

## PREDICCIÓN Y ANÁLISIS DE FUNCIONES DE EXPORTACIÓN E IMPORTACIÓN EN ESPAÑA

ÁLVARO ESCRIBANO

*Universidad Carlos III de Madrid*

*No es extraño encontrar ecuaciones de exportaciones e importaciones que a pesar de analizar periodos comunes obtienen conclusiones muy distintas. Esto se puede deber a que cada una utiliza distintas variables, distinto año base, nivel de desagregación o distinta especificación dinámica. En este artículo se analiza la robustez de las conclusiones de tres recientes estimaciones de funciones de exportación e importación españolas mediante la comparación de tres bases de datos. En concreto, se analizan los artículos de Buisán y Gordo (1994), Domenech y Taguas (1996) y Mauleón y Sastre (1994). Con sus propias bases de datos actualizadas se investiga si las especificaciones originales propuestas en cada trabajo mejorarían por añadir alguno de los elementos característicos de los otros artículos. El análisis globalizador se realiza por medio de contrastes de hipótesis dentro de la muestra (1967-1992) y mediante la comparación de predicciones fuera de la muestra (1993-1995). Se concluye que no suelen mejorar las especificaciones originales por añadir los elementos sugeridos en los otros trabajos. En términos de predicción se obtiene que es más fácil no cometer serios errores de predicción con las importaciones que con las exportaciones. De los tres trabajos analizados el que mejor predice la evolución de las exportaciones e importaciones españolas desde 1993 a 1995 es el de Domenech y Taguas (1996) seguido de cerca por Buisán y Gordo (1994). (JEL F17, C53)*

### 1. Introducción

Son numerosos los trabajos de investigación realizados sobre el sector exterior español y en concreto sobre funciones de exportación e

El autor agradece los comentarios recibidos del editor y de dos evaluadores anónimos, que han ayudado a mejorar la presentación final de los resultados, y la financiación recibida de la Secretaría General Técnica del Ministerio de Comercio y Turismo. El presente trabajo ha sido posible gracias a la amabilidad mostrada por Ana Buisán, Rafael Domenech, Ester Gordo, Iñaki Mauleón, Luis Sastre y David Taguas al entregarme la actualización de sus bases de datos y las estimaciones de los modelos sobre los que estaban trabajando.

importación en España. Recientes contribuciones y revisiones de la literatura sobre estimaciones de funciones de demanda de exportaciones e importaciones se encuentran en Bajo y Montero (1995), Buisán y Gordo (1997), Domenech y Taguas (1997) y Escribano (1996a).

Las conclusiones en torno a las variables económicas que explican la evolución temporal de las funciones de demanda de exportaciones e importaciones así como la formulación concreta del modelo, pueden verse afectadas por diferentes factores entre los que cabría resaltar: 1) el escenario económico implícito modelo del que parten los investigadores, 2) los niveles de agregación utilizados, 3) el año base de referencia elegido, 4) el tipo de datos utilizados (anuales, trimestrales o mensuales), etc. Estos factores plantean la siguiente pregunta: ¿dependen las respuestas empíricas dadas a interrogantes económicos (elasticidades-precio de las exportaciones e importaciones españolas) de aspectos de orden secundario desde el punto de vista teórico? Para responder a esta pregunta, es fundamental disponer de estudios econométricos que evalúen *la robustez de las conclusiones* empíricas obtenidas, comprobando si los modelos seleccionados por cada autor mejoran o empeoran al incluir los hechos diferenciales de otros modelos. Esta línea de investigación aplicada al sector exterior español se inicia con Escribano (1996b, 1997b) en donde se hace una comparación y evaluación intramuestral de las ecuaciones de Buisán y Gordo (1994) y Mauleón y Sastre (1994).

Otra vía de investigación complementaria consiste en realizar el anterior análisis de robustez evaluando los resultados por su *capacidad predictiva*. Este enfoque econométrico es más ambicioso y optimista ya que es bien sabido que el comportamiento del sector exterior español es difícil de predecir. Las razones pueden ser muchas y variadas: desde la brusca apertura de nuevos mercados (entrada en la CEE) hasta la existencia de importantes cambios legislativos, institucionales o de política económica que pueden afectar repentinamente a los flujos comerciales entre países. En concreto en España, en septiembre y noviembre de 1992, se produjeron dos devaluaciones de la peseta y otra más en mayo de 1993. Los flujos comerciales durante 1993-1995 se vieron afectados, reduciéndose las importaciones ayudadas a su vez por la recesión de la economía española e internacional del momento, y aumentando las exportaciones debido a la ganancia en competitividad de los bienes y servicios. Con ello, se produjo la esperada mejora del saldo de la balanza de pagos española aunque con el riesgo de haber

generado cambios estructurales en las ecuaciones (elasticidades renta y precios) estimadas teniendo en cuenta los años 1993-1995. En este trabajo tendremos oportunidad de comprobar esta hipótesis y en un futuro no muy lejano habrá que evaluar los efectos sobre las exportaciones e importaciones españolas de la entrada en vigor de la moneda única a partir del año 2002 y la consiguiente desaparición del tipo de cambio como instrumento de política económica.

La evidencia empírica de cambios estructurales en modelos econométricos es comúnmente aceptada. La famosa "crítica de Lucas", Lucas (1976), podría ser una buena explicación si todos los agentes económicos fueran racionales y capaces de anticipar, y neutralizar las posibles intervenciones públicas en política económica, cambiando los parámetros de las ecuaciones de comportamiento. Otra causa de cambio estructural podría ser la existencia de importantes reformas en los marcos regulatorios (energía, telecomunicaciones, transporte, etc.) que implican cambios en la estructura económica de las industrias, cambios en los precios de mercado y en la forma en la que se transmite la información (eliminación de barreras arancelarias, creación de la moneda única, etc.).

Alternativamente, la existencia de estos cambios estructurales observados en las relaciones económicas podría ser evidencia de que las relaciones de comportamiento son dependientes del ciclo de la actividad económica (relaciones no lineales, modelos con umbrales) o dependientes de acontecimientos exógenos importantes, crisis impredecibles, (modelos Markovianos de cambio de régimen), etc. El tratamiento econométrico apropiado de los cambios estructurales sería distinto en cada caso y por ello antes de seleccionar un enfoque alternativo al de los modelos lineales desarrollado en este trabajo, sería muy importante realizar un análisis detallado de las causas de los cambios estructurales.

Los estudios de predicción con series temporales están muy desarrollados en contextos lineales y con modelos de parámetros constantes, ver Granger y Newbold (1977). Un tema interesante y difícil es el estudio de predicción cuando los modelos varían en el tiempo o bien cuando son modelos dinámicos no lineales, Escribano y Granger (1998). En general, no es recomendable permitir que todos los parámetros varíen libremente y de forma simultánea, ya que podríamos estar englobando muchas posibles fuentes de mala especificación y sería imposible identificarlas. Sin embargo, se podrían analizar modelos donde los parámetros de la media condicional cambien de alguna forma estructurada

con o sin varianzas condicionales constantes. Los modelos de regresión de transición suave (STR) son un ejemplo interesante de modelos dinámicos a considerar para la modelización de cambios estructurales, ver Escribano y Jordá (1998). Hendry (1997) analiza cuestiones de predicción en el contexto de modelos econométricos cuyas variables tienen media incondicional y condicional cambiante. Esta línea de investigación alternativa plantea serios problemas metodológicos ya que tradicionalmente se suelen desechar (o al menos cuestionar) los modelos econométricos que no dan predicciones aceptables (este es el enfoque seguido en el presente artículo). Por ejemplo, con respecto al sector exterior español, Montañés y Sanso (1996) encuentran que si los derechos arancelarios son eliminados de los precios relativos de las importaciones hay cambio estructural en las ecuaciones de importaciones de manufacturas a partir de 1986 (entrada en la CEE). Sin embargo, el cambio estructural encontrado desaparece al incluirlos. El plantear una metodología econométrica que permita discernir entre modelos mal especificados (variables omitidas, incorrecta dinámica, etc.) y modelos correctos pero con ciertos parámetros cambiantes es y será fuente de futuros trabajos de investigación teórica y empírica.

En el presente trabajo se analizan los trabajos de Buisán y Gordo (1994) y Mauleón y Sastre (1994), junto con el de Domenech y Taguas (1996)<sup>1</sup>, evaluando intramuestralmente los modelos a la luz de las nuevas revisiones de datos ocurridas hasta 1992 y haciendo ahora especial hincapié en la capacidad predictiva (1993, 1994 y 1995) de las funciones de exportación e importación propuestas.

Sobre la base de los resultados obtenidos con las anteriores tres bases de datos se *analiza la robustez* de las conclusiones empíricas obtenidas sobre el funcionamiento del sector exterior español. Entre ellas podríamos resaltar las siguientes: ¿Corroboran el estudio de funciones de exportaciones el comportamiento anticíclico de las exportaciones? ¿Es recomendable la estimación simultánea de las funciones de exportaciones e importaciones? ¿Es conveniente permitir interacción entre

<sup>1</sup>No se pretende realizar un análisis exhaustivo de todas las bases de datos existentes del sector exterior español. Simplemente se han seleccionado tres recientes trabajos basados en datos anuales con el consiguiente coste de dejar fuera otros, como el de Bajo y Montero (1995) basado en datos trimestrales. El añadir modelos basados en datos trimestrales habría complicado y posiblemente enturbiado la ya difícil comparación predictiva de modelos anuales que tienen diferentes variables dependientes y a la vez habría sobrecargado el ya voluminoso trabajo empírico realizado.

la ecuación de exportaciones y la de importaciones? ¿Es siempre el coeficiente del término de corrección de error igual a la unidad en los modelos de corrección de error de las exportaciones? ¿Existe evidencia de cambio estructural en las funciones de exportación e importación españolas a partir de 1992?

En los casos en los que se encuentren modelos que no funcionan correctamente intramuestralmente, o bien sean mejorables con pequeños cambios marginales, se sugerirán especificaciones alternativas siempre y cuando mantengan los aspectos característicos de las funciones de exportación e importación originales.

La metodología empírica seguida en la comparación es la siguiente: Primero, se comentan los resultados obtenidos al reproducir los artículos a la luz de las nuevas revisiones en los datos. Posteriormente, se evalúan econométricamente las estimaciones actualizadas analizando los residuos de cada modelo mediante contrastes de hipótesis (contrastados de mala especificación) y mediante análisis de los autocorrelogramas y correlogramas cruzados. Una vez que se dispone de un modelo empírico aceptable, se estudian las posibles ganancias o pérdidas de la estimación simultánea de las ecuaciones de exportaciones e importaciones, así como de permitir o no interacción entre ellas, etc. Todos estos cálculos se realizan con cada una de las tres bases de datos. La misma metodología empírica se aplica para responder al resto de las preguntas mencionadas anteriormente.

Las predicciones hechas con los modelos de exportaciones e importaciones son 1-periodo por delante, utilizando los valores obtenidos de los parámetros estimados intramuestralmente y los valores realmente observados de las variables explicativas. Las predicciones fuera de la muestra realizadas mediante sistemas de ecuaciones se calculan a través de simulaciones estáticas, ver Escribano ed. (1991) y Wallis (1991). Por último, los resultados obtenidos de la simulación se comparan con los de las predicciones uniecuacionales.

Por tanto, la robustez de las implicaciones económicas de cada artículo es contrastada intramuestralmente y evaluada en términos de predicción fuera de la muestra. Este tipo de enfoque econométrico supone una nueva forma de *análisis globalizador* o de abarcamiento (encompassing) y sirve para confirmar, rechazar o *relativizar* las conclusiones empíricas al haber sido obtenidas en contextos económicos heterogéneos, en modelos con distintas variables dependientes, con diferentes

variables explicativas, con diferentes especificaciones dinámicas, etc.

