

Documento de trabajo 98-06  
Serie de Estadística y Econometría 03  
Febrero 1998

Departamento de Estadística y Econometría  
Universidad Carlos III de Madrid  
Calle Madrid, 126  
28903 Getafe (Madrid)  
Fax (91) 624-9849

## La demanda de importaciones españolas. Un enfoque VECM desagregado.

José Manuel Martínez y Antoni Espasa (\*)

### Resumen

---

En este trabajo se desarrolla un enfoque de modelización desagregado para las importaciones españolas a partir de modelos VECM. La utilización de datos trimestrales permite entrar en mayor detalle en la dinámica de corto plazo. Se distinguen cuatro tipos de importaciones no energéticas: Bienes de equipo, intermedios, de consumo alimenticios y no alimenticios respectivamente. Para cada una de estas categorías así como para el agregado se han construido modelos VAR independientes. Los resultados obtenidos muestran respuestas significativamente distintas a corto y largo plazo ante variaciones de los precios y de las variables de nivel para cada uno de los componentes considerados. El ingreso de España en la CE tuvo también consecuencias distintas en cada caso. La desagregación propuesta permite un análisis más completo de la evolución de las importaciones y una mejora en la predicción del agregado.

---

### Palabras clave:

Cointegración, elasticidad largo plazo, exogeneidad, predicción, VAR.

(\*) Martínez, Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid. email: [jmmm@est-econ.uc3m.es](mailto:jmmm@est-econ.uc3m.es); Espasa, Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid. email: [espasa@est-econ.uc3m.es](mailto:espasa@est-econ.uc3m.es). Agradecemos los comentarios realizados por Alvaro Escribano que han permitido mejorar diversos aspectos de este estudio. Este trabajo ha sido realizado dentro de los proyectos PB95-0299 y APC95-0090.



## **1. Introducción**

El interés por la modelización empírica del sector exterior español ha aumentado considerablemente en los últimos años. La mayoría de los trabajos empíricos realizados hasta la fecha se han caracterizado por tener un nivel agregado y utilizar datos anuales. La periodicidad trimestral no ha gozado apenas de dedicación, al contrario de otros países, siendo escasos los trabajos disponibles, especialmente para las importaciones. El trabajo de Bonilla (1978) sobre el periodo 62-72 es uno de los pocos realizados a partir de datos trimestrales y tuvo un carácter pionero. En un trabajo posterior Mauleón (1985) actualizó este estudio ampliándolo a los años 1974-1984. En Fernández & Sebastián (1989) y Andrés et al. (1990) se estiman funciones separadas para las importaciones energéticas y las no energéticas, utilizando datos anuales sobre el período 1964-1988 y 1965-1985 respectivamente. Algunas aplicaciones más recientes, también con datos anuales, se encuentran en Mauleón & Sastre (1994), Buisán & Gordo (1995, 1997) y Doménech & Taguas (1996). En Bajo & Monteo (1995) se realiza un estudio agregado a partir de datos trimestrales. Las conclusiones de estos trabajos parecen indicar que la entrada de España en la CE no ha supuesto un cambio estructural en las relaciones de comportamiento de las importaciones agregadas, en particular no viéndose afectadas las elasticidades relevantes, véase Escribano (1996) para una revisión de la literatura. Sin embargo, no existen suficientes evidencias empíricas para establecer conclusiones sobre el efecto de la adhesión sobre los distintos tipos de importaciones. En lo relativo al sector manufacturero, Martínez & de Boer (1996) realizan un estudio a partir de una desagregación por origen geográfico de los bienes. En este caso se encuentran evidencias de que con la adhesión se han producido cambios importantes en las cuotas de mercado, aumentando considerablemente la participación de los países comunitarios en nuestra demanda de importaciones. En esta línea se encuentran los resultados de Montañes & Sanso (1996) que también detectan evidencias de cambio estructural para las importaciones de dicha procedencia. En el cuadro 1 se presenta un pequeño resumen de las principales características de los trabajos citados anteriormente.

En este trabajo se realizará un análisis desagregado a partir de datos trimestrales. La ventaja de utilizar funciones de demanda de importaciones desagregadas, en vez de una función agregada, reside en que si las funciones desagregadas están bien especificadas la información adicional puede ser de utilidad en la predicción y en la política económica, ya que las elasticidades pueden diferir según el tipo de importación de que se trate. Si eso es así, el uso de una mayor información puede minimizar la posibilidad de obtener estimadores sesgados que

podrían resultar a partir de un enfoque agregado<sup>1</sup>. El problema de la agregación sobre componentes que pueden tener un comportamiento muy heterogéneo, en particular de funciones de demanda con elasticidades diferentes, también se discute en Espasa et al. (1993). En este estudio se han distinguido cuatro categorías de importaciones no energéticas -bienes de equipo, bienes intermedios, bienes de consumo alimenticios y no alimenticios- clasificando de acuerdo con el destino económico de los bienes. El período muestral utilizado viene condicionado por la disponibilidad de información desagregada. Los modelos desagregados emplearán la muestra 1981:1-1994:4, y el modelo de demanda agregada utilizará el período 1977:1-1994:4. Las observaciones correspondientes a los años 1995 y 1996 serán utilizadas para evaluar los modelos en predicción y estabilidad. Se han obtenido funciones de demanda para cada componente, así como para el agregado, a partir de modelos VAR con mecanismo de corrección del error. El enfoque de modelización que se ha seguido es de lo general- a particular en línea con los trabajos de Hendry & Mizon (1993) y Johansen & Juselius (1994) entre otros.

| Cuadro 1. Principales características de los trabajos empíricos realizados para el análisis de las importaciones españolas. |                           |          |         |                               |  |                 |
|---|---------------------------|----------|---------|-------------------------------|--|-----------------|
| Autores   | Carácter                  | Datos    | Periodo | Variables relevantes          | Elasticidades  | Efecto UE       |
| Bonilla   | Desagregado               | Trimest. | 1962-72 | PIB<br>PR1                    | 1.17<br>-1.29  |                 |
| Mauleón   | Desagregado               | Trimest. | 1974-84 | PIB<br>PR1                    | 1<br>No significat.  |                 |
| Fernández & Sebastián   | Agreg. (energ. no energ.) | Anuales  | 1964-88 | PIB<br>PR1                    | 1.67 <sup>3</sup><br>-0.30 <sup>3</sup>                      | NO              |
| Andrés et al.   | Agreg. (energ. no energ.) | Anuales  | 1965-85 | PIB<br>PR1<br>CU <sup>1</sup> | 1.22 <sup>4</sup><br>-0.44 <sup>4</sup><br>1.79 <sup>4</sup> |                 |
| Buisán & Gordo  | Agreg. (no energ.)        | Anuales  | 1964-93 | Demanda final<br>PR2          | 2.10<br>-0.89  | NO              |
| Bajo & Montero  | Agregado                  | Trimest. | 1977-92 | Demanda final<br>PR2<br>CU    | 1.72<br>-0.69<br>1.14  | NO              |
| Doménech & Taguas   | Agregado                  | Anuales  | 1964-95 | PIB<br>PR1<br>CU              | 1.17<br>-0.87<br>1.73  | NO              |
| Montañes & Sanso  | Manufacturas              | Anuales  | 1964-93 | PIB<br>PR2                    | 1.95<br>-1.58  | Cambio Estruct. |
| Martínez & De Boer <sup>2</sup>   | Manufacturas              | Anuales  | 1979-92 | PIB<br>PR2                    | No disponible a nivel agreg.                                 | Cambio Estruct. |
| Buisán & Gordo  | Agreg. (no energ.)        | Anuales  | 1967-95 | Demanda final<br>PR2          | 2.23<br>-1.10  | NO              |

Nota: PR1=(IVU/Deflactor PIB), PR2=(IVU/IPRI).  
 (1) CU= Utilización de la capacidad productiva.  
 (2) Sistema casi ideal. Se utiliza una desagregación por origen geográfico de los bienes.  
 (3) Las elasticidades corresponden al total de las importaciones.  
 (4) Las elasticidades corresponden a las importaciones. no energéticas.

<sup>1</sup>En el trabajo de Bonilla (1978) ya se muestran evidencias de la diferencia entre las elasticidades obtenidas a partir de la estimación agregada y de la estimación por componentes. Este hecho también se discute en Delrieu (1993).

El trabajo presenta al menos dos contribuciones positivas a la literatura existente. Por un lado, el examen de posibles sesgos en la función de demanda de importaciones agregada, en particular sobre los estimadores de las elasticidades. Por otro, el interés en sí mismo de un trabajo desagregado con carácter trimestral, permitiendo predicciones de los componentes y un seguimiento cuantitativo de los mismos, así como una mejor captación de la dinámica que encierran los datos. Es importante señalar además que el estudio econométrico con periodicidad anual del sector exterior, siendo importante, se muestra insuficiente principalmente en cuanto a la predicción. El resto del trabajo se organiza como sigue. En la sección 2 se presenta la metodología econométrica empleada. En el apartado 3 se estiman los modelos para el agregado y los componentes respectivamente. Por último, en la sección 4 se recogen las principales conclusiones.

## 2. Metodología Econométrica.

En el desarrollo de este trabajo se emplearán técnicas econométricas lineales. Se adoptará, siempre que sea posible, una estrategia de modelización general- a particular siguiendo a Hendry & Mizon (1993) y Johansen & Juselius (1994) entre otros.

La representación inicial del vector de variables analizado de dimensión  $p$ ,  $Z_t$ , es un modelo vectorial autoregresivo (VAR) de orden  $k$ , con constante y expresado en forma de corrección del error

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \mu + \Psi D_t + \xi_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (1)$$

Los valores iniciales,  $X_{k+1}, \dots, X_0$ , se consideran fijos,  $\xi_t \sim \text{i.i.d. } N_p(0, \Omega)$ . En  $D_t$  están contenidos el resto de los componentes determinísticos, tales como variables de intervención para corregir de efectos especiales ocurridos en el periodo muestral y variables artificiales estacionales. El análisis se centrará en el caso que  $X_t$  sea integrado de orden uno,  $X_t \sim I(1)$ , siendo  $\Delta X_t \sim I(0)$ . No obstante, ciertas combinaciones lineales de variables, llamadas relaciones de cointegración, pueden ser además  $I(0)$  según el concepto definido por Engle & Granger (1987). El teorema de representación de Granger formulado en Johansen (1991) establece las condiciones para que existan  $r$  relaciones de cointegración entre las  $p$  variables del vector  $X_t \sim I(1)$ . En este caso la matriz que representa las relaciones de largo plazo,  $\Pi$ , tiene rango reducido  $r < p$  y puede además descomponerse en dos matrices  $p \times r$ ,  $\alpha$  y  $\beta$  de rango máximo, verificándose  $\Pi = \alpha\beta'$ . En

las columnas de la matriz  $\beta$  están contenidos los vectores de cointegración que representan las relaciones estacionarias entre las variables de interés, y la matriz  $\alpha$  define las direcciones en las que las desviaciones de dicho estado son corregidas.

La estimación por máxima verosimilitud de  $\alpha$  y  $\beta$ , así como inferencia sobre el número de relaciones de cointegración,  $r$ , está basada en un método recursivo de estimación de rango, ver Johansen (1991). Una vez determinado  $r$  pueden ser examinadas ciertas restricciones sobre  $\Pi$  a partir de la forma no restringida (1). El análisis sobre  $\alpha$  es relativo al concepto de exogeneidad débil cuando los parámetros de interés están contenidos en  $\beta$ . Estimadores eficientes pueden obtenerse si un modelo completo, (1), es sustituido por un modelo de dimensión  $m$ , definido a partir de las variables endógenas  $Y_t = d'X_t$ , y condicionado sobre el vector de dimensión  $p-m$  de variables exógenas,  $Z_t = b'X_t$  tal que  $X_t' = (Y_t', Z_t')$ , siempre que la restricción  $b'\alpha = 0$  sea cierta. En este caso  $d$  es la matriz  $p \times m$  que permite seleccionar las variables endógenas del vector global de variables  $X_t$ , y  $b$  su complemento ortogonal de dimensión  $p \times (p-m)$ . Un modelo cointegrado VAR condicional para  $\Delta Y_t$  se obtiene imponiendo las restricciones  $\Pi = \alpha\beta'$  y  $b'\alpha = 0$  en (1),

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_{ci} \Delta Y_{t-i} + \alpha_c \beta' X_{t-1} + \omega b' \Delta X_t + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j b' \Delta X_{t-j} + \mu_c + \xi_{ct}, \quad t = 1, \dots, T. \quad (2)$$

La relación entre los parámetros de las expresiones (1) y (2) se describen cuidadosamente en Johansen (1992). El subíndice  $c$  hace referencia a la condicionalidad sobre las restricciones impuestas. Estimadores no restringidos para  $\alpha$  y  $\beta$  se obtienen a partir de las siguientes condiciones:

- (i) Estacionariedad de  $\hat{\beta}' X_t$ .
- (ii) Independencia condicional de  $\hat{\beta}_j' X_t$ . Esta condición es el resultado de imponer una normalización.
- (iii) Los componentes de  $\hat{\beta}$  que determinan las relaciones lineales estacionarias entre las variables, se ordenan de acuerdo con su mayor correlación con los elementos estacionarios  $\Delta X_t$  ( $\hat{\beta}$  debe ser  $I(0)$  para poder alcanzar una elevada correlación).

Una vez determinado el número existente de vectores de cointegración, es necesario determinar su unicidad y principalmente sí nos ayudan a explicar las relaciones económicas contenidas en el modelo de largo plazo. Dado que cualquier combinación lineal de vectores estacionarios es estacionaria, las estimaciones obtenidas para cualquier columna de  $\beta$  no son

necesariamente únicas. En general será necesario imponer algunas restricciones motivadas por argumentos económicos, básicamente que algunos  $\beta_{ij}$  son cero, o restricciones de homogeneidad tales como  $\beta_{1j} = -\beta_{2j}$ , y posteriormente contrastar si las columnas de  $\beta$  están identificadas. Véase Johansen & Juselius (1994) para una discusión extensa sobre identificación. Una tercera representación del VAR que no se va a utilizar en este trabajo, a pesar de su habitual interés económico es la forma estructural. Imponiendo cointegración,  $\Pi = \alpha\beta'$ , y multiplicando al modelo en forma reducida (1) por una matriz no singular  $p \times p$ ,  $B_0$ , obtenemos

$$B_0 \Delta X_t = \sum_{j=1}^{k-1} B_j \Delta X_{t-j} + \alpha \beta' X_{t-1} + \mu_b + u_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (3)$$

verificándose:  $u_t = B_0 \xi_t$  y  $u_t \sim \text{i.i.d. } N_p(0, \Sigma)$  donde  $\Sigma = B_0 \Omega B_0'$  es la matriz de covarianzas de la forma estructural. Para que un modelo en forma estructural esté identificado se han de imponer restricciones adicionales. La forma usual en la que se han incorporado estas restricciones ha sido imponiéndolas directamente sobre la matriz de covarianzas contemporánea,  $\Sigma$ , o bien, haciendo cero ciertas correlaciones de largo plazo<sup>2</sup>. Es importante señalar que los parámetros de largo plazo  $\beta$  no se ven afectados por esta transformación, lo que permite que la inferencia sobre las relaciones de cointegración,  $\beta' Z_t$ , pueda realizarse sobre la representación en forma reducida (1). Además, si el sistema no está sobreidentificado las predicciones realizadas por los modelos (2) y (3) son las mismas. En conclusión, si los parámetros de interés están contenidos en  $\beta$  y el modelo tiene un carácter predictivo, no resulta de especial interés considerar una forma estructural.

### 3. Especificación y modelización de las funciones de demanda.

El análisis empírico se realizará a partir de pequeños modelos VAR independientes que relacionan importaciones, ingreso y precios relativos, para cada uno de los tipos de importaciones contemplados y para el agregado. Se distinguirán cuatro tipos de importaciones no energéticas: Bienes de equipo, intermedios, de consumo no alimenticios y de consumo alimenticios.

La demanda de importaciones agregada se especificará en su forma más simple, esto es, la cantidad demandada de importaciones es una función de su propio precio relativo al precio de los bienes interiores competidores, y al nivel de ingreso real doméstico sujeto a la siguiente especificación:

---

<sup>2</sup>Aplicaciones a la economía española de la primera opción se encuentran en Alvarez et al. (1993, 1995). Algunas aplicaciones de la segunda son Blanchard & Quah (1989), Alvarez & Sebastián (1995) y King et al. (1991).

$$M_t^d = f\left(YR_t, \frac{PM_t}{P_t}\right) \quad (4)$$

donde  $M_t^d$  representa la cantidad demandada de importaciones en el largo plazo en términos reales (el largo plazo es definido como un periodo de tiempo suficientemente largo para que la demanda de importaciones se ajuste completamente a los cambios en los precios y en el ingreso),  $YR_t$  es el nivel de renta interior representado por el PIB a precios de mercado y en términos reales,  $PM_t$  el precio de los bienes importados medido por su índice de valor unitario CIF, y  $P_t$  el precio de los bienes internos que compiten con los importados medido por el índice de precios de producción industrial. Se ha asumido la hipótesis habitual de homogeneidad incorporando por tanto los precios en términos relativos ( $PR_t$ ). Imponiendo ahora una formulación log-lineal<sup>3</sup> la relación de interés se puede expresar como:

$$\log M_t^d = \beta_0 + \beta_1 \log YR_t + \beta_2 \log PR_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Los parámetros  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  representan respectivamente las elasticidades de largo plazo de ingreso y precios. En cuanto a las funciones de demanda desagregadas para cada uno de las categorías de importaciones no energéticas definidos, los precios relativos serán el cociente entre su IVU e IPRI correspondientes, ya que estos resultan disponibles con el nivel de desagregación planteado. Para la variable representante de actividad en el modelo de demanda de importaciones de bienes de equipo, se barajarán las alternativas del PIB y de la inversión en equipo como opciones de mayor interés. Para los bienes de consumo, tanto de alimentos como no alimentos, se decidirá entre el PIB y el consumo privado. Para los bienes intermedios podría tener interés distinguir entre exportaciones y resto del ingreso agregado, pudiendo obtenerse una elasticidad distinta para cada componente<sup>4</sup>. No obstante, el escaso número de observaciones disponible para los modelos desagregados dificulta que se pueda alcanzar un modelo VAR satisfactorio incorporando esta variable adicional. El mayor interés se dedicará por tanto a la especificación a partir del PIB como variable de nivel relevante también para este tipo de importaciones. En Martínez & Espasa (1998) se encuentra una detallada discusión sobre las variables relevantes para el análisis econométrico de las importaciones españolas, así como una amplia revisión de la literatura.

