F de $(T - k^*), (p - 1)$ grados de libertad, donde k^* es el número total de parámetros de posición de la regresión auxiliar y p es la máxima potencia incluida en la regresión auxiliar.

La expresión general (1) proporciona un amplio número de modelos a estimar, teniendo en cuenta diferentes combinaciones de los retardos.

La tabla 3 que se presenta a continuación solo recoge aquellas especificaciones que han superado el conjunto de contrastes mencionados anteriormente.

Dicha tabla presenta para cada modelo:

- Las estimaciones de sus coeficientes, presentando entre paréntesis el p-valor asociado al contraste t de significatividad.
- El resultado del contraste LM de no autocorrelación asumiendo 4 tipos de estructuras bajo la hipótesis alternativa.
- El resultado del contraste ARCH de homocedasticidad considerando únicamente estructura AR (1) y AR (4).
- El resultado del contraste de Normalidad (J-B) y del contraste Reset de forma funcional.
- El valor del estadístico SBIC, que es uno de los posibles criterios de selección, y el valor de $\overline{R^2}$.

Debajo del valor de los estadísticos de contraste se recoge entre paréntesis el correspondiente p-valor asociado.

Tabla 3: Resultados de los modelos que han superado la etapa de validación.

	M1	M2
α	-0.0399694 (0.0289)	-0.0371651 (0.0483)
$\Delta \log X_{t-1}$	-0.729996 (2.78e-08)	-0.738150 (3.34e-08)
$\Delta \log PIB_t$	- (0.5029)	-1.80518 (0.5029)
$\Delta \log PIB_{t-1}$	4.41230 (0.0935)	5.20473 (0.0744)
$\Delta \log PIB_{t-2}$	3.94190 (0.0939)	4.20766 (0.0807)
$\Delta \log PR_t$	-1.02572 (0.3659)	-1.33511 (0.2800)
$\Delta \log PR_{t-1}$	-1.10455 (0.3540)	-1.06934 (0.3733)
LM (1)	1.303408 (0.254)	1.094753 (0.295)
LM (2)	3.644984 (0.162)	3.791765 (0.15)
LM (3)	6.180391 (0.103)	6.744449 (0.0805)
LM (4)	8.213651 (0.0841)	8.375171 (0.0788)
ARCH (1)	3.27953 (0.070149)	3.05845 (0.0803181)
ARCH (4)	4.97102 (0.290284)	7.04213 (0.133678)
J-B	1.97117 (0.37322)	2.01748 (0.364679)
RESET	0.747703 (0.48)	0.717562 (0.495)
SBIC	-67.61108	-64.34290
$\overline{R^2}$	0.548006	0.541629

5. SELECCIÓN DEL MODELO

Al objeto de seleccionar un modelo de entre los dos que han superado la etapa de validación se va a atender tanto al criterio SBIC de selección de modelos como a la capacidad predictiva intramuestral de los mismos.

Según el criterio SBIC debería elegirse el modelo con menor valor de dicho estadístico, lo que determina elegir el modelo M1. Dicho modelo, además, presenta un mayor coeficiente de determinación corregido.

Si atendemos a la capacidad predictiva intramuestral, la idea es analizar la adecuación de las predicciones considerando que el modelo se estima con información hasta 2011:4 y se realizan las predicciones para el resto de períodos. Dado que para estos períodos se dispone de información real, podemos cuantificar el error de predicción cometido utilizando como indicador, por ejemplo, el porcentaje de error absoluto medio.

Ya que las predicciones proporcionadas por el modelo se refieren al logaritmo de las exportaciones, debemos llegar a la predicción de la variable original.

El error absoluto medio porcentual para la variable exportaciones se define como:

$$EAMP(H) = \frac{1}{H} \sum_{i=1}^H \frac{|\hat{X}_{t+i} - X_{t+i}|}{X_{t+i}} 100$$

Y el resultado del mismo para cada modelo es:

Modelo M1	Modelo M2
$EAMP(10) = \frac{1}{10} (1,04) \times 100 = 10,4\%$	$EAMP(10) = \frac{1}{10} (1,007) \times 100 = 10,07\%$

Estos resultados nos llevan a concluir que el modelo finalmente seleccionado es el M1, aunque no hay diferencias significativas entre ambos modelos.

A partir de este modelo, conocidos los valores postmuestrales de las variables explicativas se podrían obtener predicciones de la variable de interés. Asimismo, diferentes supuestos sobre el comportamiento de las variables exógenas proporcionarían un escenario de simulación.