La estructura del artículo es la siguiente: En la sección segunda, se analizan los resultados econométricos obtenidos con la base de datos ampliada de Buisán y Gordo (1994,1996) (BG en adelante) y se estudia si la especificación inicialmente propuesta sigue siendo válida. A la vista de estos resultados, se formulan nuevas especificaciones que mantengan las características básicas de los artículos originales y se da respuesta a las anteriores cuestiones planteadas. En la sección tercera, se utiliza la anterior metodología empírica, aplicada a la base de datos ampliada del MOISEES, Molinas et. al (1990). Es decir, se analizan los modelos estimados por Domenech y Taguas (1996) (DT en adelante) con datos hasta 1992 y posteriormente se evalúan econométricamente las anteriores hipótesis de interés. En la sección cuarta, se considera el modelo y la base de datos de Mauleón y Sastre (1994, 1996) (MS en adelante) siguiendo la misma estructura de análisis empírico de los anteriores apartados. En la sección quinta, se presenta el estudio predictivo de las ecuaciones estimadas con cada una de las tres bases de datos y se realiza una comparación de la capacidad predictiva de los modelos de exportaciones e importaciones de los tres artículos anteriores durante 1993, 1994 y 1995. Debido a que las variables dependientes de cada modelo son distintas, simplemente se compara el porcentaje de error de predicción anual cometido con cada modelo. Por último, en la sección sexta se incluyen algunas conclusiones y recomendaciones.

## **2. Funciones de Exportación e Importación No Energéticas: Actualización de la Base de Datos Utilizada por Buisán y Gordo(1994)**

El objetivo es hacer una evaluación del modelo propuesto por BG a la luz de la nueva información disponible tanto de los años 1993-1995 como de las revisiones realizadas en algunas de las variables hasta 1992. BG analizaron el sector exterior desde 1966 hasta 1992 mediante la estimación de funciones de exportación e importación no energéticas<sup>2</sup>.

A continuación se resumen las características fundamentales de la *función de exportaciones* propuesta por BG. La variable dependiente a analizar es el logaritmo de las exportaciones no energéticas (LX) desde 1966-1992 con datos anuales en base 1986. Las variables que ex-

<sup>2</sup>Sobre este tema, las autoras estaban trabajando en el Servicio de Estudios del Banco de España y me entregaron su base de datos actualizada junto con algunas re-estimaciones preliminares que fueron de gran utilidad.

plican el largo plazo (variables en niveles) y el corto plazo (variables en diferencias) de las exportaciones no energéticas son las mismas: el logaritmo del comercio entre los países industrializados en niveles (LCMI), y en diferencias (DLCMI) respectivamente, y el logaritmo de los precios relativos de las exportaciones no energéticas también en niveles (LPRX) y en diferencias (DLPRX). Además sugieren añadir dos variables ficticias de tipo impulso durante los años 1976 y 1979 denominadas D76 y D79. Por último, la ecuación de exportaciones se especifica en forma de modelo dinámico de corrección de error con coeficiente de corrección de error unitario.

En principio cualquier actualización y revisión de las mediciones realizadas en las series hasta 1992 pueden implicar diferencias substanciales en el modelo estimado y por ello a continuación se analizan sus efectos. Al estimar por mínimos cuadrados ordinarios (OLS) imponiendo la restricción de que el coeficiente del término de corrección de error sea la unidad (mínimos cuadrados restringidos), se comprueba que no hay evidencia alguna de que el modelo propuesto por BG deje de funcionar bien con los nuevos datos revisados desde 1967 hasta 1992 aunque, el ajuste empeora un poco. Comparando los errores estándar de las regresiones se pasa de 0.024 a 0.021. Todas las variables explicativas son significativas y no se rechaza la hipótesis nula de que el modelo esté bien especificado frente a las hipótesis alternativas de autocorrelación, heterocedasticidad, no Normalidad y forma funcional incorrecta, ver modelo BG(1994) del Cuadro 1. El modelo que mejor mantiene las características de la ecuación de exportaciones de BG y que lo mejora es el Modelo 1 del Cuadro 1. Este nuevo modelo pasa todos los contrastes de especificación realizados (autocorrelación, heterocedasticidad, normalidad, no linealidad, etc.) y ello permite interpretar los valores estimados con cierta confianza. El modelo ajusta mejor que el anterior de BG ya que el error estándar de la regresión se reduce de 0.019 a 0.024, se mantiene las características que mencionamos antes y, sin necesitar la variable ficticia D76, se añaden dos elementos nuevos. El primero estriba en tener, un modelo más dinámico permitiendo que la primera diferencia de la variable dependiente retardada ( $DLX(-1)$ ) entre en el modelo. El segundo se basa en la significatividad del primer retardo de la tasa de crecimiento del comercio de los países industrializados, permitiendo además que sea la *aceleración del comercio* (como sugirieron Fernández y Sebastián (1991)) la variable explicativa de corto plazo (D2LCMI) y no la tasa de crecimiento (DLCMI).

CUADRO 1  
Exportaciones no energéticas (LX)  
Buisán y Gordo (1994) y reformulaciones  
Estimación OLS (1967-1992)

Variables Explicativas	BG (1994) Coeficientes	Modelo1* Coeficientes	Modelo2** Coeficientes	Modelo3*** Coeficientes	Modelo4**** Coficientes
DLX(-1)		0.19	0.18	0.17	0.12
(p-valor)		(0.020)	(0.023)	(0.019)	(0.039)
DLCMI	0.74				
(p-valor)	(0.000)				
D2LCMI		0.75	0.75	0.79	0.72
(p-valor)		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
DLPRX	-0.76	-0.62	-0.70	-0.68	-0.56
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
LCMI(-1)	1.69	1.69	1.80	1.68	1.68
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
LPRX(-1)	-1.12	-1.04	-1.06	-1.08	-1.04
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
D76	0.06				
(p-valor)	(0.058)				
D79	0.10	0.08	0.09	0.09	0.07
(p-valor)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.000)
Constante	5.61	5.30	6.42	5.50	5.33
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
DLDF			0.09		
(p-valor)			(0.69)		
DLM(-1)				0.10	
(p-valor)				(0.04)	
R <sup>2</sup>	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
σ	0.024	0.019	0.019	0.018	0.020

Contrastes de Mala Especificación

AR(2)	F(2,17)=0.21	F(2,17)=1.81		F(2,16)=0.97
(p-valor)	(0.81)	(0.19)		(0.40)
ARCH(1)	F(1,17)=1.12	F(1,17)=0.02		F(1,16)=0.01
(p-valor)	(0.30)	(0.89)		(0.90)
Normalidad	Chi <sup>2</sup> (2)=0.8	Chi <sup>2</sup> (2)=0.91		Chi <sup>2</sup> (2)=0.08
(p-valor)	(0.67)	(0.63)		(0.96)
Linealidad	F(10,8)=0.18	F(11,7)=1.47		F(13,4)=0.86
(p-valor)	(0.99)	(0.31)		(0.63)
RESET(1)	F(1,18)=0.52	F(1,18)=0.36		F(1,17)=0.00
(p-valor)	(0.48)	(0.55)		(0.99)

\* Especificación alternativa a la propuesta por Buisán y Gordo, BG (1994)

\*\* Es el modelo 1 donde se ha añadido la variable demanda final (DLDF)

\*\*\* Es el modelo 1 donde se ha añadido la variable importaciones (DLM(-1))

\*\*\*\* Modelo 1 estimado conjuntamente con la ecuación de importaciones (modelo 3 del Cuadro 2)

Este modelo a su vez acepta la restricción de que el coeficiente del término de corrección de error sea la *unidad*. Su estimación sin restringir da un valor de -0.96 con un error estándar de 0.098 y por tanto no se rechaza la hipótesis nula de que sea igual a -1 con un t-ratio = -0.4.

El Modelo 1 del Cuadro 1 refleja que a *largo plazo* las exportaciones tienen una elasticidad-renta de 1.69 (elástica) y una elasticidad-precio unitaria, en línea con los obtenidos por BG(1994). Las elasticidades estimadas a *corto plazo* indican que ambas son inelásticas con valores de 0.75 y -0.63 respectivamente.

Una vez que se dispone de una ecuación de exportaciones que funciona correctamente hasta 1992 se utilizará para responder a las preguntas sobre las exportaciones españolas planteadas en la introducción. Se empieza por analizar si existe evidencia empírica de que durante el periodo de 1967 a 1992 las *exportaciones fueran anticíclicas*. Para ello se añade la variable renta, medida por la demanda final, en la ecuación de exportaciones no energéticas, ver Modelo 2 del Cuadro 1. Se rechaza la posibilidad de que la tasa de crecimiento de la demanda final afecte a corto plazo, ya que el t-ratio de la variable DLDF tiene un P-valor de 0.6902. A la luz de estos resultados se puede concluir *que no hay evidencia empírica de que las exportaciones no energéticas hayan sido anticíclicas*<sup>3</sup>. Se considera la posibilidad de que la demanda final entre en la relación de largo plazo (comovimiento a largo plazo) y también se rechaza al realizar un contraste de Wald sobre el nivel de la variable LDF(-1) y obtener un t-ratio con un P-valor de 0.2805.

A continuación se analiza la conveniencia o no de permitir que haya *interacción entre las ecuaciones de exportaciones e importaciones* no energéticas. Para ello se estima por un lado la ecuación de exportaciones incorporando tanto a corto como a largo plazo la variable importaciones. La tasa de crecimiento de las importaciones retardada un periodo (DLM(-1)) es significativa con un P-valor de 0.04 con un efecto positivo e igual a 0.10. Este hecho representa una novedad con respecto al modelo propuesto por BG. El error estándar de la regresión por la inclusión de esta variable se reduce de 0.019 a 0.018. Esta nueva formulación de la ecuación de exportaciones no energéticas también pasa todos los contrastes de especificación realizados, ver Cuadro 1 Modelo 3.

<sup>3</sup>Un procedimiento alternativo hubiera sido utilizar correlaciones calculadas sobre los componentes cíclicos obtenidos mediante métodos de extracción de señales, véanse los artículos de Dolado *et al.* (1993) y Domenech y Taguas (1997) aplicados al caso español

La *ecuación de importaciones no energéticas* de BG con la base de datos actualizada y revisada se estudia a continuación. La variable dependiente a explicar es la tasa de crecimiento de las importaciones no energéticas,  $DLM = \text{Log}M - \text{Log}M(-1)$ . Las variables que explican el largo plazo (variables en niveles) y el corto plazo (variables en diferencias) son las mismas: El logaritmo de la demanda final en niveles (LDF) y en diferencias (DLDF), y el logaritmo de los precios relativos de los bienes no energéticos importados respecto a los precios industriales, también en niveles (LPRM) y en diferencias (DLPRM). A su vez sugieren utilizar dos variables ficticias de tipo impulso en los años 1966 y 1978 denominadas D66 y D78. Por último, la formulación dinámica es un modelo de corrección de error donde el coeficiente de ajuste ya no es la unidad, como ocurría con la ecuación de exportaciones. Esta ecuación replica exactamente los resultados de BG y pasa todos los contrastes de especificación intramuestral (ver Modelo BG(1994) del Cuadro 2).

Buscando especificaciones alternativas dentro del conjunto de información formado por las variables de esta ecuación de BG(1994) se encuentra que la siguiente re-especificación de la ecuación de importaciones no energéticas (ver Modelo 1<sup>4</sup> del Cuadro 2) funciona mejor como veremos mas adelante. Esta ecuación de importaciones no energéticas pasa todos los contrastes de especificación muestral y ajusta mejor que la formulación anterior con un error estándar de la regresión ( $\sigma$ ) de 0.022 en vez de 0.027.

A continuación se analiza la posible *interacción* de exportaciones a importaciones. El correspondiente modelo de importaciones no energéticas estimado pasa todos los contrastes de especificación anteriores (ver Cuadro 2 Modelo 2). Las tasas de crecimiento de las exportaciones contemporáneas y retardadas,  $DLX$  y  $DLX(-1)$ , son significativas al 5% con P-valores de 0.031 y 0.047 respectivamente, reduciendo el error estándar de la regresión de 0.022 a 0.019. Los respectivos coeficientes son negativos e iguales a -0.16 indicando que aumentos bianuales en las tasas de crecimiento de las exportaciones, medidas por  $LX - LX(-2)$ , implican ligeras reducciones en las tasas de crecimiento de las importaciones.

La siguiente cuestión a tratar son las posibles ganancias que pudieran derivarse de la *estimación simultánea* o conjunta de las ecuaciones

<sup>4</sup>La variable artificial D7078 está construida de forma que toma el valor 1 en 1970, el valor -1 en 1978 y 0 el resto de los años.