<sup>3</sup>Ver Márquez (1992) para una discusión sobre las implicaciones teóricas de esta formulación y otras posibilidades de interés propuestas en la literatura.

<sup>4</sup>Si el volumen de importaciones de bienes intermedios incorporados como materias primas de productos finales producidos en España con destino a la exportación fuese relevante, esta desagregación de la variable de nivel podrá ser de interés.



### 3.1 Análisis de los datos.

La utilización de herramientas econométricas obliga a tener un conocimiento previo de las propiedades estadísticas de las variables utilizadas. En particular, resulta especialmente relevante el orden de integrabilidad de la serie cuando se desean estimar relaciones de largo plazo. En los gráficos 3.1.1-3.1.5 se representan gráficamente las series utilizadas en cada uno de los modelos, en logaritmos y sus primeras diferencias. Las series de importaciones muestran un claro comportamiento estacional. Por otra parte, las importaciones y el PIB tienen un claro crecimiento lineal, sí bien con algunas rupturas. Las series de precios relativos no tienen un perfil definido de crecimiento, pero sí presentan evolutividad en la media. La serie del consumo privado muestra una dinámica similar al PIB con un claro componente cíclico. La inversión en bienes de equipo finalmente no aparecerá en ningún modelo como se discutirá posteriormente, por lo que se omite su representación. No obstante, el orden de integrabilidad de esta serie se considera de interés y se analizará junto al resto de variables de nivel. Se utilizará la terminología propuesta en Espasa & Peña (1995), donde se propone definir una variable integrada de orden  $I(d, m)$  como una variable que necesita  $d$  veces el operador de diferencias para ser estacionaria, y  $m$  toma el valor cero si la media de la variable diferenciada es nula y el valor  $m^0$  si dicha media viene dada por un polinomio de tiempo de orden  $(m^0-1)$ . Siguiendo Espasa & Senra (1997) si la constante o el polinomio temporal en la serie diferenciada son segmentados, la terminología anterior se puede generalizar incluyendo en el término  $\underline{m}$  el superíndice  $\underline{s}$ . El comportamiento a largo plazo de las series es diferente, aún siendo todas compatibles con esquemas  $I(1)$ , las series correspondientes a importaciones, el PIB y el consumo privado serían  $I(1,1^s)$  y los precios relativos  $I(1,0)$ . Además, también podría argumentarse que las series del primer grupo presentan dos raíces unitarias -  $I(2,0)$  - y que las últimas podrían ser  $I(0,1^s)$ . El orden de integrabilidad de las series es un supuesto importante en el enfoque econométrico y tiene considerables consecuencias teóricas. No obstante, en la práctica y sobre todo cuando se trabaja en pequeñas muestras puede resultar imposible distinguir entre procesos  $I(2,0)$  y  $I(1,1^s)$  -principio de equivalencia observacional-, véase Blough (1992). Esta conclusión es también defendida en Cochrane (1991), Campbell & Perron (1991) y Granger (1993) entre otros. Para avanzar en esta cuestión se han realizado contrastes usuales de raíces unitarias, Dickey-Fuller aumentados para cada una de las variables, incorporando cinco retardos para las variables de importaciones y precios relativos, y hasta un máximo de siete retardos para las variables renta: PIB, consumo privado e inversión en equipo.

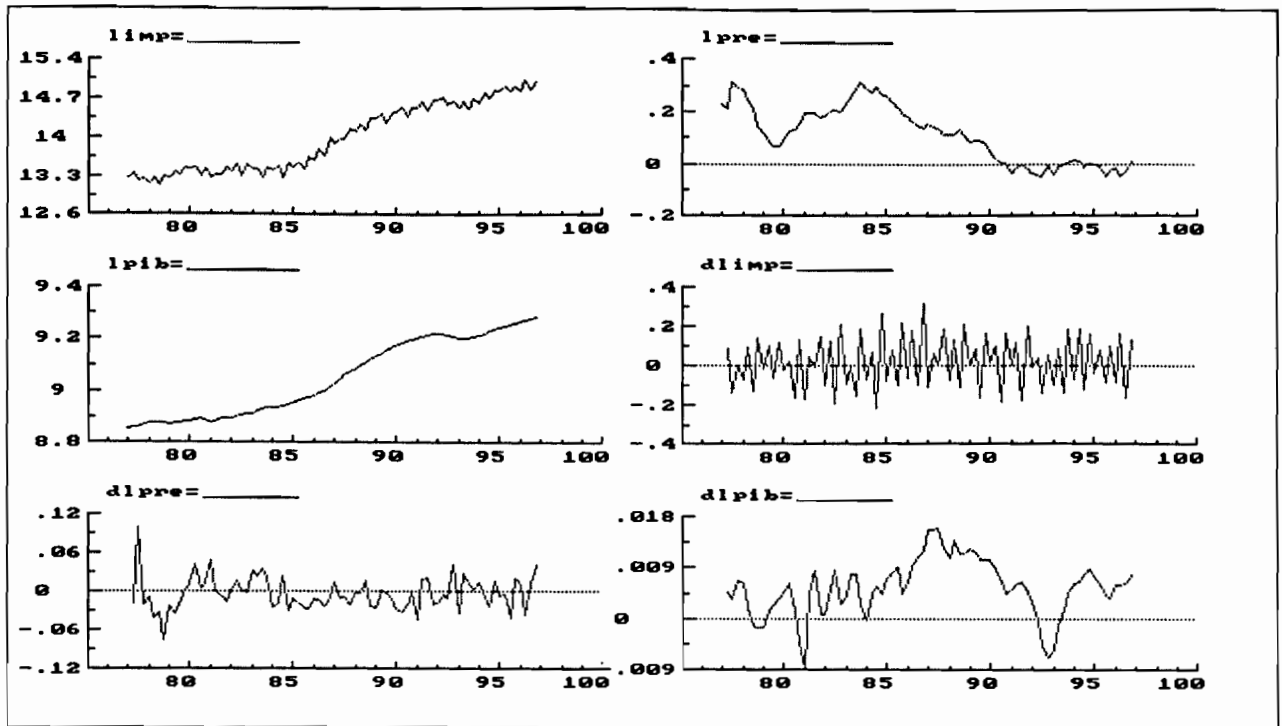


Gráfico 3.1.1. Datos para el modelo de importaciones no energéticas.

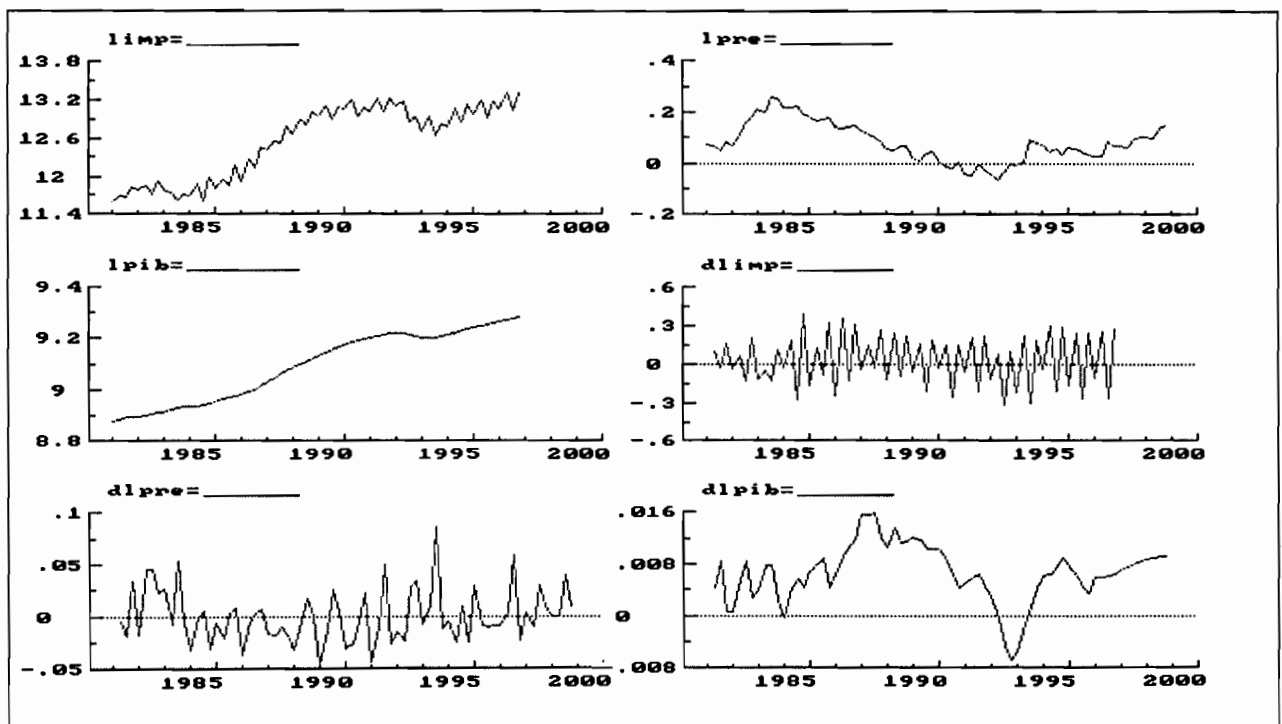


Gráfico 3.1.2. Datos para el modelo de importaciones de bienes de equipo.

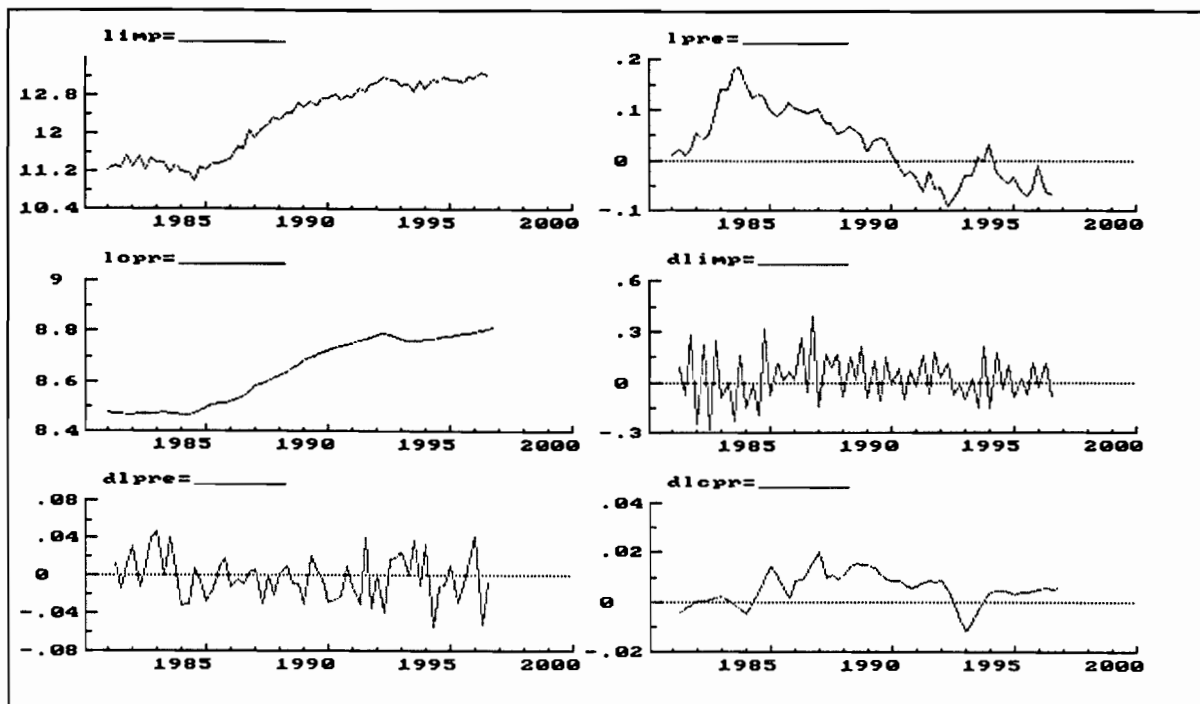


Gráfico 3.1.3. Datos para el modelo de importaciones de bienes de consumo no alimenticios.

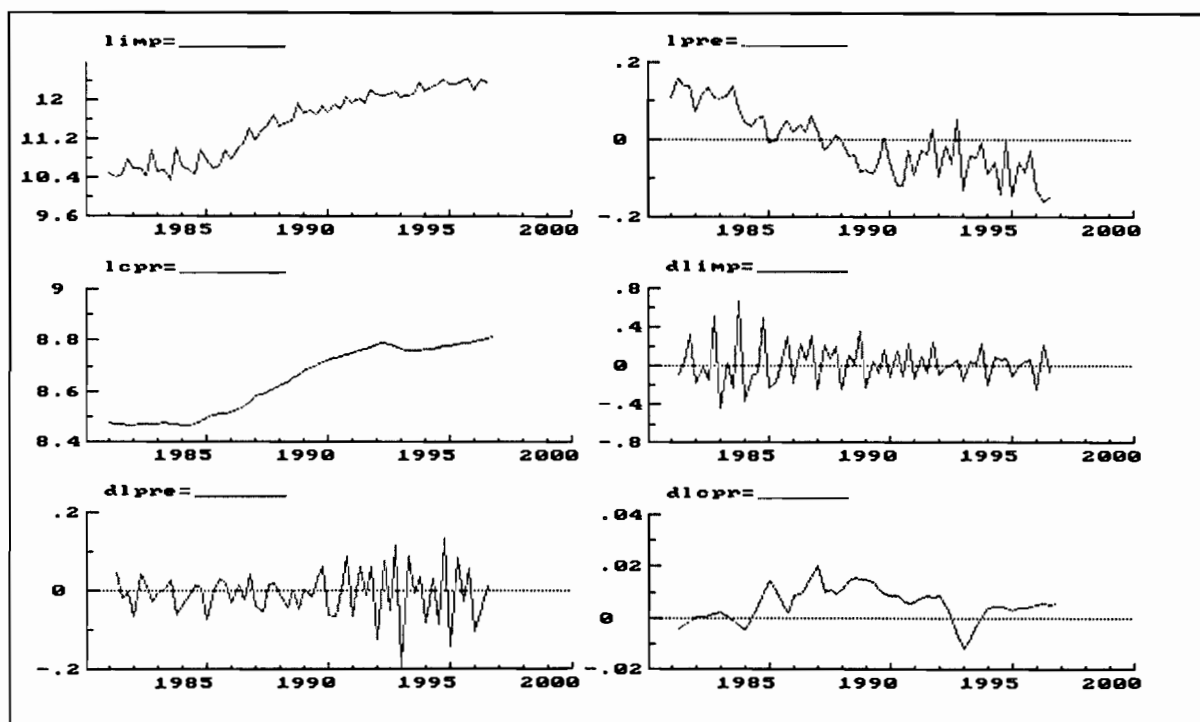


Gráfico 3.1.4. Datos para el modelo de importaciones de bienes de consumo alimenticios.

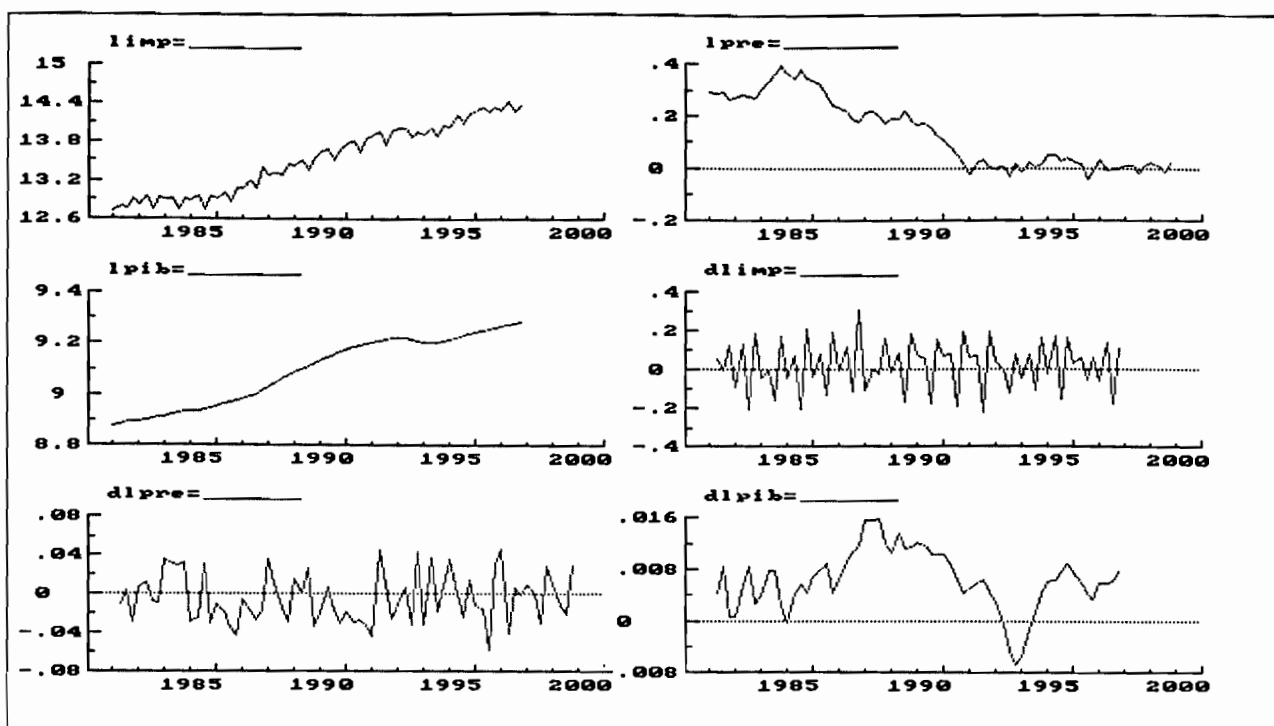


Gráfico 3.1.5. Datos para el modelo de importaciones de bienes intermedios.