6. CONCLUSIONES

Después de realizar un estudio previo de las teorías relacionadas con las exportaciones totales de un país, hemos llegado a la conclusión de que las variables que podrían explicar el comportamiento de la función de demanda de exportaciones son el PIB del país importador y los precios relativos de las exportaciones. Al no encontrar datos acerca de los precios de las exportaciones a EE.UU, hemos utilizado como medida aproximada el precio relativo de producción en moneda nacional, lo que puede afectar a la capacidad explicativa del modelo.

Dado este problema, se consideró también la sustituir los precios relativos de exportación por la variable tipo de cambio Euro/Dólar. No obstante, esta última variable no mejoró los resultados obtenidos.

Establecido el marco teórico, hemos tenido que realizar un análisis individual de cada variable para observar su comportamiento y poder decidir el conjunto de modelos admisibles en el marco estacionario.

Sometidos todos los modelos a la batería de contrastes incluidos en la etapa de validación se ha llegado a dos posibles especificaciones de las cuales se ha seleccionado una de ellas en función del criterio SBIC y de la capacidad predictiva.

Este modelo permitiría obtener predicciones y simulaciones para períodos posteriores.

7. BIBLIOGRAFÍA

- ARAVENA, C. (2005) “*Demanda de exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Argentina y Chile*”, Serie Estudios estadísticos y prospectivos, 36, 9-12.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. y ALSE, J. (1994) “*Short-Run versus Long-Run Effects of Devaluation: Error-Correction Modeling and Cointegration*” Eastern Economic Journal, 20, 453-464.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. y NIROOMAND, F. (1998) “*Long-Run Price Elasticities and the Marshall-Lerner Condition Revisited*”, Economics Letters, 61, 101-109.
- BUISÁN, A. y CABALLERO, J.C. (2003) “*Análisis comparado de la demanda de exportaciones de manufacturas en los países de la UEM*”, Documento de trabajo N° 0322. Servicio de Estudios del Banco de España.
- CABEZAS, M., SELAIVE, J. y BECERRA, G. (2004) “*Determinantes de las exportaciones no minerales: una perspectiva regional*”, Documento de trabajo N° 296. Banco Central de Chile.
- CHÉBIL, A. y BRIZ, J. (1998) “*Función de exportación hortícola española*”, Información Comercial Española, 788.
- DORNBUSCH, R. (1980) “*La macroeconomía de una economía abierta*”, Editorial Basic Books Inc.
- ENGLE, R. F. y YOO, B. S. (1987) “*Forecasting and testing in co-integrated systems*” Journal of Econometrics 35, 143-159.
- GOLDSTEIN, M. y KHAN, M. (1985) “*Income and price effects in foreign trade*” Handbook of International Economics, vol. 2, 1041-1105. Editorial Elsevier.
- GUERRERO, L.E. (2000) “*Determinantes de las exportaciones en México, un modelo aplicado a las principales divisiones manufactureras*”, Tesis doctoral. Universidad Autónoma de Nuevo León.

HOOPER, P., JOHNSON, K. y MARQUEZ, J. (2000): “*Trade Elasticities for the G-7 Countries*”, Princeton Studies in International Economics, 87, 1-55.

KANDIL, M. y BAHMANI-OSKOOEE, M. (2007) “*Exchange Rate Fluctuations and Output in Oil-Producing Countries*”, IMF Working Paper 07/113.

KRUGMAN, P. (2009) “*Economía internacional: teoría y política*” Editorial Pearson Addison-Wesley.

LOZA, G. (2000) “*Tipo de Cambio, Exportaciones e Importaciones: El Caso de la Economía Boliviana*”, Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia, 3, 7-40.

MARQUEZ, J. y MCNEILLY, C. (1988) “*Income and Price Elasticities for Exports of Developing Countries*”, The Review of Economics and Statistics, 70, 306-314.

OSTRY, J. D. y ROSE, A. K. (1992) “*An empirical evaluation of the macroeconomic effects of tariffs*,” Journal of International Money and Finance, 11, 63-79.

ROHR, M. y FERNÁNDEZ, J.I. (2008) “*Funciones de demanda del comercio exterior: aproximación a una relación a largo plazo para la Federación de Rusia*”, Tesis doctoral. Universidad de Valencia.

ROSE, A. K. (1991). “*The role of exchange rates in a popular model of international trade: Does the 'Marshall-Lerner' condition hold?*”, Journal of International Economics, 30, 301-316.

SENHADJI, A. y MONTENEGRO, C. (1999): “*Time-Series analysis of Export Demand Equations: A cross country analysis*”, IMF Staff Papers, 46, nº 3.