CUADRO 2  
 Tasa de crecimiento de las importaciones no energéticas (DLM)  
 Buisán y Gordo (1994) y reformulaciones  
 Estimación MCNL (1967-1992)

Variables Explicativas	BG (1994) Coeficientes	Modelo1* Coeficientes	Modelo2** Coeficientes	Modelo3*** Coeficientes
DLDF	3.14	3.36	3.24	3.45
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
DLPRM	-0.66	-0.74	-0.89	-0.71
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
DLPRM(-1)		0.24	0.22	0.22
(p-valor)		(0.092)	(0.074)	(0.037)
LM(-1)	-0.33	-0.36	-0.34	-0.39
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
LDF(-1)	2.10	2.15	2.06	2.14
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
LPRM(-1)	-0.88	-1.33	-1.32	-1.33
(p-valor)	(0.015)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Constante-C	-13.85	-14.45	-13.38	-14.24
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
D78	-0.06			
(p-valor)	(0.045)			
D7078		0.07	0.09	0.08
(p-valor)		(0.001)	(0.000)	(0.000)
DLX			-0.16	
(p-valor)			(0.69)	
DLX(-1)			0.16	
(p-valor)			(0.047)	
R <sup>2</sup>	0.94	0.96	0.97	0.96
$\sigma$	0.027	0.022	0.019	0.023

0.020

Contrastes de Mala Especificación

AR(1)	Test-F=1.43	Test-F=0.23	Test-F=1.54
(p-valor)	(0.27)	(0.79)	(0.25)
ARCH(2)	Test-F=0.35	Test-F=0.09	Test-F=0.05
(p-valor)	(0.71)	(0.91)	(0.95)
Heter-White	Test-F=1.38	Test-F=0.60	Test-F=0.36
(p-valor)	(0.28)	(0.81)	(0.96)

\* Especificación alternativa a la propuesta por Buisán y Gordo, BG (1994)

\*\* Es el modelo 1 donde se han añadido las variables de exportaciones (DLX, DLX(-1))

\*\*\* Modelo 1 estimado conjuntamente con la ecuación de importaciones (modelo 4 del Cuadro 1)

de exportaciones e importaciones. Para ello se comparan los resultados de estimar las ecuaciones por métodos de sistemas de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE) con los procedimientos uniecuacionales como son mínimos cuadrados no lineales (ILS) y mínimos cuadrados ordinarios (OLS). Comparando los resultados de la estima-

ción conjunta por el método SURE con los métodos uniecuacionales OLS (ver Modelo 4 del Cuadro 1 y Modelo 3 del Cuadro 2), se comprueba que hay pequeñas ganancias de eficiencia en la estimación que se traducen en menores errores estándar de los parámetros del modelo. Como ambos estimadores son consistentes los valores numéricos de los parámetros no se diferencian en mucho, a pesar del pequeño tamaño muestral. Sin embargo, estas diferencias podrían ser importantes en términos de predicción extramuestral ya que si en alguna ecuación ocurre un cambio estructural esto afectará a todo el sistema de ecuaciones. Volveremos sobre este importante aspecto posteriormente en la sección 5.

### 3. Funciones de Exportación e Importación de Bienes y Servicios: Base de Datos del MOISEES Actualizada

En esta sección se analizan las funciones de exportación e importación de bienes y servicios inicialmente propuestas por Molinas et al. (1990) y Fernández y Sebastián (1991) y actualizadas y reformuladas por Domenech y Taguas (1996). Debido a que en todos los trabajos realizados con esta base de datos se estiman las exportaciones e importaciones mediante ecuaciones simultáneas, se empezará analizando ambas ecuaciones conjuntamente y no por separado como se hizo en la sección anterior con BG. Al contrario de lo que ocurre con los otros dos trabajos analizados en este artículo, esta base de datos no fue comentada en Escribano(1996b, 1997b) y por ello en esta sección será descrita con mayor detalle.

En la actualización de la *ecuación de exportaciones* del MOISEES realizada por Domenech y Taguas(1996) (DT en adelante), cambian algunas variables explicativas pero se mantiene como variable fundamental, además de las variables de comercio y competitividad en precios, el grado de utilización de la capacidad productiva. Los elementos básicos de esta nueva formulación de la ecuación de exportaciones (ver DT(1996) del Cuadro 3) son los siguientes: La variable dependiente es la primera diferencia del log de las exportaciones de bienes y servicios en términos reales (DLXBS80) desde 1967-1992, con datos anuales en base 1980. Las variables explicativas que forman el corto y el *largo plazo* son las mismas, esto no ocurría en el MOISEES. Entre las variables explicativas del largo plazo están: El comercio mundial anteriormente definido y ahora denominado LWTPI, una nueva variable de precios relativos que utiliza el precio de las exportaciones de

CUADRO 3  
 Función de exportaciones de bienes y servicios (DLXBS80)  
 Domenech y Taguas (1996) y reformulaciones  
 Estimación (1967-1992)

Variables Explicativas	DT (1996) I3LS Coefs	Modelo1* ILSCoefs.	Modelo2** I3SLS Coefs.	Modelo3*** I2SLS Coefs.
DLXBS80(-2)	0.79	0.70	0.79	0.72
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
D2LC(-1)	-0.05	0.01		
(p-valor)	(0.485)	(0.91)		
D2LWTPI	0.66	0.60	0.66	0.59
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
D2LWTPI(-2)	-0.85	-0.81	-0.83	-0.77
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
D2LNEWCU	-0.46	-0.59	-0.41	-0.37
(p-valor)	(0.027)	(0.025)	(0.028)	(0.144)
D2LNEWCU(-2)	0.87	0.90	0.78	0.72
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.002)	(0.000)
LXBS80(-1)	-0.75	-0.72	-0.78	-0.73
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Const-LP	-0.39	-0.77		
(p-valor)	(0.480)	(0.380)		
LC(-1)	-0.84	-0.78	-0.90	-0.90
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
LWTPI(-1)	1.60	1.61	1.59	1.59
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
LNEWCU(-1)	-1.35	-1.77	-1.10	-1.17
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.003)
D7273	0.06	0.08	0.06	0.06
(p-valor)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.013)
D86(-1)	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
(p-valor)	(0.010)	(0.081)	(0.009)	(0.046)
D69	0.19	0.18	0.19	0.18
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.003)
R <sup>2</sup>	0.94	0.94	0.93	0.94
$\sigma$	0.022	0.020	0.020	0.019

Contrastes de Mala Especificación

AR(2)	Test-F=2.49	Test-F=1.12
(p-valor)	(0.105)	(0.344)
ARCH(2)	Test-F=0.74	Test-F=0.27
(p-valor)	(0.488)	(0.76)
Correlación	0.58	0.17
cruzada de los Residuos( $e_x, e_m$ )	significativa al 5%	no significativa

\* El modelo es el mismo que DT (1996) pero estimado por mínimos cuadrados no lineales (ILS)

\*\* Simplificación del modelo de DT (1996) estimado por mínimos cuadrados no lineales en 3-etapas (I3SLS)

\*\*\* Simplificación del modelo de DT (1996) estimado por mínimos cuadrados no lineales en 2-etapas (I2SLS)

Listado de Variables Instrumentales (IV) C DLWTPI DLWTPI(-2) DLNEWCU(-2) LXBS80(-1) LC(-1) D67 D69 D7273 D86 D92 DLXBS80(-2) D2LC(-1) LWTPI(-1) LNEWCU(-1) DLY(-1) DLPRM(-1) D2LPRM(-1) DLTEMTM DLNEWCU(-1) MY(-1) LPRM(-1) LTEMTM(-1)

bienes en sustitución del índice de valor unitario de las exportaciones y que mide la competitividad en precios (LC). Por último, una nueva forma de calcular el índice de utilización de la capacidad productiva (LNEWCU). Esta última variable juega un papel fundamental como se comprobará posteriormente. En cuanto al *corto plazo* consideran como variables explicativas: La primera y la segunda diferencia de LWTPI, denominadas (DLWTPI(-2)) y (D2LWTPI) respectivamente, retardos de la variable dependiente (DLXBS80(-2)), el primer retardo de la segunda diferencia de LC (D2LC(-1)), la segunda diferencia del log del grado de utilización de la capacidad productiva (D2LNEWCU) y su primera diferencia retardada un período (DLNEWCU(-1)). Por último, añaden tres variables artificiales de tipo impulso en los años 1969 (D69), 1986 (D86), y 1972-1973 (D7273).

Del modelo DT(1996) del Cuadro 3, extraemos los siguientes resultados. La elasticidad-renta a largo plazo estimada es 1.60 (elástica) y la elasticidad-precio es -0.84 (inelástica). Existe un comovimiento negativo entre las exportaciones a largo plazo y el grado de utilización de la capacidad productiva, como variable que aproxima la presión de la demanda, con una elasticidad de -1.35. A corto plazo, la elasticidad-renta contemporánea, medida con respecto a la tasa de aceleración del comercio con los países industrializados, es de -0.66 (inelástica) y la elasticidad-precio es pequeña (-0.05) y no significativa. Esto nos lleva a pensar que el gran protagonista del corto plazo, además de la propia inercia de las exportaciones, es el grado de utilización de la capacidad productiva con un efecto anticíclico de la aceleración igual a -0.46.

En la correspondiente actualización de la *ecuación de importaciones* del MOISEES realizada por DT(1996) se mantienen como fundamentales las siguientes variables: El producto interior bruto (PIB), los precios relativos de las importaciones, el grado de utilización de la capacidad productiva y una nueva e importante variable que mide los impuestos que gravan a las importaciones. Esta nueva formulación de la ecuación de importaciones considera como variable dependiente la tasa de crecimiento de las importaciones de bienes y servicios en pesetas constantes de 1980 (DLMR), desde 1967 hasta 1992 y son las mismas variables explicativas las que entran a corto y a largo plazo, ver Cuadro 4. En cuanto a las variables explicativas del *largo plazo* consideran: El log del PIB (LY) con coeficiente unitario (MY=LMR-LY), el log de los precios relativos de los bienes de importación (LPRM), el log de los impuestos que gravan las importaciones (LTEMTM) y la

CUADRO 4  
 Función de importaciones de bienes y servicios (DLMR)  
 Domenech y Taguas (1996) y reformulaciones  
 Estimación (1967-1992)

Variables Explicativas	DT (1996) I3LS Coefs.	Modelo1* ILSCoefs.	Modelo2** I3SLS Coefs.	Modelo3*** I2SLS Coefs.
DLY	0.69	1.28	0.77	1.28
(p-valor)	(0.062)	(0.024)	(0.037)	(0.033)
DLY(-1)	1.03	0.97	1.01	0.97
(p-valor)	(0.012)	(0.114)	(0.013)	(0.127)
DLPRM	-0.15	-0.14	-0.15	-0.15
(p-valor)	(0.008)	(0.061)	(0.006)	(0.073)
D2LPRM(-1)	-0.13	-0.11	-0.13	-0.11
(p-valor)	(0.003)	(0.062)	(0.001)	(0.074)
DLTEMTM	-5.08	-4.47	-4.49	-4.47
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
DLNEWCU	2.15	1.67	2.06	1.67
(p-valor)	(0.000)	(0.002)	(0.000)	(0.005)
DLNEWCU(-1)	-0.79	-0.73	-0.77	-0.73
(p-valor)	(0.001)	(0.021)	(0.001)	(0.029)
LMR(-1)-LY(-1)	-0.85	-0.79	-0.83	-0.79
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Const-LP	-0.46	-0.51	-0.46	-0.51
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.002)
LPRM(-1)	-0.43	-0.45	-0.44	-0.45
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
LTEMTM(-1)	-7.74	-7.98	-7.78	-7.98
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
LNEWCU(-1)	2.54	2.23	2.51	2.23
(p-valor)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.003)
D92	0.09	0.08	0.08	0.08
(p-valor)	(0.003)	(0.074)	(0.005)	(0.087)
D67	0.15	0.12	0.14	0.12
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.003)
R <sup>2</sup>	0.92	0.94	0.93	0.94
σ	0.030	0.028	0.029	0.028

Contrastes de Mala Especificación

AR(2)	Test-F=0.34	Test-F=0.31
(p-valor)	(0.71)	(0.73)
ARCH(2)	Test-F=1.41	Test-F=1.53
(p-valor)	(0.27)	(0.24)
Correlación	0.58	0.17
cruzada de los Residuos(e <sub>x</sub> ,e <sub>m</sub> )	significativa al 5%	no significativa

\* El modelo es el mismo que DT (1996) pero estimado por mínimos cuadrados no lineales (ILS)

\*\* Simplificación del modelo de DT (1996) estimado por mínimos cuadrados no lineales en 3-etapas (I3SLS)

\*\*\* Simplificación del modelo de DT (1996) estimado por mínimos cuadrados no lineales en 2-etapas (I2SLS)

Listado de Variables Instrumentales (IV) C DLWTPI DLWTPI(-2) DLNEWCU(-2) LXBS80(-1) LC(-1)

D67 D69 D7273 D86 D92 DLXBS80(-2) D2LC(-1) LWTPPI(-1) LNEWCU(-1) DLY(-1) DLPRM(-1)

D2LPRM(-1) DLTEMTM DLNEWCU(-1) MY(-1) LPRM(-1) LTEMTM(-1)

anterior medición del grado de utilización de la capacidad productiva (LNEWCU). Como variables explicativas del *corto plazo* incluyen: La primera diferencia del PIB (DLY) y su primer retardo, la primera diferencia de los precios relativos de los bienes de importación (DLPRM) y su aceleración retardada dos periodos (D2LPRM(-2)), la primera diferencia de los impuestos (DLTEMTM), la primera diferencia del grado de utilización de la capacidad productiva (DLNEWCU) y su primer retardo. En esta formulación necesitan incorporar dos variables ficticias de tipo impulso en los años 1967 (D67) y 1992 (D92).