Los resultados obtenidos para las importaciones y los precios relativos se presentan en los cuadros 3.1.1-3.1.5. Los contrastes confirman que los precios y las importaciones tienen una única raíz unitaria no estacional. Los precios relativos de las importaciones alimenticias podrían ser incluso  $I(0)$ . No obstante, como las importaciones tienen estacionalidad los contrastes relevantes son los propuestos por Osborn (1990). Los resultados de los mismos para cada una de las series de importaciones analizadas se presentan en el cuadro 3.6. El modelo (a) se ha utilizado para contrastar la hipótesis de que la serie necesita una diferencia regular y otra estacional para ser estacionaria, frente a las alternativas de que la serie necesita una única diferenciación, bien regular o estacional. Si  $\beta_1 < 0$  y  $\beta_2 = 0$ , entonces implica aceptar la hipótesis alternativa de una única diferencia de carácter estacional; mientras que si  $\beta_2 < 0$  y  $\beta_1 = 0$ , entonces se acepta una única diferencia regular. El modelo (b) es de utilidad para contrastar si la serie necesita una diferencia estacional para ser estacionaria, frente a las hipótesis alternativas de diferenciación regular y de estacionariedad. Si  $\pi_1 < 0$  y  $\pi_i = 0, \forall i=2,3,4$ , implica aceptar la hipótesis alternativa de que la serie es estacionaria; mientras que si  $\pi_1 = 0, \pi_2 \neq 0$  y  $\pi_3$  o  $\pi_4 \neq 0$ , entonces aceptar la hipótesis de que la serie necesita una diferencia regular para ser estacionaria. A partir de los resultados obtenidos utilizando el modelo (a) se puede rechazar que las series del logaritmo de las importaciones, tanto con carácter agregado como cada uno de los componentes, necesiten una diferencia regular y una estacional para ser estacionarias, a favor de las hipótesis alternativas de

que las series son  $I(1)$  con estacionalidad determinística. Por otra parte, en todos los casos salvo para las importaciones de bienes alimenticios, se puede también rechazar la diferencia estacional frente a la diferencia regular. En conclusión, hay suficiente evidencia estadística para considerar a las importaciones están bien caracterizadas a través de procesos integrados de primer orden con estacionalidad determinística. En el caso de los bienes alimenticios, este resultado es menos claro, pudiendo establecerse al 90% y únicamente para uno de los contrastes. En lo que se refiere a las variables renta la situación es más compleja. Cuando el contraste se realiza únicamente a partir de la muestra utilizada para la estimación de los modelos: 1977:1-1994:4 sólo puede rechazarse la segunda raíz unitaria para la inversión y el PIB a un nivel del 10%, pero no para el consumo. Cuando se incorporan todas las observaciones anteriores a partir de 1970 se obtienen los resultados que se muestran en el cuadro 3.1.7. La segunda raíz unitaria puede rechazarse al 95% para la inversión en equipo y al 90% para el PIB y el consumo privado. No obstante, en este último caso se encuentran también próximos al 95% convencional. Finalmente, cuando se añada toda la muestra disponible 1970:1-1996:4 es posible rechazar la hipótesis  $I(2,0)$  para todas las variables con una significatividad del 95%. Por otra parte, Dolado & Sicilia (1995) contrastan la hipótesis de  $I(2,0)$  pero esta vez frente a la alternativa  $I(1,1^s)$  tomando como puntos de ruptura 1974:1 y 1986:1<sup>5</sup>. El resultado del contraste les permite rechazar la segunda raíz unitaria al 5% y 10% para el consumo y PIB respectivamente. También en M-E se muestra que un el PIB se caracteriza mejor a partir de un modelo  $I(1,1^s)$  que con un modelo  $I(2,0)$ , si bien en este caso se localiza una ruptura en 1974:2 y dos cambios de nivel transitorios durante los periodos 1980:2-1981:4 y 1991:4-1993:4. Así, la primera diferencia del PIB sigue un modelo de media segmentada con un comportamiento estacionario y cíclico sobre la misma. Se puede considerar por tanto, que la especificación con una raíz unitaria a partir de una media segmentada es más satisfactoria y está apoyada por mayores evidencias estadísticas.

---

<sup>5</sup>Otros trabajos que sugieren que el PIB es un proceso  $I(1,1^s)$  son Espasa (1984), Andrés et al. (1990) y Doménech & Taguas (1996).

## CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS

Nota: (+), (\*) y (\*\*) Denotan significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente.

### (I) Variables de importaciones y precios relativos

Nota: (1) Hipótesis nula del contraste: variable integrada de orden 2.

(2) Hipótesis nula del contraste: variable integrada de orden 1.

| Cuadro 3.1.1. Contrastes de Dickey-Fuller aumentados para raíces unitarias: Datos para modelo de demanda agregado (1977:1-1994:4) |                          |                          |                   |                   |
|---|--------------------------|--------------------------|-------------------|-------------------|
| Modelo  | Variables                |                          |                   |                   |
|   | $\Delta \text{limp}_t^1$ | $\Delta \text{lpre}_t^1$ | $\text{limp}_t^2$ | $\text{lpre}_t^2$ |
| Constante y variables estacionales  | -8.41**                  | -6.38**                  | -0.02             | -0.80             |
| Constante, var. estacionales y tendencia  | -8.37**                  | -6.33**                  | -1.66             | -1.27             |

| Cuadro 3.1.2. Contrastes de Dickey-Fuller aumentados para raíces unitarias: Datos para modelo de demanda de importaciones de bienes de equipo (1981:1-1994:4) |                          |                          |                   |                   |
|---|--------------------------|--------------------------|-------------------|-------------------|
| Modelo  | Variables                |                          |                   |                   |
|   | $\Delta \text{limp}_t^1$ | $\Delta \text{lpre}_t^1$ | $\text{limp}_t^2$ | $\text{lpre}_t^2$ |
| Constante y variables estacionales  | -19.76**                 | -6.59**                  | -2.11             | -1.00             |
| Constante, var. estacionales y tendencia  | -7.86**                  | -6.57**                  | -0.98             | -1.01             |

| Cuadro 3.1.3. Contrastes de Dickey-Fuller aumentados para raíces unitarias: Datos para modelo de demanda de importaciones de bienes de consumo no alimenticios (1981:1-1994:4) |                          |                          |                   |                   |
|--|--------------------------|--------------------------|-------------------|-------------------|
| Modelo   | Variables                |                          |                   |                   |
|  | $\Delta \text{limp}_t^1$ | $\Delta \text{lpre}_t^1$ | $\text{limp}_t^2$ | $\text{lpre}_t^2$ |
| Constante y variables estacionales   | -7.30**                  | -6.94**                  | -0.35             | -0.67             |
| Constante, var. estacionales y tendencia   | -7.24**                  | -6.96**                  | -1.33             | -3.18             |

| Cuadro 3.1.4. Contrastes de Dickey-Fuller aumentados para raíces unitarias: Datos para modelo de demanda de importaciones de bienes de consumo alimenticios (1981:1-1994:4) |                          |                          |                   |                   |
|---|--------------------------|--------------------------|-------------------|-------------------|
| Modelo  | Variables                |                          |                   |                   |
|   | $\Delta \text{limp}_t^1$ | $\Delta \text{lpre}_t^1$ | $\text{limp}_t^2$ | $\text{lpre}_t^2$ |
| Constante y variables estacionales  | -9.85**                  | -15.40**                 | -1.16             | -2.90+            |
| Constante, var. estacionales y tendencia  | -9.86**                  | -15.31**                 | -2.31             | -4.76**           |

| Cuadro 3.1.5. Contrastes de Dickey-Fuller aumentados para raíces unitarias: Datos para modelo de demanda de importaciones de bienes intermedios (1981:1-1994:4) |                          |                          |                   |                   |
|---|--------------------------|--------------------------|-------------------|-------------------|
| Modelo  | Variables                |                          |                   |                   |
|   | $\Delta \text{limp}_t^1$ | $\Delta \text{lpre}_t^1$ | $\text{limp}_t^2$ | $\text{lpre}_t^2$ |
| Constante y variables estacionales  | -7.39**                  | -7.39**                  | 0.02              | -3.21             |
| Constante, var. estacionales y tendencia  | -8.66**                  | -7.32**                  | -0.68             | -2.06             |

## (II) Contrastes de raíces unitarias estacionales para las importaciones.

| Cuadro 3.1.6. Contrastes para raíces unitarias estacionales. Datos correspondientes al logaritmo de las importaciones no energéticas en términos reales (1977:1-1994:4).  |  |           |  |         |               |
|---|--|-----------|--|---------|---------------|
| Modelo (a):<br>$(1-\Psi_1L-\Psi_2L^2-\dots-\Psi_pL^p)\Delta\Delta y_t = \alpha_1D_{1t} + \alpha_2D_{2t} + \alpha_3D_{3t} + \alpha_4D_{4t} + \beta_1\Delta y_{t-1} + \beta_2\Delta y_{t-4} + u_t$                          |  |           |  |         |               |
| Modelo (b):<br>$(1-\Psi_1L-\Psi_2L^2-\dots-\Psi_pL^p)\Delta y_t = \alpha_1D_{1t} + \alpha_2D_{2t} + \alpha_3D_{3t} + \alpha_4D_{4t} + \pi_1Z_1y_{t-1} + \pi_2Z_2y_{t-1} + \pi_3Z_3y_{t-2} + \pi_4Z_3y_{t-1} + a^*t + u_t$ |  |           |  |         |               |
| Con : $Z_1 = (1+L+L^2+L^3)$ , $Z_2 = -(1-L+L^2-L^3)$ , $Z_3 = -(1-L^2)$ , $u_t \sim NII(0, \sigma^2)$ , $D_{it}$ son variables artificiales estacionales.   |  |           |  |         |               |
|   | Estadísticos basados en el modelo (a). |           | Estadísticos basados en el modelo (b). |         |               |
| Importaciones no energéticas  | $\beta_1$                              | $\beta_2$ | $\pi_1$                                | $\pi_2$ | $\pi_3/\pi_4$ |
| (i) Agregada  | -0.21                                  | -4.99**   | -2.04                                  | -4.30** | 11.96**       |
| (ii) Componentes  |  |           |  |         |               |
| - Equipo  | -0.38                                  | -3.95*    | -1.31                                  | -3.51** | 10.77**       |
| - Consumo no alimentos  | 1.20                                   | -5.88*    | -1.81                                  | -4.10** | 9.77**        |
| - Consumo alimentos   | -1.18                                  | -3.68*    | -1.59                                  | -3.62** | 2.29          |
| - Intermedios   | -1.02                                  | -3.91*    | -3.12                                  | -4.35** | 5.70*         |
| Nota: Los valores críticos han sido tomados de Osborn (1990).   |  |           |  |         |               |

## (III) Variables renta

| Cuadro 3.1.7. Contrastes de Dickey-Fuller aumentados para raíces unitarias: Datos para las variables de nivel (1970:1-1994:4) |                          |                          |                          |                   |                   |                   |
|---|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Modelo  | Variables                |                          |                          |                   |                   |                   |
|   | $\Delta \text{lpib}_t^1$ | $\Delta \text{lcpr}_t^1$ | $\Delta \text{linv}_t^1$ | $\text{lpib}_t^2$ | $\text{lcpr}_t^2$ | $\text{linv}_t^2$ |
| Constante   | -2.80 <sup>+</sup>       | -2.71 <sup>+</sup>       | -3.31*                   | -1.05             | -1.13             | -0.24             |
| Constante y tendencia   | -2.71                    | -2.56                    | -3.18 <sup>+</sup>       | -1.64             | -1.62             | -1.51             |
| Nota: El valor crítico al 5% es igual a -2.89.  |                          |                          |                          |                   |                   |                   |
| (1) Hipótesis nula del contraste: variable integrada de orden 2.  |                          |                          |                          |                   |                   |                   |
| (2) Hipótesis nula del contraste: variable integrada de orden 1.  |                          |                          |                          |                   |                   |                   |

### 3.2. Función de demanda de importaciones no energéticas agregada.

El análisis empírico se efectuará sobre el vector de series temporales,  $X_t = (\text{imp}_t, \text{pib}_t, \text{pr}_t)'$ , con datos trimestrales observados durante el período 1977:1 - 1994:4<sup>6</sup>. Las observaciones correspondientes a los años 1995 y 1996 se emplearán para evaluar el modelo en predicción. La metodología de máxima verosimilitud propuesta por Johansen (1991) será la herramienta básica que se utilizará para discutir en este apartado las siguientes cuestiones: la evidencia estadística de cointegración, la estructura de las relaciones de largo plazo y la validez del análisis a partir de modelos VAR condicionales<sup>7</sup>. Finalmente, se obtendrá un modelo reducido a partir de

<sup>6</sup>Se han tomado los datos del PIB real a precios de mercado correspondientes a la publicación de la contabilidad nacional trimestral para el tercer trimestre de 1996. Todas las variables están en logaritmos.

<sup>7</sup>Los cálculos han sido realizados en CATS en RATS, ver Hansen & Juselius (1995), y PcFiml 8.0, ver Doornik & Hendry

simplificaciones dinámicas, en todo momento coherentes con los datos, siguiendo la metodología propuesta.

La discusión sobre el carácter más adecuado para la variable PIB, considerándola o no como variable endógena tendrá especial relevancia. El concepto de interés cuando en los objetivos de la modelización se encuentra también la predicción es el de exogeneidad fuerte. Si el PIB fuese fuertemente exógena para los parámetros de interés su ecuación podría ser omitida del modelo. No obstante, es bastante probable que las importaciones causen al PIB en sentido de Granger, no pudiendo además rechazarse esta hipótesis en un contraste usual como se verá posteriormente. Además, en M-E se muestra que el saldo comercial ha tenido un papel relevante en el comportamiento cíclico del PIB en los últimos años, contribuyendo a su caída en las fases de debilitamiento y, principalmente, aportando la mayor parte de su crecimiento en el inicio de las recuperaciones. Las importaciones tienen cierta capacidad para ayudar a predecir el PIB, por tanto sería discutible asumir la hipótesis de exogeneidad fuerte a priori, y formular un modelo condicional tendría como consecuencia pérdida de información relevante. Además, también se rechazará la hipótesis de que el PIB es débilmente exógeno para los parámetros de largo plazo. Sin embargo, solucionar esta situación considerando al PIB como variable endógena no está exento de problemas. Para conseguir una especificación sólida de la ecuación del PIB, deberían introducirse variables adicionales y tendría que ser formulado un modelo global para toda la economía. Este no es el objetivo del trabajo por lo que esta solución se ha descartado. Se trata por tanto de esclarecer cual de los dos problemas es más relevante y, en conclusión, decidir qué especificación es más idónea cuando en el objetivo final del modelo entra también la predicción. La discusión sobre estas cuestiones se retomará posteriormente en la sección 3.2.3. En lo que sigue se denotará por modelo I al sistema que considera al PIB como variable endógena, y por modelo II al modelo que lo considera como variable fuertemente exógena. En ambos modelos los precios relativos se considerarán endógenos inicialmente.

### **3.2.1 El sistema general inicial.**

Los modelos iniciales están formados por las variables estocásticas descritas, una constante, variables artificiales estacionales y ciertas variables artificiales adicionales introducidas para corregir de efectos especiales ocurridos en el período muestral. Para el modelo I se

---

(1994).



incluyen: (I864<sub>t</sub>, I812<sub>t</sub>, I784<sub>t</sub>)<sup>8</sup>. La variable I864<sub>t</sub> intenta captar el incremento anormal en las importaciones tras la incorporación de España en la CEE. La variable I812<sub>t</sub> tiene en cuenta la rápida recuperación del crecimiento del PIB tras la segunda crisis del petróleo, que pasa de un elevado crecimiento negativo en 1981:1, a un crecimiento moderado positivo en 1981:2, lo cual no puede ser adecuadamente representado por un modelo lineal. La variable I784<sub>t</sub> se corresponde con un dato atípico para la ecuación de precios relativos que sufren una fuerte caída en este periodo, en particular ocasionada por una bajada muy brusca del IVU. Para el modelo II son necesarias (I784<sub>t</sub>, I864<sub>t</sub>). El análisis empírico estará basado en el siguiente modelo VAR general,

$$\Delta X_t = \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \Pi X_{t-1} + \mu + \varphi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (6)$$

en D<sub>t</sub> se han incorporado las variables determinísticas del sistema, una constante, variables artificiales estacionales y las variables de intervención descritas anteriormente para cada modelo. Es importante decidir como estas variables artificiales se incorporan en el sistema, por lo que deben de considerarse los probables efectos a corto y largo plazo, en particular el análisis de cointegración dependerá de esta elección. La variable I812<sub>t</sub> debería afectar sólo a corto plazo. En cuanto a I784<sub>t</sub> hace referencia a un fenómeno transitorio y tampoco debería afectar al largo plazo. Sin embargo no está claro a priori el papel de I864<sub>t</sub>, pudiendo tener efectos tanto a corto como a largo plazo. Si el modelo se formula de modo que la variable I864<sub>t</sub> entra en el espacio de cointegración, afectando por tanto a la demanda de importaciones de largo plazo, no resulta significativa. Las elasticidades precio y renta, así como el valor medio del mecanismo de corrección se muestran invariantes ante la inclusión o no de esta variable artificial. Además, los resultados no varían independientemente que la ecuación del PIB esté o no especificada<sup>9</sup>. Por tanto, todas las variables artificiales así como la constante se han incluido en la dinámica de corto plazo. El modelo (6) supone crecimiento lineal para los datos en niveles. En la estimación del modelo, el término constante contenido en la dinámica de corto plazo y el término constante de la relación de cointegración son estimados conjuntamente en una constante global representada en la estructura de corto plazo. El mecanismo de corrección del error se representará en desviaciones respecto a su media. Para determinar el orden del proceso autoregresivo,  $\underline{k}$ , se han calculado los criterios de información de Schwartz (SC) y

<sup>8</sup>I812<sub>t</sub> toma el valor de 1 en 1981(2), -1 en 1981(3) y cero en el resto. La variable I864<sub>t</sub> es igual a 1 en 1986(4) y cero en otro caso. I784<sub>t</sub> toma el valor de 1 en 1978(4) y cero en otro caso.