Los resultados empíricos obtenidos en ambas ecuaciones, son similares a los de DT con pequeñas discrepancias numéricas debidas a la utilización de diferentes paquetes econométricos<sup>5</sup>, ver Modelo DT(1996) de los Cuadros 3 y 4.

La evaluación econométrica de cada una de las ecuaciones del sistema, estimadas por mínimos cuadrados no lineales en tres etapas (I3SLS), no es mala. En concreto, para cada una de las variables de residuos de las ecuaciones de exportaciones e importaciones se estudia el autocorrelograma con 12 retardos y en ningún caso se encuentran correlaciones que sean significativas. Tampoco hay evidencia en contra de que los residuos de ambas ecuaciones sigan distribuciones Normales, ver Escribano (1997). Estas conclusiones se refuerzan con el contraste de los multiplicadores de Lagrange (LM) sobre autocorrelación de orden 2 propuesto por Breusch y Godfrey. El p-valor de la ecuación de exportaciones es de 0.105 y el de las importaciones de 0.71 y por tanto en ningún caso se puede rechazar la hipótesis de ausencia de autocorrelación, Modelo DT (1996) del Cuadro 4. Tampoco hay evidencia de heterocedasticidad condicional autorregresiva de orden 2, ARCH(2) con p-valores de 0.488 para las exportaciones y 0.27 para las importaciones. A similares conclusiones se llega mediante la realización de contrastes de mala especificación en la ecuación de exportaciones, ver Cuadro 3. Por último, se analizan las correlaciones cruzadas de los residuos de ambas ecuaciones y tan solo la correlación contemporánea es significativa al 5%.

<sup>5</sup>En este artículo se ha utilizado la versión de Micro-TSP para Windows denominada Econometric Views (Eviews 2.0) mientras que DT utilizaron TSP 4 3A. Este hecho puede explicar la discrepancia obtenida en los valores de los errores estándar de la regresión al ponderar de forma diferente por grados de libertad. A su vez en las últimas versiones del trabajo de DT, se mantiene la misma estructura de variables explicativas de DT pero con algunos cambios, entre los que cabría resaltar la estimación por máxima verosimilitud y la eliminación de la restricción de la elasticidad-renta a largo plazo igual a la unidad en la ecuación de importaciones

En las importaciones a *largo plazo*, DT imponen una elasticidad-renta unitaria, estiman una elasticidad-precio de -0.43 (inelástica) y obtienen una elasticidad de las importaciones con respecto a los impuestos de -7.74 (elástica) y un comovimiento positivo igual a 2.54 respecto al grado de utilización de la capacidad productiva. En cuanto a las importaciones a *corto plazo*, la elasticidad-renta contemporánea obtenida por DT es igual a 0.69 (inelástica), la elasticidad-precio contemporánea obtenida es -0.15 (inelástica). Con respecto a los impuestos obtienen a *corto plazo* un valor de -5.08 (elástica) y de 2.15 con respecto al grado de utilización de la capacidad productiva. El aspecto más cuestionable del modelo es la inclusión de la variable ficticia D92 ya que en ese año hubo dos devaluaciones de la peseta y hubiera sido deseable que las variables explicativas del modelo fueran capaces de recogerlo.

En resumen, para DT los determinantes fundamentales de las exportaciones e importaciones españolas están en las variables de escala, y no en los precios relativos. Este tipo de modelos es consistente con economías en donde las empresas no utilizan todos factores a plena capacidad, como es el caso del modelo MOISEES.

A la vista de los buenos resultados de la evaluación econométrica realizada, cabría preguntarse si es imprescindible *la estimación conjunta del sistema* ya que tan solo hay una pequeña correlación contemporánea entre los residuos de las dos ecuaciones. Por otro lado, al estimar el sistema conjuntamente, se corre el riesgo de que la incorrecta especificación o inestabilidad de alguna de las ecuaciones afecte a la estimación de los coeficientes de la otra ecuación. Para responder a esta cuestión se estima el sistema ecuación por ecuación, bien por mínimos cuadrados no lineales en dos etapas (I2SLS) o bien por mínimos cuadrados no lineales (ILS). En el Modelo 1 de los Cuadros 3 y 4, se presentan los resultados de las estimaciones por ILS así como su correspondiente evaluación econométrica y no se detecta ningún tipo de mala especificación muestral en términos de autocorrelación, heterocedasticidad, o posibles correlaciones cruzadas significativas. Sin embargo, existe el riesgo de que al aplicar mínimos cuadrados no lineales (ILS) ecuación por ecuación, en un sistema de ecuaciones simultáneas, puedan darse inconsistencias y/o ineficiencias en la estimación de los parámetros de las ecuaciones. En este caso, tanto los parámetros estimados ecuación por ecuación como sus correspondientes errores estándar difieren. Si esto fuera debido a las anteriores inconsistencias e ineficiencias, habría que decantarse por la estimación I3SLS de los Cuadro 3 y 4. Un

análisis de esta cuestión se podría realizar mediante contrastes de tipo Hausman comparando estos resultados con los obtenidos por I2SLS. Sin embargo, el enfoque de predicción seguido en este trabajo nos llevará en la sección 5 a darle un tratamiento diferente.

El objetivo a continuación es dar respuesta a las otras cuestiones sobre el sector exterior planteadas en la introducción. Se empezará analizando si *las exportaciones son o no anticíclicas*. Para ello, se hará un análisis condicional añadiendo la variable renta (DLY) en la ecuación de las exportaciones y se analizará si su signo es negativo y significativo mediante un contraste de Wald. El coeficiente de la variable DLY es igual a 0.58 y significativo con un p-valor de 0.017. Su signo es positivo (procíclico) y no negativo como era de esperarse (anticíclico) al utilizar la variable renta de la ecuación de importaciones del MOISEES, es decir la tasa de crecimiento del PIB (DLY). Es importante resaltar que al omitir las variables no significativas del modelo DT(1996) la propia variable DLY deja de ser significativa. Por tanto, se puede concluir que la renta no es una variable significativa en la ecuación de exportaciones del MOISEES y de serlo su relación sería débil y procíclica, ver Escribano (1997). No hay que olvidar que en la ecuación de exportaciones de DT, ver Cuadro 3, hay al menos otra variable que sirve para medir la evolución a corto plazo de las exportaciones a lo largo del ciclo de la actividad económica, como es la aceleración en el grado de utilización de la capacidad productiva (D2LNEWCU), y ésta sí es significativa y con signo negativo (anticíclica). El mismo comovimiento negativo entre el grado de utilización de la capacidad productiva (LNEWCU) y las exportaciones se da a largo plazo, ver Cuadro 3. Es importante resaltar que el análisis seguido en este artículo, para caracterizar el comportamiento cíclico de las exportaciones, está basado en un enfoque condicional y por tanto podría diferir del normalmente obtenido mediante correlaciones simples con el PIB, una vez extraída la tendencia de las variables.

El siguiente tema a tratar se centra en el estudio de las ventajas o desventajas de permitir *interacciones* entre las ecuaciones de exportaciones e importaciones. Para ello, tal y como sugieren Mauleón y Sastre (1994), se incorpora la variable importaciones de forma contemporánea y a corto plazo en las ecuaciones de exportaciones y, la variable exportaciones a largo plazo en la ecuación de importaciones. Se concluye, que la tasa de crecimiento de las importaciones no afecta significativamente a la tasa de crecimiento de las exportaciones con un

p-valor de 0.19. Sin embargo, las exportaciones sí afectan significativamente al largo plazo de las importaciones con un coeficiente de 0.28 y un correspondiente p-valor de 0.0027. Este resultado abre la posibilidad de mejorar la especificación de DT mediante la inclusión de las exportaciones en la relación de cointegración de las importaciones. De ser cierto, plantearía varias cuestiones econométricas importantes ya que podrían existir más de una relación de cointegración o bien, la sugerida relación de cointegración de DT podría no ser correcta.

Antes de entrar a analizar estos temas con detenimiento introduciremos una reformulación de las ecuaciones de DT que será utilizada como modelo base sobre el que se harán los contrastes de hipótesis. La nueva especificación es idéntica a DT salvo que se han eliminando las dos variables explicativas que no eran significativas al estimar el modelo hasta 1992. Estas variables son  $D2LC(-1)$  y la constante de la relación de cointegración. El resultado de estimar el sistema de ecuaciones simplificado por I3SLS se encuentra en el Modelo 2 de los Cuadros 3 y 4 Como se puede observar, todas las variables son significativas con un p-valor menor de 0.05. Los errores estándar de las ecuaciones disminuyen de 0.022 a 0.020 en el caso de las exportaciones de bienes y servicios (ver Cuadro 3) y de 0.030 a 0.029 en el caso de las importaciones de bienes y servicios (ver Cuadro 4).

Las ecuaciones de exportación e importación de DT simplificadas y estimadas por métodos uniecuacionales, forman el Modelo 3 de los Cuadros 3 y 4 De esta forma, la ecuación de exportaciones se estima por el método de mínimos cuadrados no lineales en dos etapas (I2SLS) y la ecuación de importaciones por mínimos cuadrados no lineales (ILS). Comparando los ajustes del procedimiento de estimación que utiliza todo el sistema (I3SLS) y los del procedimiento de estimación uniecuacional se obtiene lo siguiente: Con respecto a la ecuación de exportaciones el error estándar ( $\sigma_e$ ) de la ecuación se reduce de 0.020 a 0.019, al estimarla por I2SLS en vez de por I3SLS. Con respecto a la ecuación de importaciones el error estándar de la regresión, al estimarla por ILS en vez de por 3SLS, se reduce de 0.029 a 0.028. Estas diferencias no son suficientemente grandes como para decantarse a favor de un procedimiento de u otro en base a un simple criterio de ajuste. Posteriormente en la sección 5, se hará una comparación de los dos modelos estimados en términos de su capacidad predictiva fuera de la muestra.

#### 4. Funciones de Exportación e Importación de Bienes y Servicios de Mauleón y Sastre (1994)

En esta sección se analizan las implicaciones del modelo de Mauleón y Sastre (1994, 1996) (MS en adelante). MS estimaron estas ecuaciones por mínimos cuadrados no lineales en tres etapas (I3SLS) desde 1967 hasta 1992, con datos anuales en base 1986. En esta sección se evalúan las ecuaciones de MS estimadas hasta 1992 y se analizan las cuestiones planteadas sobre el sector exterior en la introducción.

La variable dependiente de la función de exportaciones a *largo plazo* es el logaritmo (log) de las exportaciones de bienes y servicios en términos reales (LX1). Las correspondientes variables explicativas son el logaritmo del índice de comercio mundial (LW), el logaritmo de la demanda interna (LDI) y el logaritmo del índice de tendencia de la competitividad de las exportaciones elaborado por el Gabinete del Sector Exterior (LT). La tasa de crecimiento de las exportaciones de bienes y servicios a *corto plazo* se explica por la tasa de crecimiento del índice de comercio mundial (DLW), la tasa de crecimiento de la demanda interna (DLDI), la tasa de crecimiento del índice de tendencia de la competitividad de las exportaciones (DLT) y la tasa de crecimiento de las importaciones de bienes y servicios, sin incluir turismo (DLM1). Introducen dos variables artificiales,  $D72 = (1 \text{ en } 1972, 0 \text{ en el resto})$  y  $D86 = (1 \text{ en } 1986, \text{ en el resto})$ .

En cuanto a la función de importaciones, la variable dependiente a *largo plazo* es el logaritmo de las importaciones de bienes y servicios (sin turismo) en términos reales (LM1). Como variables explicativas consideran el logaritmo de las exportaciones de bienes y servicios, sin turismo (LX1), el logaritmo de la inversión en términos reales, medida por la formación bruta de capital fijo (LIR) y el logaritmo del indicador de competitividad de las importaciones, (LPR). A *corto plazo* la variable dependiente es la tasa de crecimiento de las importaciones de bienes y servicios en términos reales (DLM1), y como explicativas consideran la tasa de crecimiento de la inversión extranjera directa (DLIED), la tasa de crecimiento del consumo privado interior (DLCP), la tasa de crecimiento de la inversión en términos reales (DLI) y la tasa de crecimiento del indicador de la competitividad de las importaciones (DLPR). Añaden una variable artificial  $D71 = (1 \text{ en } 1971, 0 \text{ en el resto})$ .

Las reproducciones de las estimaciones por mínimos cuadrados no lineales en tres etapas (I3SLS) de las funciones de exportación e impor-

tación, dan resultados iguales a los de MS, ver Modelos MS(1994) del Cuadro 5.

A largo plazo, MS obtienen una elasticidad-renta de las exportaciones con respecto al comercio mundial de 2.56 (elástica) y una elasticidad-precio unitaria (-1.04). Las exportaciones y la demanda interna tienen un comovimiento negativo a largo plazo con una elasticidad de -0.92. A corto plazo, la elasticidad-renta con respecto al comercio mundial es unitaria (1.08), la elasticidad-precio es -0.55 (inelástica) y las exportaciones son anticíclicas, en relación a la demanda interna. La gran novedad de la formulación es que incorporan las importaciones contemporáneas en el corto plazo de la ecuación de exportaciones con una elasticidad positiva de 0.32 (interacción).

Los contrastes de mala especificación realizados buscan detectar autocorrelación o heterocedasticidad en los errores de las ecuaciones, ver Cuadro 5. Con respecto a la ecuación de exportaciones, se contrasta la ausencia de autocorrelación de los errores de orden 2 y no se rechaza la hipótesis nula con un p-valor de 0.37. Tampoco hay autocorrelación de orden 2 en el cuadrado de los errores, como lo indica el p-valor de 0.90 del contraste de heterocedasticidad condicional autorregresiva, ARCH(2). A su vez, el autocorrelograma y el estadístico de Ljung-Box no detectan evidencia de autocorrelación en los primeros 12 retardos. El correlograma cruzado de los residuos tampoco detecta ningún tipo de correlación, ver Escribano(1997). Por ejemplo, la correlación cruzada contemporánea con la ecuación de importaciones es igual a 0.098.

A largo plazo, MS encuentran una elasticidad-renta de las importaciones, con respecto a la inversión, de 0.68 (inelástica) y una elasticidad-precio de -0.39 (inelástica). Encuentran una relación de causalidad a largo plazo de las exportaciones sobre las importaciones con un coeficiente de 0.50. A corto plazo, descomponen la elasticidad-renta en dos componentes el efecto del consumo privado con un valor de 1.35 (elástica) y el efecto de la inversión real de 0.51 (inelástica). La inversión extranjera directa tiene un pequeño (-0.07), pero significativo efecto desincentivador sobre las importaciones. Como indicaron Bajo y Montero(1995), desde un punto de vista teórico la relación puede ser de cualquier signo pero sin embargo ellos encuentran que con datos trimestrales desde 1977 a 1992 el signo es positivo (complementariedad).

CUADRO 5  
 Funciones de exportación e importación de bienes y servicios (LX1)  
 Mauleón y Sastre (1994) y reformulaciones  
 Estimación (1967-1992)

Función de Exportaciones (DLX1)			Función de Importaciones (DLM1)		
Variables Explicativas	MS(1994) Coeficientes (I3SLS)	Modelo 1* Coeficientes (OLS)	Variables Explicativas	MS(1994) Coeficientes (I3SLS)	Modelo2** Coeficientes (OLS)
constante	6.80	6.88	DLIED	-0.07	-0.07
(p-valor)	(0.000)	(0.004)	(p-valor)	(0.001)	(0.009)
DLW	1.08	1.10	DLCP	1.35	1.32
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(p-valor)	(0.002)	(0.016)
DLDI	-1.50	-1.42	DLIR	0.51	0.51
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(p-valor)	(0.000)	(0.005)
DLT	-0.55	-0.53	DLPR	-0.14	-0.15
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(p-valor)	(0.003)	(0.017)
DLM1	0.32	0.28	LM1(-1)	-0.63	-0.63
(p-valor)	(0.012)	(0.069)	(p-valor)	(0.000)	(0.000)
LX1(-1)	-0.40	-0.40	LIR(-1)	0.68	0.67
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(p-valor)	(0.000)	(0.000)
LW(-1)	2.56	2.55	LPR(-1)	-0.39	-0.38
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(p-valor)	(0.000)	(0.000)
LDI(-1)	-0.92	-0.95	LX1(-1)	0.50	0.49
(p-valor)	(0.002)	(0.023)	(p-valor)	(0.000)	(0.000)
LT(-1)	-1.04	-1.00	D71	-0.08	-0.08
(p-valor)	(0.000)	(0.000)	(p-valor)	(0.000)	(0.000)
D86	-0.05	-0.05			
(p-valor)	(0.008)	(0.052)			
D72	0.06	0.06			
(p-valor)	(0.006)	(0.028)			
R <sup>2</sup>	0.90	0.90	R <sup>2</sup>	0.95	0.95
σ	0.021	0.021	σ	0.021	0.021

  

Contrastes de Mala Especificación					
AR(2)	Test-F=1.05	Test-F=1.43	AR(2)	Test-F=0.39	Test-F=0.51
(p-valor)	(0.81)	(0.19)	(p-valor)	(0.40)	
ARCH(2)	Test-F=0.11	Test-F=0.19	ARCH(1)	Test-F=2.78	Test-F=2.52
(p-valor)	(0.90)	(0.82)	(p-valor)	(0.08)	(0.10)
Heter-White		Test-F=0.19			Test-F=1.62
		(0.17)			(0.23)
Correlación cruzada(e <sub>x</sub> , e <sub>m</sub> )	0.098		Correlación cruzada(e <sub>x</sub> , e <sub>m</sub> )	0.098	

\* Ecuación de exportaciones de MS(1994) pero estimada por mínimos cuadrados ordinarios (OLS)

\*\* Ecuación de importaciones de MS(1994) pero estimada por mínimos cuadrados ordinarios (OLS)

Variables Instrumentales (IV)

C DLW DLT LT(-1) LW(-1) LDI(-1) D86 D72 D71 DLDI DLIED DLCP DLIR DLPR LIR(-1) LPR(-1) LM1(-1) LX1(-1)

Se realizan los contrastes de mala especificación en esta ecuación de importaciones, ver Cuadro 5 Modelo MS(1994), y no se rechaza la ausencia de autocorrelación de orden 2 con un p-valor de 0.68, ni tampoco se rechaza la ausencia de ARCH(2) con un p-valor de 0.23. Por tanto, no hay síntomas claros de mala especificación en las funciones de exportación e importación de MS.

A continuación se estudia la posible ganancia derivada de estimar la ecuación de exportaciones simultáneamente con la ecuación de importaciones de bienes y servicios (estimación conjunta). Para ello, se compara esta estimación con la que se obtiene de estimar los modelos uniecuacionales por MCO y estos resultados se presentan en los Modelos 1 y 2 del Cuadro 5. Sería económicamente más riguroso, comparar los procedimientos de estimación I3SLS con los I2SLS. Al realizar este ejercicio se obtuvieron conclusiones similares y sin embargo, como se verá más adelante, los errores de predicción sugieren utilizar MCO y no I2SLS.

Debido a que los resultados de la estimación simultánea y ecuación por ecuación de la ecuación de exportaciones son muy parecidos y a que el modelo uniecuacional también pasa toda la batería de contrastes de mala especificación que se han realizado, con p-valores todos ellos mayores que 0.05 (ver Modelos 1 y 2 del Cuadro 5), se concluye que no hay evidencia en contra de que la estimación uniecuacional sea fiable.

Nótese que los coeficientes de la relación de cointegración estimados por OLS no coinciden con los anteriores de I3SLS debido a que todos ellos están multiplicados por el coeficiente del término de corrección de error, ver nota al pie del Cuadro 5. Un análisis más riguroso de las posibles ganancias en eficiencia que se derivarían de la estimación conjunta, requeriría realizar un análisis más detallado del sistema de ecuaciones, pero en cualquier caso no serán grandes debido a que el sistema de ecuaciones es casi recursivo. Sobre esta cuestión se volverá en la siguiente sección al realizar un análisis de predicción extramuestral.

## 5. Predicciones y Comparación de la Capacidad Predictiva de los Modelos

El enfoque del análisis de robustez seguido hasta el momento se ha centrado en el estudio *globalizador* (*encompassing*) de las conclusiones de cada modelo. Para ello, se introdujeron las características propias de cada ecuación en los modelos especificados y estimados en bases

de datos del sector exterior distintas y se comprobó si esos nuevos elementos eran o no significativos.

En esta sección se pretende profundizar en las anteriores conclusiones sobre el sector exterior español, mediante la comparación de los resultados globalizadores en términos predictivos (forecast encompassing). Para ello se harán predicciones fuera de la muestra con cada modelo y su correspondiente base de datos. Con aquellos modelos que predigan mal, se estudiará si la predicción mejora al incluir las características propias de los modelos competidores. También se realizará el estudio de predicción comparando los errores de predicción cometidos fuera de la muestra al añadir los elementos básicos de cada especificación en los otros modelos.

### *5.1 Predicción y Análisis Globalizador del Modelo de Buisán y Gordo (1994)*

Se comienza el análisis con la ecuación de exportaciones no energéticas de BG. La predicción del año 1993 no es mala ya que se obtiene un error de predicción de 0.016 y no significativo (t-ratio de 0.50), ver modelo BG(1994) del Cuadro 6. Sin embargo, los errores de predicción cometidos en los años 1994 y 1995 son 0.08 y 0.07 respectivamente y estos sí son estadísticamente significativos, como lo indican tanto sus t-ratios (2.9 y 2.8) como los contrastes de estabilidad de los parámetros (predicción y Chow) realizados con p-valores menores de 0.05, ver Cuadro 6. Por tanto, el modelo exportaciones no energéticas de BG falla al predecir el comportamiento de los años 1994 y 1995.

Este resultado abre la posibilidad de mejorar la predicción al considerar el modelo alternativo, véase Modelo 1 del Cuadro 6. Como se puede observar, este modelo predice aceptablemente durante los años 1993 y 1994 con errores de predicción no significativos e iguales a 0.012 y 0.03 respectivamente. Sin embargo, la ecuación de exportaciones del Modelo 1 no predice bien el año 1995 con un error significativo igual a 0.0776. Seguramente, para predecir correctamente el comportamiento del año 1995 habría que buscar variables explicativas adicionales a las aquí consideradas o bien permitir alguna variación en algún parámetro (la media de la regresión por ejemplo) ya que el comportamiento de las exportaciones en 1995 es distinto al predicho por el modelo hasta 1994. Hendry (1997) analiza cuestiones de predicción con modelos econométricos en entornos económicos cambiantes y sugiere la realización de ajustes en la constante de la regresión mediante intervenciones en la

CUADRO 6  
 Predicción extramuestral (1993-1995)  
 Base de datos de Buisán y Gordo (1994)  
 Log exportaciones no energéticas (LX, 1967-1992)

Modelo de BG (1994)			
Año	Valor Real LX	Error de predicción	t-ratio
1993	8.7647	0.0156	0.50
1994	8.9470	0.0834	2.88
1995	9.0604	0.0751	2.77

Contrastes de Estabilidad de los parámetros (1993-1995)			
Predicción	$\chi^2(3)=21.3$	p-valor=0.0001	
Chow	$F(3,19)=4.50$	p-valor=0.0151	

Modelo 1*			
Año	Valor Real	Error de Predicción	t-ratio
1993	8.7647	0.0122	0.48
1994	8.9470	0.0305	1.25
1995	9.0604	0.0776	3.30

Contrastes de Estabilidad de los Parámetros (1993-1995)			
Predicción	$\chi^2(3)=18.56$	p-valor=0.0003	
Chow	$F(3,19)=3.70$	p-valor=0.0299	

Modelo 3**			
Año	Valor Real	Error de Predicción	t-ratio
1993	8.7647	0.0196	0.86
1994	8.9470	0.0437	1.91
1995	9.0604	0.0806	3.78

Contrastes de Estabilidad de los Parámetros (1993-1995)			
Predicción	$\chi^2(3)=28.02$	p-valor=0.0000	
Chow	$F(3,19)=5.10$	p-valor=0.0100	

\* Especificación alternativa a la propuesta por Buisán y Gordo, BG (1994), ver Cuadro 1

\*\* Es el modelo 1 donde se ha añadido como variable explicativa las importaciones (DLM(-1)), ver Cuadro 1

Nota: Todas las predicciones son 1-período por delante

última observación (intercept corrections) como la forma más robusta de corregir errores de predicción. Aunque esta solución permitiría predecir bien el año 1995 sin embargo, no aportaría ninguna información

económica esclarecedora sobre lo ocurrido en el sector exterior español y por ello no se ha realizado.