<sup>9</sup>El largo plazo se muestra muy estable en todo el periodo muestral. No necesita por tanto ninguna intervención. Tampoco resulta significativa una variable tipo escalón a partir de 1986:4.

Hannan-Quinn (HQ). Además se han realizado los contrastes de la razón de verosimilitudes (LR) y el propuesto por Tiao & Box (1981)<sup>10</sup> basado también en un estadístico  $\chi^2$ , excluyendo retardos secuencialmente, comenzando con un valor máximo para k igual a cinco. Los resultados obtenidos se muestran en los cuadros 3.2.1 y 3.2.2. Para el modelo I, sobre la base de los criterios de información, podría plantearse una reducción de k de cinco a cuatro<sup>11</sup>, sin embargo los dos contrastes realizados rechazan valores de k inferiores a 5. En virtud de los resultados, una reducción en el orden autoregresivo del VAR no es estadísticamente recomendable y en lo sucesivo se trabajará con k=5. En cuanto al modelo condicional sobre el PIB, todos los criterios empleados coinciden en recomendar una reducción en el número de retardos y trabajar con un valor de k=3.

| Cuadro 3.2.1. Determinación del orden autoregresivo k. Modelo I   |        |        |
|---|--------|--------|
| Nº retardos   | SC     | HQ     |
| 5   | -23.98 | -25.23 |
| 4   | -24.19 | -25.27 |
| LR(5)=22.79**, M(5)=17.51*  |        |        |
| Nota: La hipótesis nula de ambos contrastes es: $H_0 \equiv k=4$ frente a $H_1 \equiv k=5$ (**), (*) denota significatividad al 1%, y 5% respectivamente. |        |        |

| Cuadro 3.2.2. Determinación del orden autoregresivo k. Modelo II                                  |        |        |
|---|--------|--------|
| Nº retardos   | SC     | HQ     |
| 5   | -12.52 | -13.37 |
| 4   | -12.75 | -13.47 |
| 3   | -13.02 | -13.63 |
| 2   | -12.98 | -13.45 |
| LR(5)=10.31, LR(4)= 6.94, LR(3)= 26.76**  |        |        |
| M(5)=7.21, M(4)=5.55, M(3)=22.76**  |        |        |
| Nota: La hipótesis nula de ambos contrastes es: $H_0(i) \equiv k=i-1$ frente a $H_1 \equiv k=i$ . |        |        |

Los modelos iniciales estimados son coherentes con los datos, y pueden considerarse satisfactoriamente estables<sup>12</sup>. En cuanto al comportamiento fuera de muestra el modelo I presenta indicios de inestabilidad durante los años 1995-1996 en la ecuación del PIB, sobreprediciendo manifiestamente. Parece que las variables incluidas no pueden explicar esta fase de debilitamiento

<sup>10</sup>Este contraste se construye a partir del estadístico  $M(k)$ , el cual se distribuye asintóticamente como una  $\chi^2$  con  $p^2$  grados de libertad.  $M(k) = -(N-1/2-k*p) \ln[S(k)/S(k-1)]$ . Con  $M(k)$  matriz residual tras ajustar un VAR(k), y p el número de variables.

<sup>11</sup>Con ninguno de los dos criterios se admite una reducción de k para valores inferiores a 4.

<sup>12</sup>La evaluación de los modelos iniciales está disponible solicitándolo a los autores.

y algunas variables importantes se han omitido.

### 3.2.2. Análisis de Cointegración.

La inferencia sobre el rango  $r$  de la matriz  $\Pi$ , que representa el número de relaciones de cointegración, se realiza a partir de los contrastes  $\lambda_{\max}$  y de la Traza propuestos por Johansen (1991). En los cuadros 3.2.3 y 3.2.4 se muestran los resultados obtenidos según se considere al PIB endógeno o exógeno. Los estimadores obtenidos para las elasticidades, así como los resultados sobre la existencia de cointegración son análogos en ambas especificaciones. Por tanto, la discusión sobre estas cuestiones puede realizarse indistintamente en cualquiera de los modelos, centrándonos en este caso en el primero de ellos. La hipótesis nula de no cointegración se rechaza para ambos contrastes a los niveles usuales de significación, en el primer caso al 1%. Por otra parte, la hipótesis  $r=1$  es consistente con la ecuación teórica de equilibrio para la demanda de importaciones supuesta al inicio de la sección 3.1. La hipótesis  $r=1$  frente a  $r>1$  no puede ser rechazada, manteniéndose los estadísticos por debajo de sus valores críticos. En el gráfico 3.2.1 se muestra que los autovalores se han mantenido constantes en las estimaciones recursivas, en particular los dos más pequeños se han situado en todo momento próximos a cero. El primer vector de cointegración asociado a la ecuación de demanda de largo plazo de importaciones tiene un comportamiento estacionario, mientras que los dos componentes asociados a los autovalores próximos a cero se muestran más alejados de la estacionariedad. Todos los resultados son consistentes con la hipótesis de que  $r=1$ , valor que se mantendrá en el resto del análisis. Los estimadores de los coeficientes para el único vector de cointegración  $\beta_1$  y para el vector de pesos,  $\alpha_1$ , con los que entra en cada ecuación se muestran en el cuadro 3.2.5. Es importante señalar que al existir una única relación de cointegración ésta se encuentra perfectamente identificada, no siendo por tanto necesario introducir restricciones adicionales. Los signos de las elasticidades son teóricamente correctos y el mecanismo de corrección del error en desviaciones respecto a su media se define como  $EC_t = \lim p_t - 3.155 \text{ lpib}_t + 1.386 \text{ lpre}_t$ . Así mismo, los signos correspondientes a los pesos contenidos en el vector  $\alpha_1$  son los adecuados para poder considerar al vector de cointegración como un atractor. Se espera un coeficiente positivo para la ecuación del PIB y coeficientes negativos en las ecuaciones de precios relativos e importaciones. En el gráfico 3.2.2 se muestra que las elasticidades se han mantenido notablemente estables durante el periodo muestral.

| Cuadro 3.2.3. Contrastes sobre el rango de cointegración. Modelo I. |             |                 |         |
|---|-------------|-----------------|---------|
| $H_0=r \leq i$  |             |                 |         |
| I   | $\lambda_1$ | $\lambda_{max}$ | Traza   |
| 0   | 0.408       | 35.09**         | 42.36** |
| 1   | 0.082       | 5.68            | 7.25    |
| 2   | 0.023       | 1.20            | 1.20    |

Nota: Los valores críticos pueden obtenerse de Osterwald & Lenum (1992).

| Cuadro 3.2.4. Contrastes sobre el rango de cointegración. Modelo II. |             |                 |        |
|--|-------------|-----------------|--------|
| $H_0=r \leq i$   |             |                 |        |
| i  | $\lambda_1$ | $\lambda_{max}$ | Traza  |
| 0  | 0.195       | 14.53*          | 20.02* |
| 1  | 0.059       | 3.50            | 3.50   |

Dado que el vector de cointegración es único resultaría factible obtener una estimación adicional a partir de un modelo uniecuacional condicional, bajo la hipótesis de que los precios relativos y el PIB fuesen débilmente exógenos para los parámetros de largo plazo. Considerando el siguiente modelo dinámico:

$$A(L)limp_t = B(L)lpib_t + C(L)lpre_t + D_t + a_t$$

En  $D_t$  se han incorporado las variables artificiales estacionales. La relación de equilibrio de largo plazo que se obtiene resolviendo este modelo viene dada por<sup>13</sup>:

$$limp_t = \underset{(0.158)}{3.25} lpib_t - \underset{(0.240)}{1.26} lpre_t - \underset{(1.467)}{15.24} - \underset{(0.329)}{0.556} D_t + \hat{u}_t$$

Entre paréntesis figuran las desviaciones típicas de los estimadores. Un contraste de Wold rechaza ampliamente que todos los parámetros de esta relación (excepto el término constante) son cero,  $\chi^2(3)=2476.5^{**}$ . El contraste de raíz unitaria para los residuos de la ecuación de largo plazo bajo la hipótesis nula de no cointegración tiene un estadístico t igual a  $-8.05^{**}$ . Este enfoque confirma la existencia de una relación de largo plazo estable.

<sup>13</sup>Se ha utilizado PcGive v8.0 para la estimación. El procedimiento emplea un algoritmo no lineal que permite obtener desviaciones típicas de los estimadores de largo plazo las cuales pueden ser utilizadas para hacer inferencia. Inder (1993) muestra que los contrastes-t construidos a partir de estas desviaciones típicas utilizando los valores críticos de la normal presentan buenas propiedades de tamaño y potencia incluso en presencia de variables endógenas.

| Cuadro 3.2.5. Estimadores de $\alpha$ y $\beta$ con la hipótesis de $r=1$ . |          |        |        |           |        |        |
|---|----------|--------|--------|-----------|--------|--------|
|   | Modelo I |        |        | Modelo II |        |        |
| Var.  | limp     | lpib   | lpre   | limp      | lpib   | lpre   |
| $\beta$   | 1        | -3.155 | 1.386  | 1         | -3.210 | 1.361  |
| $\alpha$  | -0.251   | 0.024  | -0.059 | -0.429    | .....  | -0.062 |

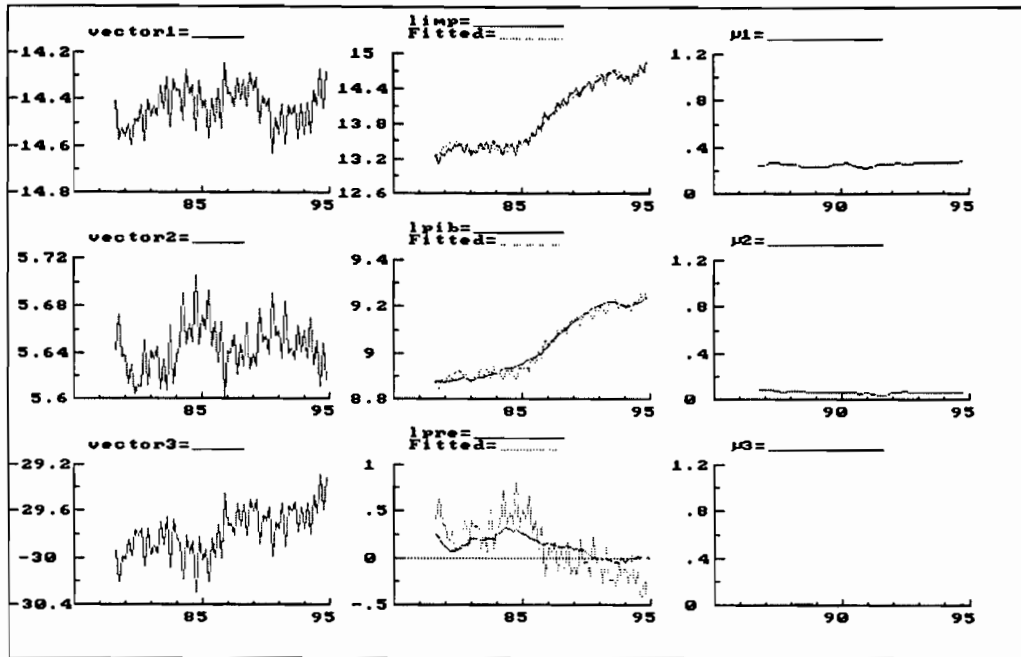


Gráfico 3.2.1. Estimación recursiva de los autovalores de la matriz  $\Pi$  y sus autovectores. Modelo I<sup>14</sup>.

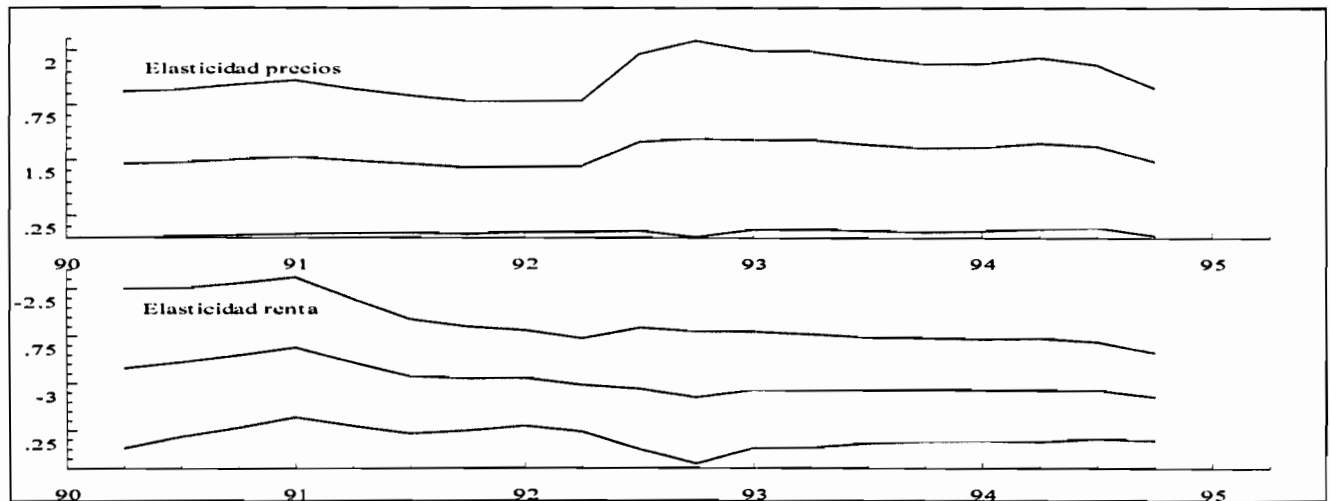


Gráfico 3.2.2. Estimación recursiva de las elasticidades de largo plazo con intervalos de confianza al 95%. Aparecen cambiadas de signo. Modelo I.

<sup>14</sup>En la primera columna aparecen las relaciones de cointegración, en la segunda se muestran los valores observados y su ajuste de largo plazo, los cuales se aproximan razonablemente, y en la tercer columna aparecen las estimaciones recursivas de los autovalores de  $\Pi$ .

Es necesario verificar que el modelo I con  $k=5$  y  $r=1$  y el modelo II con  $k=3$  y  $r=1$  satisfacen las hipótesis mantenidas en el análisis, es decir, que las raíces del polinomio característico de (6) no exceden en modulo a la unidad, que  $Z_t$  es  $I(1)$ , y que los errores  $\varepsilon_t$  satisfacen las hipótesis que fueron contempladas en (3). La primera hipótesis es contrastada calculando los autovalores de la matriz de la dinámica. Estos autovalores se corresponden con los valores inversos de las raíces del polinomio característico, las cuales deben caer fuera del círculo unidad. En el caso del modelo I el módulo del mayor autovalor real es 0.89, mientras que el resto tienen módulo inferior a 0.86, manteniéndose por tanto todas las raíces en modulo dentro del círculo unidad. Para el modelo II todos los autovalores tienen módulo inferior a 0.85. No hay indicios de raíces unitarias adicionales en los polinomios característicos, considerándose por tanto que ambos modelos son consistentes con procesos  $I(1)$ . Además, el orden de integrabilidad de las series fue revisado individualmente en la sección 3.1, donde se discutieron los aspectos más relevantes. Las hipótesis sobre  $\varepsilon_t$  pueden examinarse a través de los contrastes de especificación en los cuadros 3.2.6 y 3.2.7. Para cada ecuación se muestran<sup>15</sup>:  $F_{AR}(5,.)$ , la forma F del test de multiplicadores de Lagrange (LM) para la hipótesis nula de no correlación serial frente a la hipótesis alternativa de autocorrelación de quinto orden, se obtiene a partir de la regresión de los residuos del modelo original sobre sus retardos y todos los regresores de ese modelo;  $F_H$ , el test F de White para heterocedasticidad general, basado en la regresión auxiliar de los errores al cuadrado sobre una constante, los regresores originales y todos sus cuadrados;  $F_{ARCH}(4,.)$ , el contraste LM para heterocedasticidad condicional autorregresiva de orden 4 obtenido a partir de la regresión de los residuos al cuadrado del modelo sobre sus retardos y una constante; el test univariante de Doornik-Hansen para normalidad residual. Se muestran además los contrastes vectoriales para autocorrelación de los residuos,  $VF_{AR}$ ; heterocedasticidad general,  $VF_H$ , y normalidad  $V\chi^2_N$ . Ninguno de los contrastes de evaluación muestran signos de mala especificación, no siendo significativos al valor crítico convencional del 5%.