La predicción de las exportaciones durante los años 1993 a 1995 con el Modelo 3 está incluida en el Cuadro 5. Con este modelo se intenta mejorar el Modelo 1 incorporando la *interacción entre importaciones y exportaciones* sugerida por Mauleón y Sastre (1994). Se observa, que el error de predicción cometido en 1995 es significativo con un t-ratio de 3.78 como ocurría con la anterior ecuación de exportaciones, con el agravante de que ahora también el error de predicción del año 1994 es significativo. Si se comparan los errores de predicción de las dos ecuaciones de exportaciones durante el año 1994 estos últimos han aumentado de 0.0305 a 0.0437. Para confirmar este hecho se estimó la ecuación de exportaciones desde 1967 hasta 1994 y se obtuvo que el coeficiente correspondiente a la tasa de crecimiento de las importaciones retardadas un periodo (DLM(-1)) ya no era significativa al 5% con un p-valor de 0.096. Aunque este resultado puede explicar que la predicción de 1994 empeore al incluir esta variable, en ningún caso es suficiente para explicar el mal comportamiento de la ecuación de exportaciones no energéticas en el año 1995. Por tanto, la ecuación de exportaciones de BG rechaza la existencia de interacción entre exportaciones e importaciones no energéticas.

Tampoco se mejora la predicción del año 1995 por incluir la demanda final (procíclica) en la ecuación de exportaciones cometiendo un error de predicción en ese año de 0.075 con un t-ratio de 3.2 y por tanto significativo.

A continuación se analiza la *ecuación de importaciones no energéticas* de BG con la base de datos actualizada y revisada. y como se observa en el Cuadro 7, el modelo predice razonablemente los años 1993, 1994 y 1995. En términos de predicción la mejora que proporciona el Modelo 1 es importante, sobre todo en el año 1995 con un error de predicción cometido en 1995 que es insignificante (0.0002), mientras que con el anterior de BG era de 0.024. Los errores de predicción cometidos en los años 1993 y 1994 tampoco son significativos por lo que se puede concluir que esta versión del modelo de importaciones de BG, es capaz de explicar y predecir correctamente el comportamiento de las importaciones no energéticas en España durante ese período.

Al analizar las predicciones de los años 1993 a 1995 con el modelo 2 obtenido al incorporar interacción de las *exportaciones a las importa-*

CUADRO 7  
 Predicción extramuestral (1993-1995)  
 Base de datos de Buisán y Gordo (1994)  
 Log importaciones no energéticas (DLM, 1967-1992)

Modelo de BG (1994)			
Año	Valor Real DLM	Error de predicción	t-ratio
1993	-0.0672	0.0437	1.34
1994	0.1213	0.0531	1.71
1995	0.1249	0.0244	0.78
Contrastes de Estabilidad de los Parámetros (1993-1995)			
Predicción	$\chi^2(3)=7.42$	p-valor=0.0597	
Chow	$F(3,19)=1.37$	p-valor=0.2828	
Modelo 1*			
Año	Valor Real	Error de Predicción	t-ratio
1993	-0.0672	0.0381	1.37
1994	0.1213	0.0314	1.12
1995	0.1249	0.0002	0.01
Contrastes de Estabilidad de los Parámetros (1993-1995)			
Predicción	$\chi^2(3)=4.78$	p-valor=0.1885	
Chow	$F(3,19)=1.01$	p-valor=0.4120	
Modelo 2**			
Año	Valor Real	Error de Predicción	t-ratio
1993	-0.0672	0.0468	2.01
1994	0.1213	0.0680	2.63
1995	0.1249	0.0345	1.26
Contrastes de Estabilidad de los Parámetros (1993-1995)			
Predicción	$\chi^2(3)=22.78$	p-valor=0.0000	
Chow	$F(3,19)=2.98$	p-valor=0.0628	

\* Especificación alternativa a la propuesta por Buisán y Gordo, BG (1994), ver Cuadro 2

\*\* Es el modelo 1 donde se ha añadido como variable explicativa las importaciones (DLX, D,X(-1)), ver Cuadro 2

Nota: Todas las predicciones son 1-período por delante

ciones se observa que los errores cometidos en los años 1993 y 1994 son iguales a 0.047 y 0.068 y son significativamente distintos de cero con unos t-ratios de 2.0 y 2.6 respectivamente, ver Cuadro 7. Una posible

explicación del empeoramiento de la predicción en los años 1992 y 1993 al incluir las tasas de crecimiento de las exportaciones en la ecuación de importaciones, es que durante esos dos años dejaron de ser relevantes estas variables. Esta intuición viene corroborada empíricamente al estimar la anterior ecuación hasta 1994 y comprobar que el t-ratio del coeficiente de la variable DLX es -1.20 y el de DLX(-1) es -1.37 y por tanto ambos son individualmente no significativos. Por tanto, que hasta el año 1992 podrían haber ocurrido aumentos en las exportaciones no energéticas generados por aumentos en las importaciones no energéticas del año anterior. Sin embargo esta posible interrelación desapareció a partir de 1992.

Para investigar la conveniencia de la estimación conjunta de las ecuaciones de exportaciones e importaciones se realiza una simulación estática con el sistema de ecuaciones que se obtiene por SURE y se comparan estos resultados con los errores de predicción un periodo por delante que se derivan de los modelos uniecuacionales estimados por mínimos cuadrados (OLS e ILS), ver Cuadro 8.

CUADRO 8  
Comparación de los errores de predicción (1993-1995)\*  
de distintos estimadores (1967-1992)  
Exportaciones e importaciones no energéticas  
Base de datos de Buisán y Gordo (1994)

	Errores de Predicción		
	1993	1994	1995
<i>Ecuación de Exportaciones (DLX)</i>			
-OLS (Modelo 1, Cuadro 1)	0.01201	0.03047	0.07756
-SURE	0.02131	0.04021	0.08597
<i>Ecuación de Importaciones (DLM)</i>			
-ILS (Modelo 1, Cuadro 2)	0.03812	0.03145	0.00017
-SURE	0.04306	0.03072	0.00242

\* Todos los errores corresponden a las predicciones 1-periodo por delante realizadas mediante simulación estática

La ecuación de importaciones no energéticas predice aceptablemente sus tasas de crecimiento y sin embargo, la ecuación de exportaciones no energéticas predice tasas de crecimiento de las exportaciones que son sistemáticamente inferiores a las reales. Curiosamente, se obtienen mejores predicciones extramuestrales con la estimación uniecuacional

por OLS que con la estimación del sistema por SURE. Alternativamente se podrían haber comparado los resultados de las predicciones al estimar el sistema por mínimos cuadrados en tres etapas (3SLS) con los de estimar ecuación por ecuación por mínimos cuadrados en dos (2SLS) pero no se ha realizado debido a que BG no encuentran problemas de endogeneidad de los regresores al realizar el contraste de “exogeneidad” de Hausman. Se concluye por tanto, que en el caso de las exportaciones e importaciones no energéticas no merece la pena realizar la estimación simultánea de las ecuaciones, en contra de lo que sugieren los autores de los otros dos artículos que se analizan en este trabajo.

5.2 *Predicción y Análisis Globalizador del Modelo de Domenech y Taguas (1996)*

En el cuadro 9 se comparan los resultados de predicción obtenidos durante los años 1993 a 1995 con los modelos estimados uniecuacionalmente (ILS) y los modelos estimados conjuntamente (3SLS). En negrita se resaltan los correspondientes modelos que obtienen, de forma sistemática durante 1993, 1994 y 1995, menores errores de predicción un periodo por delante. Estas predicciones se han obtenido resolviendo el sistema de ecuaciones mediante simulación estática. Los mejores resultados de predicción se obtienen con la estimación simultánea

CUADRO 9  
 Predicción Extramuestral (1993-1995)  
 Comparación de los errores de predicción (Y-Yhat)  
 de distintos procedimientos de estimación  
 Funciones de Exportación e Importación de Domenech y Taguas (1996)  
 (1967-1992)

	1993		1994		1995	
	Y	Y-Yhat <sup>1</sup>	Y	Y-Yhat	Y	Y-Yhat
<i>Ecuación de Exportaciones</i>						
-ILS <sup>2</sup> (Modelo 1, Cuadro 3)	0.09	-0.01508	0.16	0.01525	0.11	-0.02515
<b>-I3SLS<sup>3</sup> (Modelo 2, Cuadro 3)</b>	<b>0.09</b>	<b>0.00399</b>	<b>0.16</b>	<b>0.00510</b>	<b>0.11</b>	<b>-0.00262</b>
	1993		1994		1995	
	Y	Y-Yhat <sup>1</sup>	Y	Y-Yhat	Y	Y-Yhat
<i>Ecuación de Importaciones</i>						
<b>-ILS (Modelo 1, Cuadro 4)</b>	<b>-0.05</b>	<b>0.01268</b>	<b>0.11</b>	<b>0.00064</b>	<b>0.11</b>	<b>0.01982</b>
-I3SLS (Modelo 2, Cuadro 4)	-0.05	0.03024	0.11	0.00541	0.11	0.02565

<sup>1</sup> Y=valor observado, Yhat=predicción

<sup>2</sup> ILS=Estimación uniecuacional por mínimos cuadrados no lineales (ILS)

<sup>3</sup> I3SLS=Mínimos cuadrados no lineales en tres etapas

Nota En negrita se indican los menores errores de predicción cometidos

de los parámetros del modelo (I3SLS) para las exportaciones y sin embargo para las importaciones, con la estimación uniecuacional por mínimos cuadrados no lineales (ILS). Posteriormente, volveremos sobre estas ecuaciones y se propondrá una forma alternativa de estimar el sistema que tenga en cuenta estos resultados obtenidos.

CUADRO 10  
Predicción extramuestral (1993-1995)  
Comparación de errores de predicción (Y-Yhat) de distintas especificaciones y métodos de estimación de las funciones de exportación e importación de Domenech y Taguas (1996) (1967-1992)

	1993 Y-Yhat <sup>1</sup>	1994 Y-Yhat	1995 Y-Yhat
<i>Ecuación de Exportaciones</i>			
-I3SLS <sup>2</sup> (Modelo 2, Cuadro 3)	0 01119	0.02724	<b>0.00190</b>
-I3SLS (Modelo con interacción)	0.01203	0 02887	0 00502
-I2SLS <sup>3</sup> (Modelo 3, Cuadro 3)	<b>0.01099</b>	0.02769	0.00271
	1993 Y-Yhat	1994 Y-Yhat	1995 Y-Yhat
<i>Ecuación de Importaciones</i>			
-I3SLS (Modelo 2, Cuadro 4)	0.02719	0.00592	0.02386
-I3SLS (Modelo con interacción)	-0.04838	-0 01253	0.05200
-ILS <sup>4</sup> (Modelo 3, Cuadro 4)	<b>-0.01268</b>	<b>-0.00064</b>	<b>0.01982</b>

<sup>1</sup> Y=valor observado, Yhat=predicción

<sup>2</sup> I3SLS=Mínimos cuadrados no lineales en tres etapas

<sup>3</sup> I2SLS=Mínimos cuadrados no lineales en dos etapas

<sup>4</sup> ILS=Mínimos cuadrados no lineales

Nota 1 En negrita se selecciona el método de estimación que da el menor error de predicción

Nota 2 El modelo con interacción es el modelo de DT estimado por I3SLS añadiendo a largo plazo interacción de la ecuación de exportaciones a la de importaciones

Los resultados de predicción mediante simulación estática con las ecuaciones de exportaciones e importaciones estimadas por distintos métodos dan los siguientes resultados, ver Cuadro 10. Con respecto a la ecuación de exportaciones los resultados son ambiguos. En el año 1993 el modelo estimado por 2SLS predice mejor que estimándolo por 3SLS. Sin embargo, en 1994 ambos dan resultados similares y en 1995 la estimación por 3SLS da menor error de predicción. Los resultados de la ecuación de importaciones son claros durante los tres años (1993-1995) a favor de la estimación uniecuacional estimada por mínimos cuadrados no lineales (ILS).

La opción más desfavorable en términos de predicción, sobre todo durante el año 1995, es aquella que considera el *sistema de ecuaciones con la interacción* a largo plazo de las exportaciones sobre las impor-

taciones. Por tanto se desecha esta opción, sugerida por el modelo de Mauleón y Sastre (1994), en favor de los modelos de exportaciones e importaciones sin interacción.

También, se realizó una comparación de la capacidad predictiva del año 1995 con los modelos estimados hasta 1994 mediante simulación estática. En este caso el menor error de predicción del año 1995 se cometió con el modelo cuyas ecuaciones de exportaciones e importaciones fueron estimadas por métodos uniecuacionales, mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS) y mínimos cuadrados no lineales (ILS), respectivamente.

Por tanto en términos predictivos, *no se obtienen ganancias por permitir interacción entre exportaciones e importaciones* ni tampoco, mejora la predicción debido a la *estimación simultánea o conjunta* de las ecuaciones de exportaciones e importaciones de bienes y servicios con la base de datos del MOISEES, actualizada por DT.

### 5.3 *Predicción y Análisis Extramuestral del Modelo de Mauleón y Sastre (1994)*

Las características diferenciadoras del modelo de MS son: la incorporación de interacción entre las ecuaciones de exportaciones e importaciones, el incluir la demanda interna en las exportaciones y la estimación simultánea por medio de variables instrumentales, esta última característica es común a muchos otros trabajos. En esta sección se hará especial hincapié en las pérdidas, en términos de predicción, que se podrían derivar de la estimación uniecuacional de las funciones de exportaciones e importaciones así como de la no estimación por variables instrumentales.

En el Cuadro 11 se comparan los resultados de predicción realizados con los modelos estimados conjuntamente por mínimos cuadrados y los estimados conjuntamente por 3SLS. Está claro que ambos procedimientos de estimación dan resultados similares en términos de predicción extramuestral un año por delante. Los errores de predicción son casi numéricamente iguales durante los años 1993 y 1994. Sin embargo, esto no quiere decir que las predicciones realizadas sean buenas. Los errores de predicción cometidos con la ecuación de exportaciones son del 8% en 1993 y del 6% en 1994.

Con la *ecuación de importaciones* se cometen errores de predicción del 0.5% y del 7% en 1993 y 1994 respectivamente. En ambas ecuaciones

se cometen errores de predicción importantes y por ello en el Cuadro 12 se analiza la significatividad individual de los errores cometidos con la predicción uniecuacional así como la *estabilidad de los parámetros* de los modelos de MS. Los errores de predicción son similares a los presentados en el Cuadro 11. De hecho, estos errores son idénticos en el caso de las importaciones y difieren en algo en el caso de las exportaciones del año 1994. Esta pequeña divergencia se debe a que las importaciones afectan de forma contemporánea a las exportaciones y por ello se ve afectada la solución del sistema de ecuaciones simultáneas al calcular la simulación estática de los años 1993 y 1994.

CUADRO 11  
Predicción extramuestral (1993-1994)  
Comparación de errores de predicción (Y-Yhat)  
de distintos procedimientos de estimación conjunta  
Funciones de exportación e importación  
de Mauleón y Sastre (1994)  
(1967-1992)

	1993		1994	
	Y	Y-Yhat <sup>1</sup>	Y	Y-Yhat
<i>Ecuación de Exportaciones</i>				
-LS <sup>2</sup> (Modelo 1, Cuadro 5)	0.08	-0.08	0.16	-0.06
-I3SLS <sup>3</sup> (MS (1994), Cuadro 5)	0.08	-0.08	0.16	-0.06
	1993		1994	
	Y	Y-Yhat	Y	Y-Yhat
<i>Ecuación de Importaciones</i>				
-LS (Modelo 1, Cuadro 5)	-0.05	0.005	0.10	0.07
-I3SLS (MS (1994), Cuadro 5)	-0.05	0.005	0.10	0.07

<sup>1</sup> Y=valor observado de la variable dependiente de cada ecuación, Yhat=predicción

<sup>2</sup> LS=Mínimos cuadrados en el sistema de ecuaciones

<sup>3</sup> I3SLS=Mínimos cuadrados no lineales en tres etapas

Como se indica en el cuadro 12, los t-ratios de los errores de predicción, son significativamente distintos de cero, salvo el de las importaciones del año 1993. También lo detecta el contraste de estabilidad de los parámetros de cada ecuación. Por tanto, hay evidencia de cambio estructural en las ecuaciones de exportaciones e importaciones estimadas por Mauleón y Sastre (1994) y por ello no predicen bien la tasa de crecimiento de los años 1993 y 1994. A su vez, no parece haber ganancias significativas en términos de predicción por el hecho de considerar la estimación de ambas ecuaciones simultáneamente (estimación conjunta del sistema).

CUADRO 12  
 Contrastes de significación de los errores de predicción (Y-Yhat)  
 y contraste de estabilidad de las funciones de exportación e importación  
 de Mauleón y Sastre (1994)  
 Mínimos cuadrados ordinarios (1967-1992)

Predicción y estabilidad de la ecuación de exportaciones			
Análisis de predicciones 1-periodo por delante			
Fecha	Valor real	Y-Yhat	t-ratio
1993	0.080	-0.08	-2.91
1994	0.163	-0.08	-2.53
Contrastes de constancia de los parámetros. Período de 1993 a 1994			
Predicción $\chi^2(2)=$	32.4 [0.000]**		
Chow $F(2,15)=$	5.21 [0.019]*		
Predicción y estabilidad de la ecuación de importaciones			
Análisis de predicciones 1-periodo por delante			
Fecha	Valor real	Y-Yhat	t-ratio
1993	-0.05	0.005	0.19
1994	0.10	0.072	2.80
Contrastes de constancia de los parámetros. Período de 1993 a 1994			
Predicción $\chi^2(2)=$	12.05 [0.0024]**		
Chow $F(2,17)=$	4.07 [0.0358]*		

\*\* Significativo al 1%

\* Significativo al 5%

#### 5.4 Comparación de la Capacidad Predictiva de los Tres Modelos

Comparar formalmente modelos que tienen diferentes variables dependientes es difícil si se quiere hacer directamente. En este artículo se ha realizado mediante el análisis globalizador (encompassing) de las características de un modelo a través de incorporarlas en el otro modelo y comprobar si este mejora (análisis de robustez). El enfoque anterior se realizó dentro de la muestra (1967-1992), en las secciones 2, 3 y 4 y, fuera de la muestra (1993-1995), en las subsecciones 5.1, 5.2 y 5.3.

A continuación se responde a la siguiente pregunta: ¿cuál de los tres modelos analizados que predicen mejor las exportaciones y las importaciones a partir de 1992? Para ello se realiza un estudio comparativo de la capacidad predictiva de los modelos BG, DT y MS en términos de los errores porcentuales cometidos al predecir 1-periodo por delante los años 1993, 1994 y 1995, ver Cuadro 13.

CUADRO 13  
Comparación de la capacidad predictiva de  
las tasas de crecimiento (1993-1994) de los tres modelos

Ecuación de Exportaciones %Error de Predicción <sup>1</sup>			
Año	BG(1994) Modelo 1, Cuadro 1	DT(1996) Modelo 3, Cuadro 3	MS(1994) <sup>3</sup> Modelo 1, Cuadro 5
1993	12.6	12.2	-102.3
1994	16.7	17.2	-39.3
1995	68.4	2.5	-
Ecuación de Importaciones <sup>2</sup> %Error de Predicción			
Año	BG(1994) Modelo 1, Cuadro 2	DT(1996) Modelo 3, Cuadro 4	MS(1994) <sup>3</sup> Modelo 2, Cuadro 5
1993	-56.7	23.6	-9.6
1994	25.9	0.6	69.9
1995	0.1	18.2	-

<sup>1</sup>  $100\%(\text{DLX}-\text{DLXhat})/\text{DLX}$  donde  $\text{DLX}=\text{LogX}-\text{LogX}(-1)$  y  $\text{DLXhat}=\text{Predicción de DLX}$

<sup>2</sup>  $100\%(\text{DLM}-\text{DLMhat})/\text{DLM}$  donde  $\text{DLM}=\text{LogM}-\text{LogM}(-1)$  y  $\text{DLMhat}=\text{Predicción de DLM}$

<sup>3</sup> No se dispone de la predicción del año 1995 por terminar la base de datos de MS en el año 1994

Nota: Todas las predicciones son 1-período por delante

Todas las predicciones se han calculado mediante *simulación estática del sistema de ecuaciones* formado por las funciones de demanda de exportaciones e importaciones de cada uno de los tres artículos. De los múltiples modelos que se han discutido en las secciones anteriores, se han elegido aquellas versiones que daban los mejores resultados en términos de predicción. En general, se han seleccionado las estimaciones de los modelos obtenidas por métodos uniecuacionales, bien mínimos cuadrados o bien variables instrumentales (2SLS).

En cuanto a las *exportaciones* de los años 1993 y 1994 son los modelos de BG y DT los que funcionan mejor, con errores porcentuales de predicción comparables. Las predicciones de la ecuación de MS se desvían de forma importante (102 % en 1993). En cuanto al año 1995 la ecuación de exportaciones de DT funciona mucho mejor que la de BG, pasando el error de predicción del 2.5 % al 68.4 %.

Con respecto a las *importaciones* ocurre algo parecido durante los años 1993 y 1994, aunque la ecuación de DT funciona algo mejor que la de BG. La ecuación de MS falla en el año 1994 con un error de predicción del 69.9 %. Con respecto a las importaciones del año 1995 la

ecuación de BG funciona ahora mejor que la de DT con una importante reducción en el error de predicción, del 18 % al 0.1%.

## 6. Conclusiones

En cuanto a las bases de datos podemos extraer las siguientes conclusiones: BG y MS analizan bases de datos con año base en 1986, mientras que DT considera la actualización de la base de datos del modelo de la economía española (MOISEES), cuyo año base es 1980. BG permite un nivel de desagregación mayor, al considerar las exportaciones e importaciones de bienes no energéticos. MS y DT analizan las exportaciones de bienes y servicios sin incluir turismo. El período temporal analizado en los tres artículos es común y va desde 1967 hasta 1992 y posteriormente se ha extendido hasta 1994 y 1995. El haber utilizado períodos temporales comunes, y niveles de agregación temporal comunes (datos anuales), facilita la comparación de la capacidad predictiva de las ecuaciones de exportaciones e importaciones de los tres artículos.

En cuanto a los resultados de las evaluaciones intramuestrales de los modelos estimados se concluye que: las especificaciones propuestas por BG, DT y MS superan todos los contrastes de mala especificación realizados (contrastos de autocorrelación, heterocedasticidad, no linealidad, normalidad, etc.). Este resultado es consistente con la menor evidencia estadística presentada en los artículos originales.