---

<sup>15</sup>Ver Doornik & Hendry (1994) para ampliaciones y apropiadas referencias.

| <b>Cuadro 3.2.6. Contrastes de validación para el modelo I suponiendo <math>r=1</math>.<br/>Período muestral para la estimación 1978:3-1994:4. Estimación OLS.</b> |  |                                |                                    |                                 |
|--|--|--------------------------------|------------------------------------|---------------------------------|
| <b>Ecuación</b>  | <b><math>F_{AR}(5,42)</math></b>   | <b><math>F_H(26,20)</math></b> | <b><math>F_{ARCH}(4,39)</math></b> | <b><math>\chi^2_N(2)</math></b> |
| $\Delta limp_t$  | 1.337  | 0.310                          | 1.159                              | 0.225                           |
| $\Delta pib_t$   | 2.030  | 0.399                          | 0.747                              | 1.209                           |
| $\Delta pre_t$   | 0.513  | 0.752                          | 0.569                              | 0.903                           |
| <b>Sistema</b>   | $VF_{AR}(45,89) = 1.011 [0.473]$<br>$VF_H(156,96) = 0.461 [1.000]$<br>$V\chi^2_N(6) = 0.719 [0.994]$<br>$\sigma(\Delta limp_t) = 0.0427, \sigma(\Delta pib_t) = 0.0020, \sigma(\Delta pre_t) = 0.0216$<br><u>Correlación de los residuos:</u><br>$\rho(\Delta limp_t, \Delta pib_t) = 0.251, \rho(\Delta limp_t, \Delta pre_t) = -0.563,$<br>$\rho(\Delta pre_t, \Delta pib_t) = -0.046$ |                                |                                    |                                 |

| <b>Cuadro 3.2.7. Contrastes de validación para el modelo II suponiendo <math>r=1</math>.<br/>Período muestral para la estimación 1978:3-1994:4. Estimación OLS.</b> |   |                                |                                    |                                 |
|---|---|--------------------------------|------------------------------------|---------------------------------|
| <b>Ecuación</b>   | <b><math>F_{AR}(5,47)</math></b>  | <b><math>F_H(16,35)</math></b> | <b><math>F_{ARCH}(4,44)</math></b> | <b><math>\chi^2_N(2)</math></b> |
| $\Delta limp_t$   | 0.174   | 0.605                          | 0.868                              | 0.143                           |
| $\Delta pre_t$  | 0.738   | 1.428                          | 0.307                              | 1.369                           |
| <b>Sistema</b>  | $VF_{AR}(20,82) = 0.586 [0.912]$<br>$VF_H(48,98) = 0.926 [0.609]$<br>$V\chi^2_N(4) = 1.293 [0.863]$<br>$\sigma(\Delta limp_t) = 0.04163, \sigma(\Delta pre_t) = 0.02162$<br><u>Correlación de los residuos:</u><br>$\rho(\Delta limp_t, \Delta pre_t) = -0.569$ |                                |                                    |                                 |
| Véase el texto para una explicación de estos contrastes.  |   |                                |                                    |                                 |

### 3.2.3. Estructura de Largo Plazo y Formulación Condicional.

Los modelos VAR no restringidos que se han estimado, son un marco adecuado para contrastar restricciones relativas a la estructura dinámica y con hipótesis de no-causalidad en el sentido de Granger. Este hecho es importante en primer lugar porque en el análisis aplicado se han considerado algunas variables como débilmente exógenas. En el caso que nos ocupa, el análisis de las importaciones, la literatura internacional ha adoptado típicamente esta hipótesis tanto para la variable de precios como para la variable de nivel, bien en su elección de ingreso o gasto. En Goldstein & Khan (1985) ya se pone de manifiesto que existe un campo no explorado por la literatura sobre el análisis empírico del sector exterior, en cuanto a la realización de un cuidadoso análisis de las relaciones dinámicas entre las variables implicadas a través de contrastes

de causalidad. Las consecuencias debidas a inválidos condicionamientos han sido documentadas por Phillips (1991) y Phillips & Loretan (1991) entre otros. En estos trabajos se ilustra el impacto que ocasiona el incumplimiento de la hipótesis de exogeneidad débil en procesos integrados. La ausencia de exogeneidad débil puede tener efectos adversos en la estimación en pequeñas muestras y sobre la inferencia, tanto asintóticamente como en pequeñas muestras. En principio, dado que España es un país pequeño, podría ser razonable imponer que los precios son débilmente exógenos, suponiendo que los precios de las importaciones se muestran invariantes ante variaciones en la demanda individual de un país. En cambio, como se discutió con anterioridad, puede resultar discutible una especificación condicional a partir de la variable de nivel. A efectos de estimación, un condicionamiento válido sobre ciertas variables exógenas requiere exogeneidad débil para los parámetros de largo plazo,  $\beta$ , implicando una fila de ceros en la matriz de coeficientes  $\alpha$  (cuando  $r=1$ ). En este caso, la variable en cuestión no se ajusta a las desviaciones producidas en los estados estacionarios definidos por las relaciones de cointegración. Los contrastes individuales LR de exogeneidad débil para  $\beta$  tienen una distribución asintótica, en el caso que nos ocupa, como una  $\chi^2(1)$ , ver Johansen (1992), mostrándose la aplicación a nuestros datos en el cuadro 3.2.8. La exogeneidad débil de los precios relativos no puede ser rechazada en ninguno de los modelos, hecho muy razonable desde el punto de vista económico tal y como se discutió con anterioridad. Sin embargo se rechaza con un amplio margen la exogeneidad débil del PIB<sup>16</sup>.

Por otra parte un modelo VAR no restringido es también un marco válido para contrastar hipótesis relativas al concepto de causalidad en el sentido de Granger. Esto es importante porque cuando uno de los objetivos es la predicción, cualquier variable condicionante ha de ser fuertemente exógena para los parámetros de interés. En el cuadro 3.2.9 se presentan los resultados de los contrastes sobre causalidad realizados en cada uno de los modelos VAR. En lo que se refiere a los precios relativos, y para cualquiera de las dos especificaciones, no puede rechazarse la hipótesis de que las importaciones no causan a los precios relativos. Este resultado, junto al anterior sobre debilidad exógena, permite omitir la modelización de su ecuación sin pérdida de información relevante en la predicción de las importaciones. Sin embargo, se rechaza otra vez de forma contundente que las importaciones no causen al PIB, por lo que resultarían de utilidad en su

---

<sup>16</sup>Este resultado también fue obtenido en Buisán & Gordo (1994), si bien en este trabajo se utiliza la demanda final como variable de nivel, lo cual motivó que se estimase la ecuación por variables instrumentales. No obstante, las diferencias con la estimación obtenida a partir de mínimos cuadrados no lineales no fueron significativas. Esto sugiere que la variable de nivel no es débilmente exógena con respecto a los parámetros de cointegración, sin embargo si podría ser débilmente exógena respecto a



predicción como se comentó al inicio de la sección. La especificación del modelo II no sería correcta, independientemente de que el PIB fuese o no débilmente exógeno, siendo necesario formular un sistema incorporando a  $\Delta \text{limp}_t$  y a  $\Delta \text{lpib}_t$  como variables endógenas, tal y como considera el modelo I. Sin embargo, hay que tener en cuenta que estos contrastes no dejan de estar basados en la significatividad conjunta o individual de ciertos parámetros, por lo que los resultados obtenidos podrían no ser válidos al haber omitido variables relevantes para la determinación del PIB en el sistema. Como se ha discutido previamente, se tienen básicamente las siguientes opciones:

- (a) Por un lado olvidarse de los resultados de los contrastes considerando que pueden estar sesgados por la omisión de variables relevantes en la ecuación del PIB, y formular un modelo condicional sobre los precios relativos y el PIB, lo que llevaría a continuar la especificación del modelo II.
- (b) Otra opción es tener en cuenta el contraste de exogeneidad débil y formular un sistema condicional sobre ambas variables pero estimar por variables instrumentales (VI), esto evitaría los problemas de estimación, pero no los de pérdida de información y, además, sobreparametrizaría el sistema con la inclusión de los instrumentos.
- (c) Por último, seguir considerando un sistema con el PIB y las importaciones como variables endógenas condicionando sobre los precios relativos.

Si lo que se quiere estimar son las elasticidades a largo plazo no parece que haya alternativa distinta a (c). La opción (a) no puede ser en ningún caso mejor que la (c) cuando se estiman los parámetros de largo plazo. Ciertamente cuanto mejor especificada estuviese la ecuación del PIB mejor, pero ciñéndose a este conjunto informativo el sistema que incluye una ecuación para el PIB elimina, por lo menos, inconsistencia. Por otra parte, si el PIB no es débilmente exógeno para los parámetros de largo plazo no existe una solución para la estimación por VI, el problema requiere un sistema de ecuaciones como considera (c). En caso de que si lo fuese, (b) presenta más inconvenientes que ventajas sobre (c) para estimar los parámetros de largo plazo, dado que si los instrumentos no están bien definidos la estimación por VI puede dar cualquier resultado y reduciríamos aún más los grados de libertad del sistema. La solución que se propone en este trabajo es estimar los parámetros de largo plazo mediante un sistema conjunto como se propone en (c), si bien como se ha mostrado las diferencias no son significativas.

En cuanto a la estimación de la dinámica de corto plazo la solución es mucho más compleja, no existiendo suficientes evidencias empíricas para tomar una decisión a priori. Para zanjar esta

cuestión, se estimarán los dos modelos planteados inicialmente y la elección entre ambos será sobre la base de criterios como ajuste, invarianza y predicción. La estimación del modelo uniecuacional por variables instrumentales no será tomada en cuenta, debido a que como se mostrará en el proceso de reducción el efecto contemporáneo del PIB no será significativo. Esto eliminará las dudas sobre la validez de una estimación por máxima verosimilitud de los parámetros de corto plazo<sup>17</sup>. Sin embargo, cabe señalar, que también se intentó la estimación por VI utilizando la demanda final y sus correspondientes retardos como instrumentos, pero no se consiguió una especificación con las mínimas garantías.

|                      | <b>Modelo. I</b> | <b>Modelo II</b> |
|----------------------|------------------|------------------|
| $\Delta \text{limp}$ | 3.963* [0.046]   | 3.930* [0.05]    |
| $\Delta \text{lpib}$ | 11.088** [0.001] | .....            |
| $\Delta \text{lpre}$ | 0.356 [0.551]    | 0.711 [0.400]    |

*Nota:* Entre paréntesis aparece el p-valor del contraste correspondiente

|   | <b>Modelo. I</b> | <b>Modelo II</b> |
|---|------------------|------------------|
| $\Delta \text{limp} \Rightarrow \Delta \text{lpre}$ | 6.294 [0.279]    | 6.189 [0.103]    |
| $\Delta \text{limp} \Rightarrow \Delta \text{lpib}$ | 15.968** [0.007] | .....            |

*Nota:* El estadístico del contraste se distribuye como una  $\chi^2(5)$  y una  $\chi^2(3)$  para el modelo I y II respectivamente.

En lo que sigue se centrará el interés en el modelo condicional sobre el PIB, modelo II. El modelo II es reformulado imponiendo una simplificación adicional como un VAR condicional en términos del vector  $Y_t = (\text{limp}_t)$  condicionado sobre  $Z_t = (\text{lpib}_t, \text{lpr}_t)'$ , con expresión

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^4 \Phi_{ci} \Delta Y_{t-i} + \alpha_c \beta_r' Z_{t-1} + \sum_{j=0}^4 \gamma_j \Delta X_{t-j} + \mu_c + \xi_{ct}, \quad t = 1, \dots, T. \quad (7)$$

El mecanismo de corrección se ha estimado a partir de la opción (c). A la expresión (7) se le denomina modelo III y no impone ninguna otra restricción adicional, en particular sobre la estructura de corto plazo. La evaluación del modelo puede seguirse a través del cuadro 3.2.10 y de los gráficos 3.2.3 y 3.2.4, no existiendo indicios de mala especificación. Sólo para la observación

<sup>17</sup>Cuando se sigue la estrategia de modelización de lo general a particular en el sentido de Hendry & Mizon (1993), antes de que una variable o un grupo de variables sean eliminados del modelo durante el proceso de reducción se ha contrastado previamente. Los contrastes de diagnóstico siguen incluyendo en las regresiones auxiliares a todas las variables iniciales, no sólo las que finalmente están presentes en el modelo. El hecho de que el PIB sea eliminado en este proceso de reducción implicaría

correspondiente a 1994:2 el contraste de estabilidad es significativo al 5%, sin embargo no al 1%, por lo que se considera razonablemente estable<sup>18</sup>.

| Cuadro 3.2.10. Contrastes de validación para el modelo condicional III.<br>Período muestral para la estimación 1978:3-1994:4. Estimación FIML. |   |                        |                          |               |
|--|---|------------------------|--------------------------|---------------|
| Ecuación   | F <sub>AR</sub> (5,47)  | F <sub>H</sub> (18,33) | F <sub>ARCH</sub> (4,44) | $\chi^2_N(2)$ |
| $\Delta \text{limp}_t$   | 0.539   | 0.757                  | 0.485                    | 0.573         |
| Sistema  | $\sigma(\Delta \text{limp}_t) = 0.03508$<br><u>Evaluación en Predicción:</u><br>(i) F(8,52)=0.567 [0.800], (ii) F(8,52)=0.454 [0.882] |                        |                          |               |
| (i),(ii) Ignorando y teniendo en cuenta incertidumbre paramétrica respectivamente.   |   |                        |                          |               |

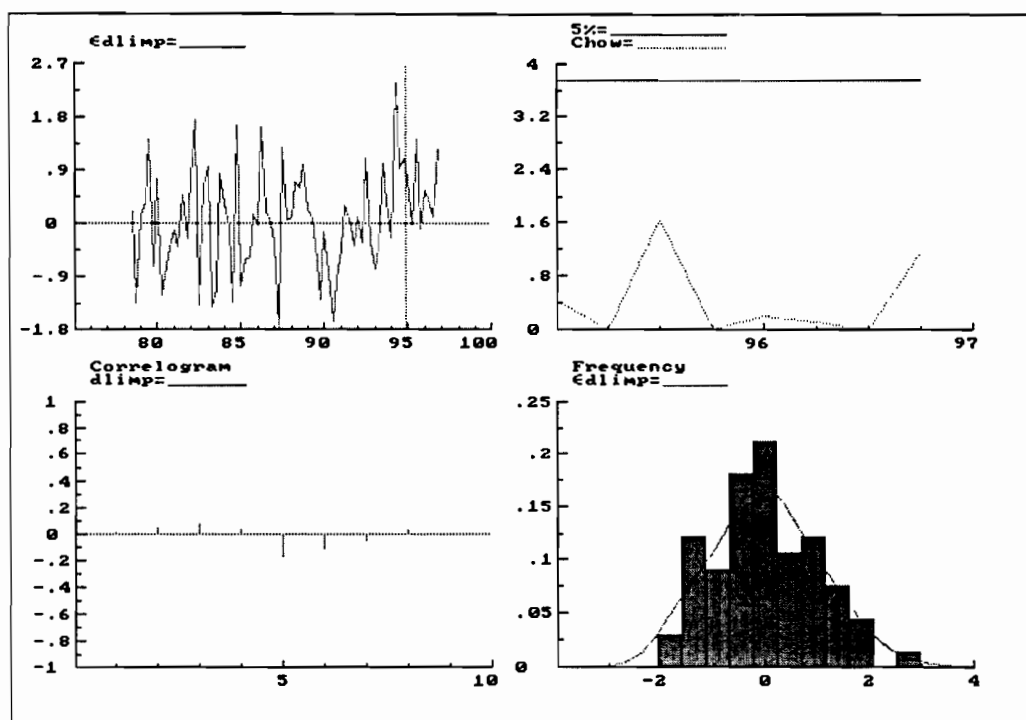


Gráfico 3.2.3. Evaluación residual para el modelo condicional III<sup>19</sup>.

además que es débilmente exógeno para los parámetros de corto plazo.

<sup>18</sup>Cabe esperar que 5 de cada 100 se salgan de las bandas. La evaluación en estabilidad se ha realizado a partir de una secuencia de estadísticos de Chow (1960).

<sup>19</sup>Se presentan el gráfico de los residuos, contraste de estabilidad de Chow, correlograma y función de densidad e histograma residual respectivamente.

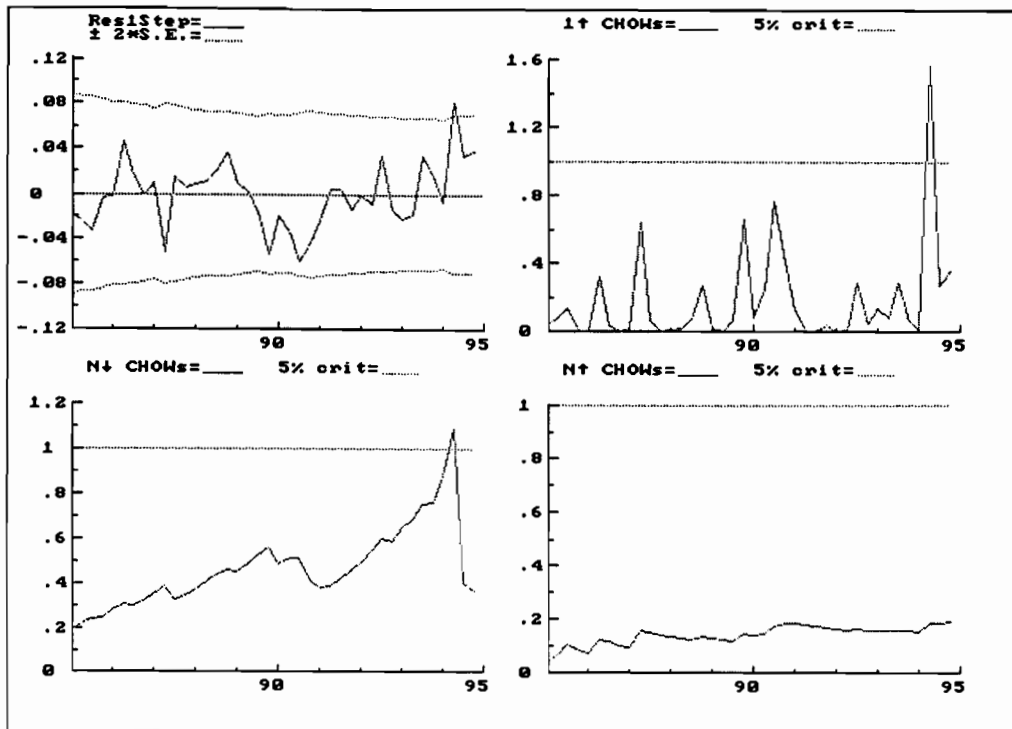


Gráfico 3.2.4. Evaluación con estadísticos recursivos para el modelo II condicional<sup>20</sup>.

### 3.2.4. Dinámica de corto plazo. Un modelo VAR simplificado.

Las principales razones para especificar un modelo VAR simplificado están relacionadas con su interpretabilidad y con reducir su dependencia muestral o aumentar su robustez frente a cambios de régimen. Un modelo sobredimensionado en el número de parámetros es excesivamente dependiente de fenómenos transitorios. El proceso de reducción mediante el cual un modelo VAR es simplificado suele resultar bastante tedioso y está sujeto a un alto grado de subjetividad, no existiendo una metodología al respecto. La secuencia de reducción se ha completado en dos etapas, mediante la restricción de ciertos parámetros de acuerdo a los contrastes F de significatividad conjunta, los contrastes t de significatividad individual y el propio valor de los parámetros estimados. El resultado conlleva la eliminación de variables insignificantes y ciertas reparametrizaciones de la ecuación estimada básicamente. El proceso de reducción se puede resumir mediante el siguiente esquema, teniendo en cuenta que en cada paso se mantienen las restricciones de la etapa anterior y se añaden restricciones adicionales, resultando por tanto una secuencia de modelos anidados que permiten realizar contrastes progresivos sobre la idoneidad de cada etapa del proceso.

<sup>20</sup>Se muestran los residuos recursivos de predicción un periodo hacia delante, y una secuencia completa de contrastes de

**- Etapa 0. Modelo VAR condicional. Estimación FIML.**

| Ecuación para $\Delta \text{limp}_t$ |           |         |
|--------------------------------------|-----------|---------|
| Variable                             | Parámetro | t-valor |
| $\Delta \text{limp}_{t-1}$           | -0.2099   | -1.736  |
| $\Delta \text{limp}_{t-2}$           | -0.1989   | -1.798  |
| $\Delta \text{pib}_t$                | 3.0598    | 1.726   |
| $\Delta \text{pib}_{t-1}$            | 5.7649    | 2.322   |
| $\Delta \text{pib}_{t-2}$            | -2.4726   | -1.407  |
| $\Delta \text{pre}_t$                | -0.9679   | -4.612  |
| $\Delta \text{pre}_{t-1}$            | -0.2450   | -0.970  |
| $\Delta \text{pre}_{t-2}$            | 0.4769    | 1.822   |
| $\text{EC}_{t-1}$                    | -0.3230   | -2.957  |
| $\text{I864}_t$                      | 0.1300    | 3.394   |
| $\text{D}_{1t}$                      | -0.1456   | -4.168  |
| $\text{D}_{2t}$                      | -0.0163   | -0.797  |
| $\text{D}_{3t}$                      | -0.2398   | -9.019  |
| Constante                            | 0.0914    | 4.580   |

**-Etapa I. Restricciones adicionales:**  $\beta(\Delta \text{limp}_{t-1}) = \beta(\Delta \text{limp}_{t-2})$ . Estas variables son reemplazadas por su suma ( $\Delta \text{limp}_{t-1} + \Delta \text{limp}_{t-2} = \Delta \text{limp}_{1-2,t}$ ). Contraste LR:  $\chi^2(1) = 0.072$  [0.788].

El modelo es reparametrizado para conseguir una interpretación económica más sencilla, permitiendo efectos en el cambio y en la aceleración de las variables explicativas. El resultado de la estimación es:

| Ecuación para $\Delta \text{limp}_t$ |           |         |
|--------------------------------------|-----------|---------|
| Variable                             | Parámetro | t-valor |
| $\Delta \text{limp}_{1-2,t}$         | -0.200    | -2.110  |
| $\Delta^2 \text{pib}_t$              | 3.063     | 1.674   |
| $\Delta^2 \text{pib}_{t-1}$          | 8.807     | 5.432   |
| $\Delta \text{pib}_{t-2}$            | 6.364     | 5.129   |
| $\Delta^2 \text{pre}_t$              | -0.969    | -4.662  |
| $\Delta^2 \text{pre}_{t-1}$          | -1.206    | -4.287  |
| $\Delta \text{pre}_{t-2}$            | -0.730    | -1.947  |
| $\text{EC}_{t-1}$                    | -0.325    | -3.084  |
| $\text{I864}_t$                      | 0.130     | 3.460   |
| $\text{D}_{1t}$                      | -0.148    | -7.607  |
| $\text{D}_{2t}$                      | -0.0162   | -0.799  |
| $\text{D}_{3t}$                      | -0.241    | -12.835 |
| Constante                            | 0.092     | 5.397   |

**-Etapa II. Restricciones adicionales:**  $\beta(\Delta^2 \text{pib}) = 0$ . Esta variable es eliminada de la ecuación.

---

estabilidad de Chow, véase Doornik & Hendry (1994) para una descripción detallada.

Contraste LR:  $\chi^2(2)=3.680$  [0.160].

| Etapa | Log-likelihood | SC     | H-Q    |
|-------|----------------|--------|--------|
| 2     | 227.131        | -6.121 | -6.362 |
| 1     | 228.973        | -6.113 | -6.373 |
| 0     | 228.979        | -6.050 | -6.331 |

**Contrastes para la reducción del modelo:**  
 Etapa 2  $\Rightarrow$  Etapa 1:  $\chi^2(1)=0.073$  [0.788]  
 Etapa 2  $\Rightarrow$  Etapa 0:  $\chi^2(2)=3.680$  [0.160]

| Ecuación   | F <sub>AR</sub> (5,49)                                | F <sub>H</sub> (14,39) | F <sub>ARCH</sub> (4,46) | $\chi^2_N(2)$ |
|--|---|------------------------|--------------------------|---------------|
| $\Delta limp_t$  | 0.577   | 0.680                  | 0.600                    | 1.147         |
|  | $\sigma(\Delta limp_t)=0.0354001$                     |                        |                          |               |
|  | <u>Evaluación en Predicción:</u>                      |                        |                          |               |
|  | (i) F(8,54)=0.514 [0.841], (ii) F(8,54)=0.420 [0.904] |                        |                          |               |
| (i),(ii) Ignorando y teniendo en cuenta incertidumbre paramétrica respectivamente. |   |                        |                          |               |

Concluida la etapa 2 la ecuación para las importaciones no admite nuevas reducciones siendo todos los parámetros significativos. Las dos restricciones contempladas en el modelo simplificado no son rechazadas por el contraste de la razón de verosimilitudes,  $\chi^2(2)=3.680$  [p-valor = 0.16], véase además el cuadro resumen 3.2.11, concluyéndose por tanto que el modelo condicional simplificado es una válida reducción del modelo VAR inicial. El modelo final estimado FIML sujeto a las restricciones impuestas en sus coeficientes viene dado por:

$$\begin{aligned} \Delta limp_t = & 0.095 - 0.227(\Delta limp_{t-1} + \Delta limp_{t-2}) - 0.991 \Delta^2 lpre_t - 1.239 \Delta^2 lpre_{t-1} - 0.836 \Delta lpre_{t-2} \\ & \quad \quad \quad (5.49) \quad \quad \quad (-2.33) \quad \quad \quad (-4.69) \quad \quad \quad (-4.33) \quad \quad \quad (-2.22) \\ & + 8.950 \Delta^2 lpib_{t-1} + 5.557 \Delta lpib_{t-2} - 0.272 EC_{t-1} + 0.144 I864_t - 0.146 D_{1t} - 0.004 D_{2t} - 0.2443 D_{3t} \\ & \quad \quad \quad (5.43) \quad \quad \quad (4.74) \quad \quad \quad (-2.65) \quad \quad \quad (3.83) \quad \quad \quad (-7.37) \quad \quad \quad (-0.24) \quad \quad \quad (-12.69) \end{aligned}$$

Todos los parámetros son significativos al nivel del 5% o superior, tienen los signos esperados y revelan elevadas elasticidades en las respuestas a movimientos tanto a corto y largo plazo del PIB. Las respuestas ante variaciones en los precios son bastante más modestas. La decisión de importaciones se realiza en función del PIB y de los precios relativos (PR) en  $t-2$ , si posteriormente el PIB y los PR se aceleran aumenta su efecto en las importaciones, si se mantiene el crecimiento de  $t-2$  no hay efecto adicional y si se desaceleran se corrige a la baja el efecto inicial. El mecanismo de corrección induce un 27% de ajuste en cada periodo, con los ajustes

intermedios capturados por los términos en diferencias. En el gráfico 3.2.5 se muestran los residuos estandarizados, el correlograma residual y su histograma y función de densidad. En ningún caso se evidencian síntomas de mala especificación como confirman los contrastes de diagnóstico en el cuadro 3.2.12. En el gráfico 3.2.6 puede verse que todos los parámetros estimados en la ecuación de demanda final se mantienen satisfactoriamente estables. Además, se muestran los errores de predicción con un periodo de antelación y los contrastes de estabilidad de Chow. Sólo en una ocasión el contraste es significativo al 5% (1994:2), sin embargo no al 1%, por lo que se puede considerar al modelo razonablemente estable. El comportamiento en predicción del modelo a corto plazo es bastante satisfactorio, véase gráfico 3.2.7. El comportamiento a medio y largo plazo puede evaluarse a partir de las predicciones de uno a ocho periodos hacia delante, gráfico 3.2.8. La calidad de las predicciones no se deteriora con el incremento del horizonte de predicción, conservando el modelo la estabilidad postmuestralmente. El PIB observado se ha sustituido por las predicciones realizadas por el modelo lineal I(1,1<sup>s</sup>) propuesto en M-E, lo que constituyen predicciones dinámicas directamente comparables a las realizadas por el modelo I, ya que se igualan los conjuntos de información que emplean ambos modelos (el PIB<sub>t</sub> no es conocido cuando se determinan las importaciones en t). Como puede observarse, sigue siendo factible realizar notables previsiones sobre la evolución dinámica de las importaciones en un horizonte de dos años.

En cuanto al modelo I su versión final simplificada se obtiene tras imponer un total de 16 restricciones. El modelo final viene representado por:

$$\begin{aligned} \Delta \text{limp}_t &= 0.09085 - 0.384(\Delta \text{limp}_{t-1} + \Delta \text{limp}_{t-2}) + 8.351 \Delta \text{lpib}_{t-1} - 3.081 \Delta \text{lpib}_{t-4} \\ &\quad - 0.982 \Delta \text{lpre}_t - 0.429 \Delta \text{lpre}_{t-1} - 0.209 EC_{t-1} + 0.148 I864_t - 0.142 D_{1t} \\ &\quad + 0.026 D_{2t} - 0.230 D_{3t} \\ \Delta \text{lpib}_t &= 0.0066 - 0.013(\Delta \text{limp}_{t-2} + \Delta \text{lpre}_{t-2}) - 0.021(\Delta \text{limp}_{t-4} + \Delta \text{lpre}_{t-4}) \\ &\quad + 1.292 \Delta \text{lpib}_{t-1} - 0.759 \Delta \text{lpib}_{t-2} + 0.277 \Delta \text{lpib}_{t-3} - 0.057 \Delta \text{lpre}_{t-3} + 0.026 EC_{t-1} \\ &\quad + 0.0046 I864_t + 0.0059 I812 - 0.009 D_{1t} - 0.011 D_{3t} \end{aligned}$$

El único problema de especificación de este modelo está relacionado con las malas

predicciones para el PIB que crean cierta inestabilidad en su ecuación fuera de la muestra en los periodos de predicción, principalmente durante 1995:1-1995:2. No obstante, la ecuación de importaciones muestra un adecuado comportamiento tanto en la muestra como en predicción a corto y largo plazo. A pesar de los graves problemas en predicción que presenta la ecuación del PIB, los valores observados y los ajustados convergen en la senda de largo plazo a su media incondicional. El modelo presenta por tanto buenas propiedades generales de medio y largo plazo, propiedad más deseable en un modelo econométrico trimestral.

Es el momento de abordar el problema de discriminar entre las dos ecuaciones de demanda de importaciones obtenidas a partir de ambas especificaciones. El criterio de ajuste no resulta de utilidad en la discriminación ya que la diferencia entre ambos modelos es despreciable. Los errores del modelo I tienen una desviación típica igual a 0.0347, y para el modelo III es de 0.0354. Tampoco el diagnóstico es de excesiva ayuda, dado que ambas ecuaciones son satisfactoriamente estables y representan adecuadamente a los datos. El número de parámetros es también similar, con una diferencia de sólo un parámetro a favor del modelo I. En cuanto a la predicción a corto plazo las diferencias son también insignificantes. El error cuadrático medio de las predicciones con un periodo de antelación es de 0.0213 para el modelo I, frente a 0.0208 para el modelo III. Con los pocos datos existentes no es factible hacer comparaciones en predicción a largo plazo, y ésta se irá viendo con el tiempo. En cualquier caso, la media de los errores cuadráticos medios obtenidos en las predicciones dinámicas son 0.0357 y 0.0287 para el modelo I y III respectivamente. En ambos casos son muy satisfactorios teniendo en cuenta que no son superiores al que se podría esperar a un horizonte de predicción de sólo un periodo. Por tanto, y dado que el modelo más complejo no muestra mejoras sobre el más sencillo, debe considerarse que para la estimación de la dinámica de corto plazo en este caso particular, el problema de variables omitidas es lo suficiente importante para ser tenido más en cuenta que las consecuencias de un inválido condicionamiento. La modelización de la ecuación del PIB en el sistema nos ha llevado a sobreparametrizar el VAR en exceso para conseguir una válida representación, lo que sin duda ha tenido efectos negativos en todo el proceso de su modelización. Sin embargo, hay que tener en cuenta que la estimación del largo plazo se ha realizado a partir del modelo general, considerando al PIB variable endógena, lo cual permite hacerlo de forma consistente.

La comparación con otros trabajos para la economía española no es fácil, ya que sería necesario que se estableciera con estudios basados en ecuaciones con estructura similar. En el caso de ecuaciones dinámicas no es factible realizar comparaciones sobre las especificaciones



de corto plazo, ya que éstas pueden envolver una gran diversidad en sus planteamientos. Además, se han de tener en cuenta los problemas derivados de la periodicidad de los datos, las distintas variables elegidas y la estructura particular de retardos especificada. No obstante, sí puede resultar aceptable realizar comparaciones sobre relaciones de largo plazo, en particular discutir sobre las elasticidades. En el caso de la elasticidad renta se ha estimado un valor superior a 3, siendo una de las más elevadas que se han obtenido hasta el momento en los trabajos para la economía española. En cuanto a los precios relativos, la elasticidad estimada se encuentra próxima en valor absoluto a 1.4, situándose también entre las más elevadas. Este resultado está en concordancia con los obtenidos en la literatura internacional, encontrándose elasticidades más elevadas cuando los precios relativos se establecen respecto a los precios industriales, que cuando se miden respecto al deflactor del PIB. En lo que respecta al efecto de la incorporación de España a la CEE, el fuerte crecimiento experimentado a partir de 1986 no viene explicado totalmente por las variables explicativas utilizadas, si bien puede recogerse mediante una variable artificial creada a tal fin que influye directamente en la función de corto plazo. La demanda de importaciones de largo plazo no se ha visto afectada por este acontecimiento, manteniéndose estables las elasticidades relevantes. A pesar de que en el marco multivariante analizado, el PIB no puede considerarse como una variable fuertemente exógena, una especificación condicional del corto plazo ha resultado de mayor utilidad. Puede que la estimación del corto plazo en la ecuación no sea totalmente correcta, pero la opción que considera al PIB como variable endógena no resulta superior y presenta también inconvenientes. Existe un elevado riesgo de mala especificación por haber omitido variables relevantes en la caracterización del PIB. Por ejemplo, esto se evidencia en que el debilitamiento producido en el año 95 no se puede explicar a partir del conjunto de información utilizado en este trabajo, y la ecuación del PIB muestra inestabilidad en estos periodos.

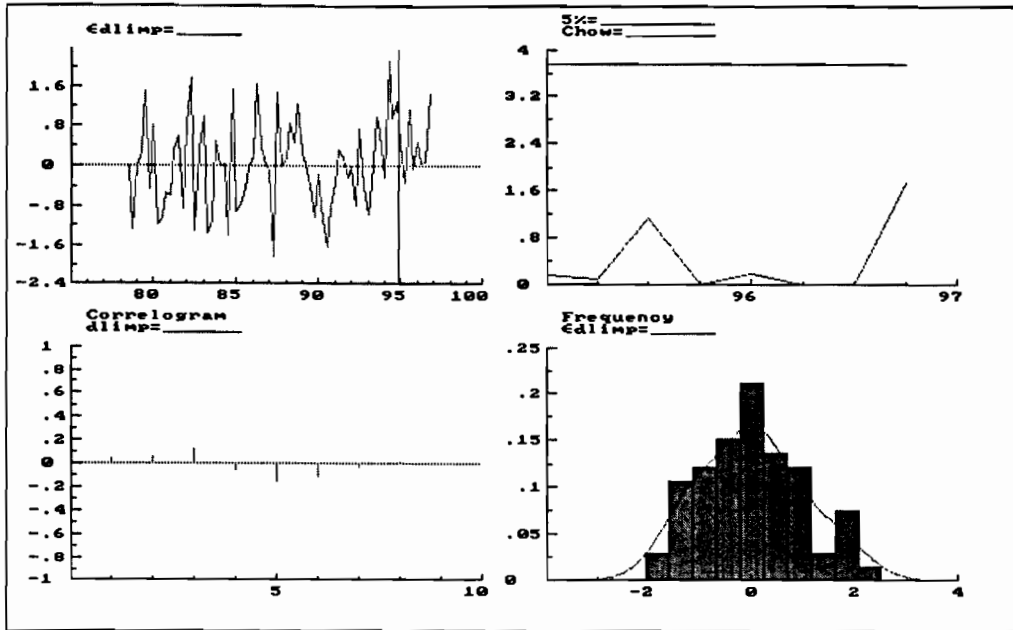


Gráfico 3.2.5. Evaluación residual para el modelo condicional III simplificado.