En términos de *predicción extramuestral* el modelo de BG reestimado hasta 1992, falla al predecir los años 1994 y 1995. Se encuentra una formulación alternativa que ajusta mejor, no predice mal los años 1993 y 1994 y mantiene la característica de tener un coeficiente de ajuste al equilibrio igual a la unidad y de tener las mismas variables a corto y a largo plazo. Este modelo de demanda de exportaciones tiene una dinámica más lenta que el anterior de BG y añade como variable explicativa *la aceleración del comercio mundial* que sugirieron Fernández y Sebastián (1991). Sin embargo, el modelo falla en la predicción del año 1995 de forma significativa. En cuanto a las importaciones, la ecuación inicial de BG funciona bien, pasa todos los contrastes de mala especificación y los errores de predicción cometidos en los años 1993, 1994 y 1995 no son significativos. En este trabajo se propone otra especificación de la ecuación de importaciones alternativa que mejora el ajuste y reduce los errores de predicción extramuestral del modelo de BG. También Buisán y Gordo (1997) realizan pequeños cambios en

su estimación de la ecuación de importaciones al ampliar el período muestral hasta el año 1995.

Con la base de datos de BG, no hay evidencia de que las exportaciones españolas no energéticas sean anticíclicas. En cuanto a la conveniencia de permitir interacción entre las dos ecuaciones se concluye que no es recomendable. La variable importaciones retardada un período es significativa en el corto plazo de la ecuación de exportaciones aunque empeora las predicciones con un error también significativo en 1994. Además esta variable deja de ser significativa cuando se estima el modelo hasta 1994. En la ecuación de importaciones también son significativas a corto plazo las exportaciones contemporáneas y retardadas cuando se estima el modelo hasta 1992. Sin embargo, esta nueva especificación comete errores de predicción significativos durante los años 1993 y 1994 e incluso estas nuevas variables dejan de ser significativas al estimar el modelo de importaciones hasta el año 1994. Tampoco es conveniente estimar las ecuaciones de BG simultáneamente por SURE ya que no se producen mejoras en los errores de predicción cometidos en los años 1993, 1994 y 1995. Por tanto en términos predictivos, no se recomienda la estimación conjunta de las ecuaciones de exportación e importación ya que los problemas predictivos de la ecuación de exportaciones acaban también afectando a la ecuación de las importaciones

En cuanto a la especificación de DT de las exportaciones e importaciones del modelo MOISEES estimadas hasta 1988 se puede decir que ha cambiado al ampliar la muestra hasta 1992. El nuevo sistema de ecuaciones de DT mantiene, sin embargo, la variable característica del MOISEES, el grado de utilización de la capacidad productiva, e incorpora algunas nuevas. En la nueva formulación de las exportaciones, desaparece el coeficiente unitario de ajuste al equilibrio y en la función de importaciones aparece una nueva e importante variable que mide los impuestos que gravan las importaciones. En esta formulación la importancia de los precios (competitividad) es muy pequeña y el gran protagonismo lo tienen las variables de escala.

Al analizar la capacidad predictiva de las ecuaciones de DT en los años 1993, 1994 y 1995 se comprueba que no predicen mal<sup>6</sup>. Sorpren-

<sup>6</sup>En los artículos recientes de Domenech y Taguas (1997a y 1997b) con unas ecuaciones de exportaciones e importaciones ligeramente distintas a las presentadas aquí como DT también son capaces de predecir aceptablemente durante 1993-1995 mediante la realización de una simulación con el sistema de ecuaciones estimado por máxima verosimilitud junto con los precios relativos de los bienes importados al no

de sin embargo, que en el caso de las importaciones se prediga mejor al estimar por mínimos cuadrados no lineales (ILS) esa ecuación aisladamente de la ecuación de exportaciones, en vez de estimar todo el sistema conjuntamente (I3SLS). Esto se debe a que al ser más complicada la especificación estable de la ecuación de exportaciones, esto puede afectar negativamente a la ecuación de importaciones cuando el método de estimación utilizado es de sistemas de ecuaciones (I3SLS).

En el modelo de DT, es el grado de utilización de la capacidad productiva la variable que está recogiendo el carácter anticíclico de las exportaciones. En cuanto a la posible interacción entre las ecuaciones de exportaciones e importaciones los resultados son los siguientes: las importaciones no son significativas a corto plazo en la ecuación de exportaciones pero, si lo son las exportaciones a largo plazo en la ecuación de importaciones. Este resultado se mantiene incluso al aumentar la muestra desde 1992 a 1994. Sin embargo, el modelo que permite interacción entre las exportaciones e importaciones predice peor que la versión simplificada de DT. Al igual que ocurría con el modelo de BG, la mejor predicción de la demanda de importaciones se obtiene al estimar esta ecuación por separado mediante mínimos cuadrados no lineales (ILS). Por ello, se sugiere estimar aisladamente las ecuaciones. Por ejemplo, estimar las exportaciones por 2SLS en vez de por 3SLS.

En cuanto al modelo de MS estimado hasta 1992 se observa que no hay síntomas de mala especificación intramuestral. Este modelo permite interacción y es casi recursivo con errores incorrelados (serial y cruzadamente) y que por tanto el estimar por métodos de sistemas de ecuaciones (3SLS) da resultados similares a estimar por métodos uniecuacionales (2SLS) e incluso, en este caso, similares a mínimos cuadrados ecuación por ecuación. Al estimar las ecuaciones de exportación e importación por mínimos cuadrados ordinarios (OLS) se observa que tampoco hay evidencia de que el modelo esté mal especificado. La ecuación de exportaciones de MS comete errores de predicción significativos durante los años 1993 y 1994 mientras que la de importaciones solo en el año 1994, detectándose por tanto cambio estructural en los parámetros de las ecuaciones del modelo MS a partir de 1992.

En general, no se obtienen mejoras significativas por añadir a las especificaciones originales de cada artículo los elementos característicos de los otros trabajos. Se predicen con mayor precisión relativa las imser débilmente exógenos.

portaciones que las exportaciones y de los tres trabajos analizados, los que mejor predicen son DT y BG, aunque el modelo de exportaciones de BG predice mal el año 1995. No es extraño que al haber ocurrido dos devaluaciones de la peseta en el año 1992 y una en 1993, sea el modelo DT el más estable durante 1993-1995 ya que en este modelo los precios relativos (competitividad) juegan un papel marginal y son las variables de escala los principales determinantes, resaltando el papel jugado por el grado de utilización de la capacidad productiva. Estos resultados de predicción del modelo BG, justifican que en las recientes estimaciones realizadas por Buisán y Gordo (1997) incorporen cambios en sus modelos originales de exportaciones e importaciones. Lo mismo le ocurre a las últimas versiones del modelo de MS, ver Mauleón y Sastre (1996b), donde entre otros aspectos eliminan la interacción bidireccional y la estimación conjunta por medio de variables instrumentales. Este último aspecto también le afecta a la última versión de DT, ver Domenech y Taguas (1997b).

En resumen: Las exportaciones de bienes y servicios son anticíclicas incluso condicionalmente. No hay evidencia empírica estable que sugiera interacción entre las ecuaciones de las exportaciones e importaciones españolas desde 1967 hasta 1995. Las ecuaciones de importaciones producen predicciones razonables fuera de la muestra y sin embargo es difícil de lograrlo con las exportaciones. Por ello, se sugiere no realizar las estimaciones mediante ecuaciones simultáneas (estimación conjunta) ya que la incertidumbre en la especificación correcta de las exportaciones afectará negativamente a las importaciones y este aspecto negativo suele dominar sobre las ganancias de eficiencia.

Por último, se recomienda realizar más a menudo este tipo de *análisis de robustez* de las conclusiones empíricas frente a distintos entornos económicos (niveles de agregación, nuevas variables, etc.) mediante análisis globalizadores (*encompassing*) de las conclusiones obtenidos utilizando *diferentes bases de datos*.

## Referencias

- Bajo O. y M. Montero (1995): "Un modelo econométrico ampliado para el comercio exterior español, 1977-1992", *Moneda y Crédito* 201, pp. 153-182.
- Buisán A. y E. Gordo (1994): "Funciones de importación y exportación de la economía española", *Investigaciones Económicas* 18, pp. 165-192.
- Buisán A. y E. Gordo (1996): "Funciones de importación y exportación de la

- economía española (1967-1994)", Mimeo. Servicio de Estudios del Banco de España.
- Buisán A. y E. Gordo (1997), *El sector exterior en España*, Estudios Económicos, 60. Servicio de Estudios Banco de España.
- Dolado J.J., M. Sebastián y J. Vallés (1993): "Cyclical patterns of the Spanish economy", *Investigaciones Económicas* 17, pp. 445-473.
- Domenech R. y D. Taguas (1996): "Funciones de exportación e importación de bienes y servicios del MOISEES: una actualización", Mimeo. Dirección General de Planificación.
- Domenech R. y D. Taguas (1997): "Exportaciones e importaciones de bienes y servicios", *Moneda y Crédito* 205, pp. 13-44.
- Escribano A. ed.(1991): "Simulación en economía: distintos enfoques", *Cuadernos Económicos de ICE* 48/2.
- Escribano A. (1996a): "Funciones de exportación e importación en España: elasticidades a corto y largo plazo", *Información Comercial Española* 750, pp. 93-110.
- Escribano A. (1996b): "Funciones de exportación e importación en España: una evaluación econométrica", Documento de Trabajo Universidad Carlos III de Madrid, 96-10.
- Escribano A. (1997a): "Análisis comparativo y predictivo de recientes funciones de exportación e importación en España", Documento de Trabajo Universidad Carlos III de Madrid, 97-06
- Escribano A.(1997b): "Contrastes de hipótesis en distintas funciones de exportación e importación españolas", *Revista de Economía Aplicada* 14, pp. 121-155.
- Escribano A. y C.W.J. Granger(1998): "Investigating the relationship between gold and silver prices", *Journal of Forecasting* 17, pp. 81-107.
- Escribano A. y O Jordá (1998): "Improved testing and specification of smooth transition regression models", en P. Rothman, Ed. *Nonlinear Time Series Analysis of Economica and Financial Data*, Kluwer Academic Press (en prensa).
- Fernández I. y M. Sebastián (1991): "El sector exterior y la incorporación de España a la CEE: análisis a partir de funciones de exportaciones e importaciones", en C. Molinas, M. Sebastián y A. Zabalza Eds., *La economía española: una perspectiva macroeconómica*, Antoni Bosch, Barcelona.
- Granger C.W.J. y P. Newbold(1977), *Forecasting Economic Time Series* Academic Press. New York.
- Hendry D. F. (1997): "Lecture on macroeconomic forecasting", Mimeo. Nuffield College. Oxford.
- Lucas R. E. (1976): "Econometric policy evaluation: a critique," en K. Brunner y A. Meltzer, Eds., *The Phillips Curve and Labor Markets*, Volumen 1 of Carnegie- Rochester Conferences on Public Policy, North-Holland, Amsterdam.
- Mauleón I. y L. Sastre (1994): "El saldo comercial en 1993: un análisis econométrico", *Información Comercial Española* 735, pp. 167-172.

- Mauleón I y L. Sastre(1996): "An empirical model for the Spanish foreign trade", Documento de Trabajo 2/96, Instituto de Estudios Fiscales.
- Molinas C., F-C, Ballabriga, E. Canadell, A. Escribano, E. López, L. Manzanedo, R. Mestre, M. Sebastián y D. Taguas (1990), *MOISEES: un modelo de investigación y simulación de la economía española*, Antoni Bosch, editor e I.E.F.
- Montañes A. y M. Sanso (1996): "Una estimación de la función de importaciones españolas de manufacturas tras la integración en la Unión Europea", *Investigaciones Económicas* 20, pp. 195-215.
- Wallis K.F.(1991): "Métodos de simulación para modelos macroeconómicos de gran escala", en A. Escribano, Ed. *Simulación en economía: distintos enfoques. Cuadernos Económicos de ICE* ,48/2, pp. 11-30.

## Abstract

*It is not uncommon to obtain different conclusions about the behavior of the import and export equations while analyzing a common temporal period. There are many possible reasons for that: the use of different set of variables, different base years or different level of aggregation. In this paper we analyze how robust are some of the conclusions obtained from three different papers. We analyze the papers of Buisán and Gordo(1994), Domenech and Taguas(1996) and Mauleón and Sastre(1994). We follow a new encompassing approach by checking if the original specifications proposed improve by adding some of the key diferencial elements from the other papers based on the analysis of three different data sets. We do specification testing in-sample (1967-1992) and out of sample prediction (1993-1995). We conclude that the original specifications do not improve by adding those key elements obtained from other papers and that it is more accurate to predict the behavior of imports than exports. Among the three papers analyzed, the one that predicts better is the one by Domenech and Taguas(1996) closely followed by Buisán and Gordo(1994).*