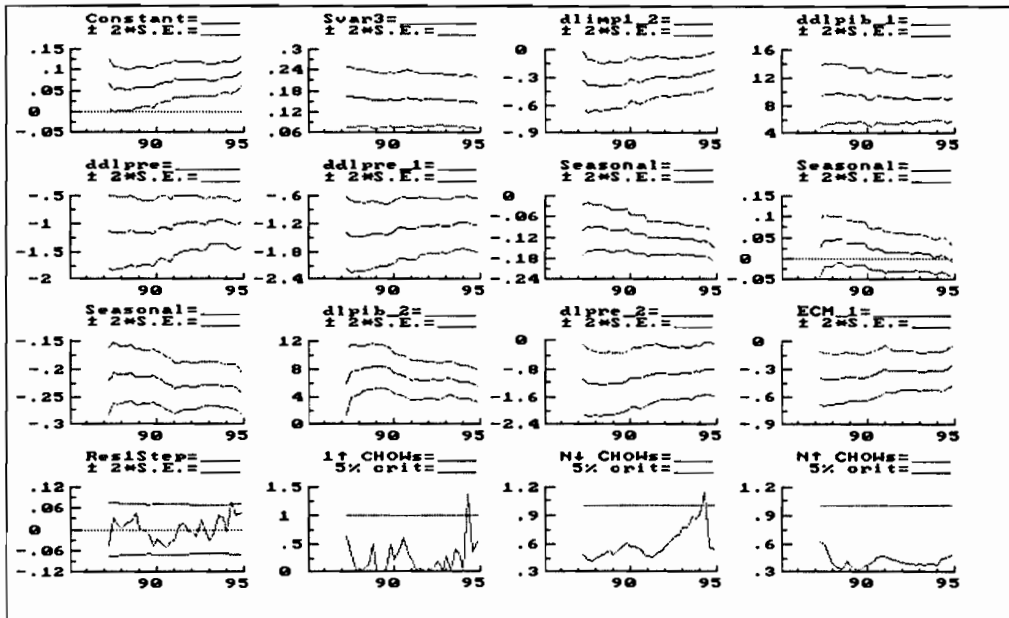


Gráfico 3.2.6. Evaluación de la dinámica de corto plazo. Modelo condicional III simplificado.

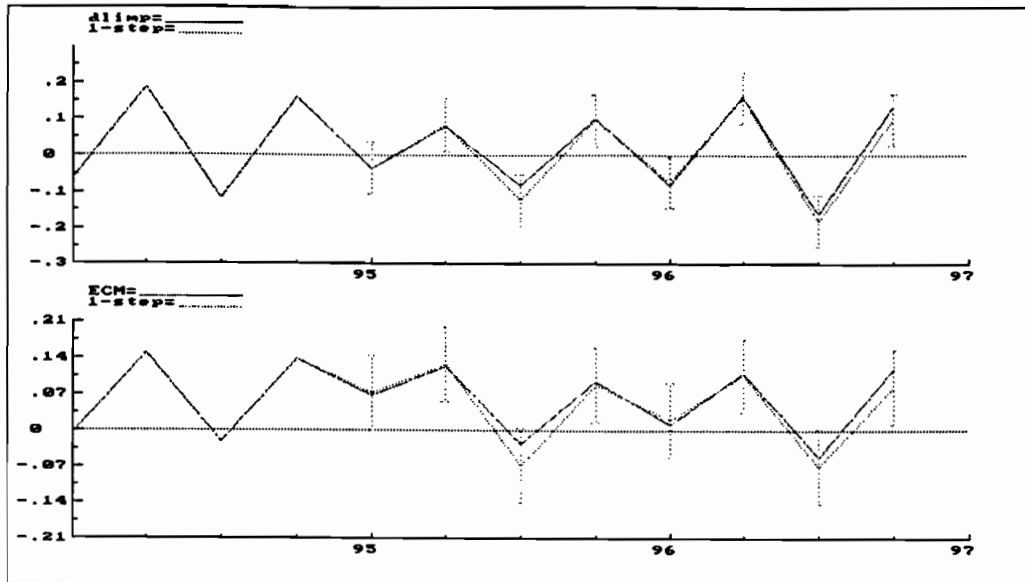


Gráfico 3.2.7. Predicciones un período hacia delante. Modelo condicional III simplificado.

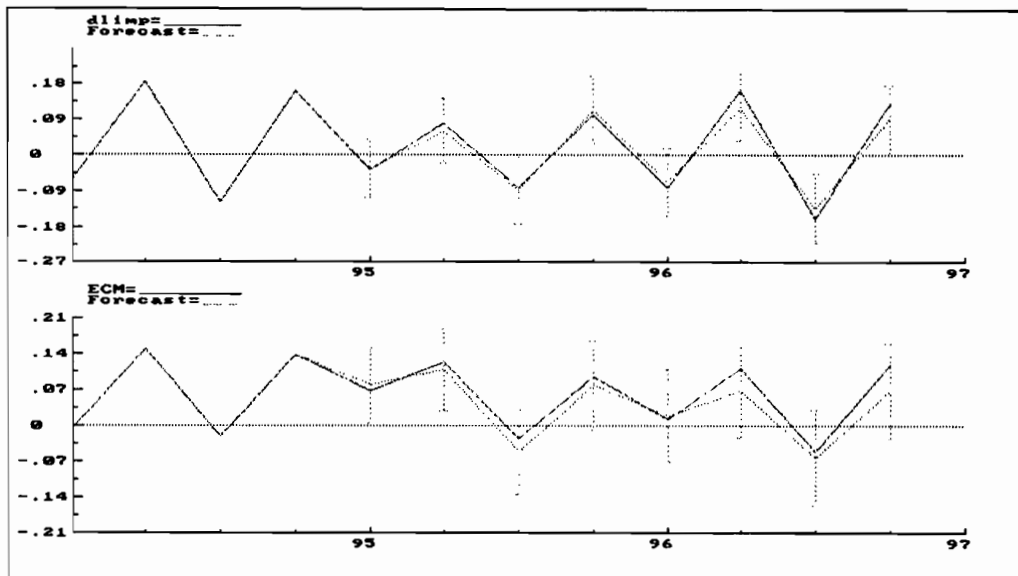


Gráfico 3.2.8. Predicciones dinámicas *reales* de 1 a 8 períodos hacia delante. Modelo condicional III simplificado.

### 3.3. Funciones de demanda de importaciones desagregadas.

Se construirán modelos VAR independientes para representar respectivamente las distintas categorías de importaciones no energéticas, según la desagregación propuesta. Como consecuencia del pequeño tamaño muestral con el que contamos ha sido necesario imponer restricciones que permitan una estimación con suficientes grados de libertad de los sistemas. Se supondrá que los precios relativos son fuertemente exógenos en el sentido discutido anteriormente. Esta hipótesis es teóricamente aceptable y se ha contrastado empíricamente a un nivel agregado, por lo que se

impondrá en todos los modelos VAR desagregados. Al igual que ocurrió en la estimación del modelo agregado, los estimadores de las elasticidades de largo plazo definitivos se obtienen a partir de un modelo que considera a la variable renta como variable endógena, independientemente de que la especificación final del corto plazo se haya obtenido o no a partir de asumir su exogeneidad.

Las importaciones de bienes de equipo se sitúan en los últimos años en torno a un 16% sobre el total de las importaciones españolas. A finales de los años 80 y principios de los 90 experimentaron un importante incremento relativo coincidiendo con el aumento de nuestras importaciones a países pertenecientes a la CE, llegando a situarse en cuotas próximas al 25% a finales de los 80. No obstante, a partir de 1992 se produce una importante desaceleración, siendo el componente más afectado por la última crisis y mostrando una gran sensibilidad al ciclo económico. Las distintas especificaciones que se han empleado en este trabajo para caracterizar a las importaciones de bienes de equipo incluyeron como variable representativa del nivel de actividad interior dos opciones, la primera a partir del PIB y la segunda utilizando la inversión en bienes de equipo. Los resultados obtenidos cuando se consideró a la inversión fueron notablemente inferiores, tanto en ajuste como en predicción a los que se obtuvieron con el PIB, por lo que ha sido ésta última la variable renta utilizada. Este resultado que a priori resulta contraintuitivo podría justificarse a partir de los errores de medida presentes en los datos trimestrales sobre inversión. La CNTR construye los datos por procedimientos de interpolación, con lo que deben existir importantes errores de medida (ver Guerrero (1997) y referencias allí citadas), pero éstos posiblemente son mayores en la inversión que en el PIB, pues éste último se estima por dos procedimientos diferentes –oferta y demanda– que se ajustan en una única estimación.

La decisión de desagregar los bienes de consumo se tomó a partir de que no se consiguió estimar una función satisfactoria para el agregado. Las elasticidades eran muy inestables en gran parte de la muestra, presentando incluso signos teóricamente incorrectos. Independientemente de esta situación, bienes muy heterogéneos pueden considerarse como de consumo, por lo que resulta de interés plantearse una desagregación parcial de los mismos al menos distinguiendo entre alimentos y no alimentos. Las importaciones de consumo no alimenticio también experimentaron un fuerte crecimiento a mediados de los ochenta siguiendo al fuerte crecimiento del PIB, aumentando su importancia relativa respecto del total de las importaciones. Actualmente su cuota se sitúa alrededor de un 17%. Los modelos empleados para representar este componente incluyeron al PIB o al consumo como variables de nivel. Los resultados que se obtuvieron a partir del PIB fueron significativamente inferiores a los extraídos a partir del consumo privado, por lo que será éste el

referente de variable de nivel considerado.

Las importaciones de consumo alimenticio también han aumentado progresivamente su cuota desde mediados de los ochenta, si bien siguen siendo el componente menos importante. Al igual que para los bienes no alimenticios, las especificaciones empleadas para su caracterización incluyeron al PIB o al consumo privado. Cuando se empleó el PIB se obtuvo un ajuste ligeramente superior, pero el modelo presentaba síntomas de inestabilidad, tanto en la estimación del largo plazo como en el corto. Estos problemas llevaron a considerar más adecuada la utilización del consumo privado. En este caso además de incluirse los precios relativos (cociente entre el IVU y el IPRI de bienes de consumo), se plantearon formulaciones adicionales añadiendo los precios percibidos por los agricultores como variable exógena en el modelo, si bien esta variable no resultó significativa.

En cuanto a los bienes intermedios, son el componente más importante situándose en torno de un 58% sobre el total de las importaciones españolas en términos de volumen. A mediados de los años ochenta, coincidiendo con la incorporación de España en la CEE, experimentaron progresivamente una pérdida relativa, en términos de cuota en torno a un 10%, que en una buena parte no se ha recuperado y que ha sido absorbida en su mayor parte por las importaciones de bienes de consumo. Las importaciones de bienes intermedios fueron las que sufrieron una menor aceleración en la segunda mitad de los ochenta, pero también las que menos se han visto afectadas por la última crisis. La evolución de su crecimiento es más firme, si bien también presentan rupturas en su tendencia en fechas próximas a las de la serie del PIB.

### 3.3.1. Comentarios iniciales del proceso de modelización.

El proceso para estimar las ecuaciones de demanda desagregadas de importaciones se realizará de forma análoga que para el agregado, siguiendo la estrategia de lo general a particular, pero partiendo de un modelo condicional sobre los precios relativos. Para cada uno de los modelos se ha seguido el siguiente proceso de elaboración:

1. Especificación y estimación de un modelo VAR no restringido  
(Contrastes de simplificación dinámica, Contrastes de especificación)  
↓
2. Un modelo VAR simplificado  
(Contrastes de exogeneidad débil, Contrastes de causalidad, Contrastes de especificación)  
↓
3. Un modelo VAR condicional  
(Contrastes de simplificación dinámica, Contrastes de especificación)  
↓
4. Un modelo reducido  
(Contrastes de especificación para validar el modelo)

Esta vez se omitirán los resultados intermedios, su incorporación aumentaría notablemente el volumen del trabajo ya de por sí muy elevado. No obstante, todos los resultados de evaluación en las distintas fases del proceso, así como distintos aspectos específicos de cada uno de los modelos VAR estimados, están disponibles solicitándolos a los autores. Por tanto, se centrará el interés en aquellos aspectos que se consideran más relevantes.

A través de los criterios de información y contrastes descritos anteriormente, se ha determinado el orden autoregresivo necesario para cada uno de los modelos, estimándose el valor de  $k$  en 4, 5, 3, 4 para los bienes de equipo, de consumo no alimenticios, alimenticios e intermedios respectivamente. Las variables artificiales adicionales incorporadas en cada modelo figuran en el Anexo 1 y a todas se les ha asignado un carácter no restringido.

Las correlaciones iniciales que se obtuvieron entre los residuos de las ecuaciones en cada uno de los modelos son muy modestas, inferiores a 0.17 salvo en el caso de los bienes de equipo. Para este componente se estima la correlación entre los errores de la ecuación del PIB y de las importaciones en 0.49. Esto puede ser un indicio de la existencia de relación contemporánea entre estas variables. Es posible que las importaciones dependan del PIB, viceversa o ambas cosas, no obstante el análisis de la primera situación es la que más nos interesa. Podría tener interés plantearse una expresión condicional, si fuese factible, o bien un modelo estructural.

Los únicos problemas que presentan los modelos iniciales son relativos a la incapacidad que muestran para predecir el debilitamiento del PIB durante 1995, sobreprediciendo considerablemente, lo cual convierte a las ecuaciones para el PIB en los modelos para bienes intermedios y de equipo en inestables fuera de muestra. Este hecho podría esperarse dado que ya apareció en la modelización del agregado. Sin embargo, tampoco en este caso los problemas se transmiten a las ecuaciones de importaciones, si bien vuelven a sugerir que podría ser más adecuada una formulación condicional o, simplemente, que el modelo construido conociendo los valores retardados del PIB se deteriora cuando hay que predecirlos.

### **3.3.2. Análisis de Cointegración. Formulaciones restringidas.**

El estudio sobre la existencia de relaciones de cointegración se realizará a partir de los sistemas estimados utilizando la metodología de Johansen, y adicionalmente en un contexto uniecuacional como se efectuó para el agregado. En el cuadro 3.3.1 se muestran los resultados de los contrastes para cada uno de los modelos. Todos los resultados obtenidos permiten mantener la

hipótesis de existencia de una única relación de cointegración, no existiendo indicios de relaciones adicionales. En el cuadro 3.3.2 se muestran los vectores de cointegración estimados en el marco multivariante y los pesos con los que entran en cada una de las ecuaciones, recordando que la restricción de exogeneidad fuerte de los precios permite su no modelización en el sistema, suponiendo además que no responde a las desviaciones de la relación de largo plazo. Todos los parámetros estimados presentan el signo teóricamente correcto. En el Anexo 1 se muestran las estimaciones de las elasticidades y los contrastes sobre la existencia de una relación estable de largo plazo a partir de un enfoque uniecuacional dinámico. Los resultados para las diferentes elasticidades son muy similares a los que se obtuvieron a partir de la metodología de Johansen, no siendo en ningún caso las diferencias significativas desde un punto de vista estadístico. La mayor discrepancia se produce para la elasticidad precio para los bienes intermedios, que se estima en 1.19 frente al 1.57 obtenido a partir del enfoque multivariante. En este caso, a efectos empíricos para decidir entre ambos vectores, se estimó el corto plazo incluyendo ambos mecanismos de corrección. El modelo para los bienes intermedios mejoraba en ajuste cuando se utilizó el mecanismo estimado a partir de la metodología de Johansen, por lo que como para el resto de modelos fue éste el que se consideró como definitivo. La estimación final del largo plazo para cada uno de los modelos se realiza en un contexto multivariante considerando a las variables renta como endógenas.

| Cuadro 3.3.1. Contrastes sobre el rango de cointegración. |             |                 |          |
|---|-------------|-----------------|----------|
| $H_0 = r \leq r$  |             |                 |          |
| I   | $\lambda_1$ | $\lambda_{max}$ | Traza    |
| <i>Import. De bienes de Equipo</i>                        |             |                 |          |
| 0   | 0.356       | 22.89**         | 25.19**  |
| 1   | 0.043       | 2.30            | 2.30     |
| <i>Import. De bienes de consumo no alimenticios</i>       |             |                 |          |
| 0   | 0.279       | 17.28*          | 18.01*   |
| 1   | 0.012       | 0.730           | 0.730    |
| <i>Import. De bienes de consumo alimenticios</i>          |             |                 |          |
| 0   | 0.376       | 24.998**        | 28.008** |
| 1   | 0.055       | 3.009           | 3.009    |
| <i>Import. De bienes intermedios</i>                      |             |                 |          |
| 0   | 0.296       | 18.28**         | 20.65**  |
| 1   | 0.045       | 1.57            | 0.51     |

Las elevadas elasticidades respecto a la renta que se han obtenido revelan la importancia de la posición cíclica de esta variable en la determinación de las importaciones. Así mismo, reflejan distintas respuestas a largo plazo de cada una de las categorías de importaciones contempladas ante variaciones de los precios y del ingreso, véase el cuadro resumen 3.3.3.

| <b>Cuadro 3.3.2. Estimadores de <math>\alpha</math> y <math>\beta</math> bajo <math>r=1</math>.</b> |             |             |             |
|---|-------------|-------------|-------------|
| <i>Import. de bienes de equipo</i>  |             |             |             |
| <b>Var.</b>   | <b>limp</b> | <b>lpib</b> | <b>lpre</b> |
| $\beta$   | 1           | -2.784      | 2.382       |
| $\alpha$  | -0.471      | 0.005       | -----       |
| <i>Import. de bienes de consumo no alimenticios</i>   |             |             |             |
| <b>Var.</b>   | <b>limp</b> | <b>lcpr</b> | <b>lpre</b> |
| $\beta$   | 1           | -4.902      | 2.585       |
| $\alpha$  | -0.221      | 0.008       | -----       |
| <i>Import. de bienes de consumo alimenticios</i>  |             |             |             |
| <b>Var.</b>   | <b>limp</b> | <b>lcpr</b> | <b>lpre</b> |
| $\beta$   | 1           | -4.761      | 0.799       |
| $\alpha$  | -0.247      | 0.002       | -----       |
| <i>Import. de bienes intermedios</i>  |             |             |             |
| <b>Var.</b>   | <b>limp</b> | <b>lpib</b> | <b>lpre</b> |
| $\beta$   | 1           | -2.473      | 1.569       |
| $\alpha$  | -0.165      | 0.011       | -----       |

| <b>Cuadro 3.3.3. Resumen de Elasticidades.</b> |                 |                     |                |                     |                  |
|--|-----------------|---------------------|----------------|---------------------|------------------|
|  | <b>Agregada</b> | <b>Desagregadas</b> |                |                     |                  |
|  |                 | <b>Interm.</b>      | <b>Capital</b> | <b>No alimentos</b> | <b>Alimentos</b> |
| <b>Precios</b>                                 | -1.39           | -1.57               | -2.38          | -2.59               | -0.80            |
| <b>Renta</b>                                   | 3.16            | 2.47                | 2.78           | 4.90*               | 4.76*            |

(\*)Respecto al consumo privado.

En el marco multivariante que el que todavía nos encontramos pueden plantearse simplificaciones adicionales, si el PIB y el consumo privado pudiesen considerarse variables fuertemente exógenas. En el caso de los bienes de equipo, el bajo coeficiente estimado para el peso del vector de cointegración en la ecuación del PIB sugiere que esta variable podría ser débilmente exógena. Si se realiza un contraste formal sobre esta hipótesis se obtiene un estadístico  $\chi^2(1)=1.34$ , con un p-valor asociado de 0.25, no pudiendo ser por tanto rechazada. Por otra parte, para validar la exogeneidad fuerte del PIB se necesita contrastar la hipótesis de que las importaciones de bienes de equipo no causan en sentido de Granger al PIB. El contraste



tiene un estadístico  $\chi^2(4)=16.29^{**}$ , por lo que se rechaza con holgura esta hipótesis. El PIB puede considerarse débilmente exógeno, pero una especificación condicional cuando entre los objetivos del modelo se encuentra la predicción no sería correcta. No obstante, como ya se discutió ampliamente en el proceso de especificación para la función de demanda agregada, considerar al PIB variable endógena también presenta problemas. En este caso resultó más complicado elegir entre ambas especificaciones. En lo relativo a predicción real a corto plazo no existen diferencias entre ambas opciones<sup>21</sup>. Por otra parte, el modelo final que se obtiene cuando se incorpora la ecuación del PIB, presenta los problemas de inestabilidad comentados anteriormente durante 1995. Finalmente se optó de nuevo por un modelo condicional sobre el PIB en la estimación del corto plazo para este componente.

Para los bienes de consumo no alimenticio, el contraste sobre la exogeneidad débil del consumo privado está basado en un estadístico  $\chi^2(1)= 6.09^{**}$ , rechazándose esta hipótesis. También se rechaza que las importaciones no causen en sentido de Granger al consumo privado a un nivel de significación próximo al 5%. En este caso, al contrario de lo que ocurría con el modelo agregado, el consumo privado puede predecirse satisfactoriamente a partir de las variables consideradas. Este hecho ocasiona que el modelo construido a partir de considerarlo como variable endógena tenga mejores propiedades, independientemente de que el resultado del contraste de exogeneidad débil pudiera ser o no discutido en este caso. Por tanto, el modelo final que caracterizará a las importaciones de bienes de consumo no alimenticios incluirá una ecuación para el consumo privado.

En lo que se refiere a los bienes de consumo alimenticios, la hipótesis sobre la exogeneidad débil del consumo privado no puede ser rechazada, resultando en este caso un estadístico  $\chi^2(1)=0.802$  con un p-valor asociado igual a 0.370. Por otra parte, tampoco puede rechazarse la hipótesis de que las importaciones de alimentos no causen al consumo privado a partir de un estadístico  $\chi^2(2)=2.022$ , con un p-valor asociado igual a 0.364. Los resultados obtenidos no reflejan dudas sobre la validez de una nueva reducción condicional en este caso.

Finalmente para los bienes intermedios, el contraste sobre exogeneidad débil está basado nuevamente en un estadístico  $\chi^2(1)= 9.13^{**}$ , rechazándose esta hipótesis con amplio margen. Igualmente se rechaza que las importaciones no causen al PIB en sentido de Granger a partir de un estadístico  $\chi^2(4)= 29.33^{**}$ . A la vista de estos resultados la situación que se plantea es similar

---

<sup>21</sup>Las malas predicciones que se realizan para el PIB cuando este es endógeno en el periodo de evaluación, años 95-96, condicionan notablemente los resultados. Cuando el periodo de evaluación se inicia un año antes, en 1993:4, los resultados en

a la que se obtuvo en la estimación de la función agregada, y todo lo que se discutió entonces puede extenderse a este caso. También la solución final adoptada pasa por abandonar el enfoque multivariante en la determinación del corto plazo y formular un modelo uniecuacional condicional sobre el PIB. Además, la estimación del modelo uniecuacional a partir de variables instrumentales tampoco será considerada porque el efecto contemporáneo del PIB no es significativo en la ecuación, eliminándose dicha variable en el proceso de reducción. Esto volverá a implicar que el PIB es débilmente exógeno para los parámetros del corto plazo.

### 3.3.3. Modelos VAR simplificados

El proceso de reducción para cada uno de los modelos se llevará a cabo de forma análoga al que se realizó para el agregado, secuencialmente y en todo momento coherente con los datos. Para los bienes de equipo el proceso concluye en un total de cuatro etapas partiendo del modelo restringido condicional obtenido, estableciéndose un total de siete restricciones. El modelo final estimado (RFIML) sujeto a las restricciones impuestas en sus coeficientes viene dado por:

$$\Delta \text{limp}_t = -0.094 - 0.221(\Delta \text{limp}_{t-1} + \Delta \text{limp}_{t-2} + \Delta \text{limp}_{t-3}) + 18.503 \Delta \text{lpib}_t + 8.805 \Delta \text{lpib}_{t-2} - 1.080 \Delta \text{lpre}_t - 0.650 EC_{t-1} - 0.142 I833_t - 0.153 D_{1t} - 0.0349 D_{2t} - 0.213 D_{3t}$$

(-1.78)
(-2.52)
(6.30)
(3.55)  
(-2.61)
(-4.80)
(-2.27)
(-3.78)
(-1.33)
(-5.15)

Todos los parámetros tienen signos razonables y muestran respuestas mucho más elevadas a movimientos a corto plazo en el PIB que las estimadas para el total de las importaciones. Las desviaciones sobre la demanda de largo plazo se corrigen rápidamente, el mecanismo de corrección induce un 65% de ajuste en cada periodo, frente a tan sólo un 25% que se obtuvo para la función agregada. A largo plazo sin embargo son los precios los que reflejan importantes diferencias. La elasticidad precios para las importaciones de bienes de equipo es muy elevada, próxima a 2.4, muy superior a 1.4 que se obtuvo para el total de las importaciones. En el gráfico A2.1 del Anexo 2 se muestran los residuos estandarizados, el correlograma residual y su histograma y función de densidad. En el A2.2 se muestran los residuos de predicción un periodo hacia delante, los contrastes de estabilidad de Chow y los estimadores recursivos de los parámetros del modelo final, mostrándose satisfactoriamente estable. En ningún caso aparecen síntomas de mala especificación como confirman además los contrastes de diagnóstico del cuadro 3.3.8. En cuanto al diagnóstico

---

predicción son superiores a todos los horizontes para la especificación que considera endógeno al PIB.

relativo a predicción, este confirma la estabilidad del modelo y su evolución puede seguirse en los gráficos A2.3 y A2.4 a corto y medio-largo plazo respectivamente.

| Cuadro 3.3.8. Contrastes de validación. -Importaciones de bienes de Equipo-. Modelo VAR simplificado. Estimación FIML, período muestral 1981:1-1994:4. |                        |                       |                          |                                 |
|--|------------------------|-----------------------|--------------------------|---------------------------------|
| Ecuación   | F <sub>AR</sub> (4,30) | F <sub>H</sub> (24,9) | F <sub>ARCH</sub> (4,26) | χ <sup>2</sup> <sub>N</sub> (2) |
| Δlimp <sub>t</sub>   | 2.386                  | 0.2437                | 0.689                    | 0.141                           |
| Evaluación en Predicción:  |                        |                       |                          |                                 |
| (i) F(8,34)=0.634 [0.744], (ii) F(8,34)=0.553 [0.808]  |                        |                       |                          |                                 |
| σ(Δlimp <sub>t</sub> )=0.0563  |                        |                       |                          |                                 |

El efecto de la incorporación de España a la CE puede ser recogido por el repunte del crecimiento del PIB en estos periodos, por lo que no se ha producido un cambio estructural. Esta variable es especialmente significativa a corto plazo, bastante más que en la ecuación de demanda agregada. Sin embargo, el mismo efecto dinámico que propició la ganancia de cuota en la expansión de mediados de los ochenta, ha sido el causante de su importante caída posterior durante la crisis de los noventa, esta vez en respuesta a las elevadas tasas negativas de crecimiento del PIB en esta fase.

En el caso de los bienes de consumo no alimenticios, el modelo está más parametrizado debido a que se han utilizado más retardos y además incluye una ecuación adicional. El proceso de reducción se concluye en cuatro etapas imponiendo un total de quince restricciones. Todos los parámetros del modelo son significativos al nivel de significatividad habitual del 5%. El modelo final estimado (RFIML) sujeto a las restricciones que se han impuesto en sus coeficientes viene dado por:

$$\begin{aligned} \Delta \text{limp}_t &= 0.051 - 0.416 \Delta \text{limp}_{t-1} + 16.141 \Delta \text{lcp}_{t-1} - 8.291 \Delta \text{lcp}_{t-2} - 1.078 \Delta \text{lpre}_t \\ &\quad (1.89) \quad (-3.52) \quad (4.73) \quad (-2.38) \quad (-2.43) \\ &\quad + 0.782 (\Delta \text{lpre}_{t-2} + \Delta \text{lpre}_{t-3}) + 0.188 (\Delta \text{limp}_{t-3} + \Delta \text{limp}_{t-4}) - 0.243 EC_{t-1} \\ &\quad (2.28) \quad (2.01) \quad (-3.32) \\ &\quad + 0.186 I864_t - 0.205 I872_t - 0.080 D_{1t} - 0.033 D_{2t} - 0.127 D_{3t} \\ &\quad (2.88) \quad (-3.93) \quad (-1.53) \quad (-1.25) \quad (-2.68) \\ \Delta \text{lcp}_{t-1} &= 0.00149 - 0.0086 \Delta \text{limp}_{t-2} + 1.376 \Delta \text{lcp}_{t-1} - 0.347 \Delta \text{lcp}_{t-2} - 0.466 \Delta \text{lcp}_{t-3} \\ &\quad (2.02) \quad (-2.10) \quad (12.19) \quad (-2.09) \quad (-2.98) \\ &\quad + 0.278 \Delta \text{lcp}_{t-4} - 0.026 (\Delta \text{lpre}_{t-1} + \Delta \text{lpre}_{t-2}) + 0.0049 EC_{t-1} + 0.0092 I861_t \\ &\quad (2.82) \quad (-2.34) \quad (2.16) \quad (4.19) \\ &\quad 0.0060 I864_t - 0.0074 I872_t - 0.0009 D_{1t} + 0.0007 D_{2t} - 0.0025 D_{3t} \\ &\quad (2.76) \quad (-4.42) \quad (0.70) \quad (0.89) \quad (-2.16) \end{aligned}$$

Ambas ecuaciones responden a las desviaciones de la relación de equilibrio de largo plazo. El

mecanismo de corrección induce un 23% de ajuste en cada periodo para las importaciones. Si se transforma la ecuación en niveles, puede comprobarse que el efecto relativo de los precios en el corto plazo implica una respuesta acumulada prácticamente nula después de un año, por lo que las importaciones responden muy lentamente a las variaciones en los precios. Las decisiones de los agentes sobre la demanda de este tipo de bienes simplemente son aplazadas en el corto plazo, pero no cambian ante una variación de los precios. No obstante, el efecto a largo plazo es muy elástico (2.6). En el gráfico A2.5 se muestran los residuos estandarizados, correlogramas residuales, además de sus respectivos histogramas y funciones de densidad para las ecuaciones de  $\Delta \text{limp}_t$  y  $\Delta \text{lcpr}_t$  respectivamente. En ningún caso aparecen síntomas de mala especificación como muestran además los contrastes de diagnóstico en el cuadro 3.3.9. En el gráfico A2.6 se muestran los contrastes recursivos usuales para comprobar la estabilidad del sistema, mostrándose en todo momento satisfactorio. El comportamiento en predicción del modelo puede seguirse a partir de los gráficos A2.7 y A2.8 a corto y medio-largo plazo respectivamente. Las predicciones obtenidas son muy notables y su calidad no se deteriora con el incremento del horizonte de predicción, confirmando la estabilidad del modelo. El efecto de la incorporación de España en la CEE no puede venir explicado por las variables que intervienen en el modelo. Dos variables artificiales se han creado a tal fin para incorporar los posibles efectos, influyendo directamente en el corto plazo. El consumo privado experimentó dos bruscos acelerones en el primer y cuarto trimestre del 86; para las importaciones sólo es especialmente significativa la subida brusca de 1986:4, como ocurrió con el agregado. Para este componente de importaciones se han obtenido las elasticidades más elevadas, tanto respecto de la renta como de los precios, lo cual ha sido un resultado habitual que se ha obtenido también en la literatura internacional.

| Cuadro 3.3.9. Contrastes de validación. - B. de consumo no ali.-. Modelo simplificado. Estimación FIML restringida, período muestral 1981:1-1994:4.  |                |            |                  |               |
|--|----------------|------------|------------------|---------------|
| Ecuación   | $F_{AR}(4,26)$ | $F_H(.,.)$ | $F_{ARCH}(4,22)$ | $\chi^2_N(2)$ |
| $\Delta \text{limp}_t$   | 2.522          | .....      | 1.098            | 3.210         |
| $\Delta \text{lcpr}_t$   | 1.607          | .....      | 1.023            | 1.567         |
| $VF_{AR}(16,58)=0.925$ [0.546]<br>$VF_H(90,6)=0.288$ [1.00]<br>$V\chi^2_N(4)=4.691$ [0.321]<br>$\sigma(\Delta \text{limp}_t)=0.06006$ , $\sigma(\Delta \text{lcpr}_t)=0.001902$<br><u>Evaluación en Predicción:</u><br>(i) $F(16,35)=0.391$ [0.976], $F(16,35)=0.337$ [0.989]<br>Correlación de los residuos: $\rho(\Delta \text{limp}_t, \Delta \text{lcpr}_t)=0.063$ |                |            |                  |               |

Para los bienes de consumo alimenticios, el proceso de reducción concluye en cuatro etapas con un total de cinco restricciones. La expresión final de la ecuación viene dada por:

$$\Delta \text{limp}_t = 0.283 - 0.209 \Delta \text{limp}_{t-2} + 5.850 \Delta \text{lcpr}_t - 1.231 \Delta \text{lpre}_t - 0.300 EC_{t-1} - 0.2191 I833_t - 0.2392 I852 - 0.5564 D_{1t} - 0.1810 D_{2t} - 0.3851 D_{3t}$$

(9.54)
(-2.02)
(3.35)
(-5.18)
(-2.67)
(-3.62)

(-2.88)
(-10.45)
(-4.43)
(-8.65)

El mecanismo de corrección induce un 30% de ajuste por periodo. Las respuestas a corto plazo sólo son significativas con carácter instantáneo ante las variaciones del consumo y de los precios relativos. Los contrastes usuales de validación muestran que el modelo es una representación satisfactoria de los datos, véase el cuadro 3.3.10 y gráfico A2.9. Además muestra una estructura estable como refleja la estimación recursiva de los parámetros de corto plazo, los contrastes de estabilidad de Chow y los errores un periodo hacia delante, véase el gráfico A2.10. En cuanto al diagnóstico relativo a predicción, si bien confirma la estabilidad del modelo, no mantiene la calidad que se ha obtenido en los otros modelos, como reflejan las predicciones un periodo hacia delante y de las predicciones dinámicas hasta dos años hacia delante en los gráficos A2.11 y A2.12 respectivamente. La incorporación de España a la CE no ha supuesto un cambio estructural para este componente. El incremento de las importaciones en esta fase viene explicado en su mayor parte por el acelerón que se produce en el consumo privado. Para este modelo se ha obtenido el peor ajuste con una desviación típica del 7%, siendo el componente más irregular. En Bonilla (1978) ya se evidenciaron los problemas para especificar una ecuación para este tipo de importaciones. En este trabajo se emplearon una gran variedad de variables explicativas, en las que se incluyeron por ejemplo el producto agrícola, el deflactor del consumo, el coste de vida, los precios percibidos por los agricultores entre otras. No se obtuvieron resultados satisfactorios y se abandonó la frecuencia trimestral a favor de una ecuación de carácter anual que resultó también poco satisfactoria. Bonilla pone además de manifiesto la importancia de las decisiones administrativas en la realización de una gran parte de estas importaciones, lo que dificulta enormemente su especificación especialmente a partir de datos trimestrales especialmente para datos anteriores a 1986.

| Cuadro 3.3.10. Contrastes de validación. -B. de consumo al.-. Modelo simplificado. Estimación FIML, período muestral 1981:1-1994:4. |                        |                        |                          |                                 |
|---|------------------------|------------------------|--------------------------|---------------------------------|
| Ecuación  | F <sub>AR</sub> (4,34) | F <sub>H</sub> (18,19) | F <sub>ARCH</sub> (4,30) | χ <sup>2</sup> <sub>N</sub> (2) |
| Δlimp <sub>t</sub>  | 1.464                  | 0.354                  | 1.102                    | 0.837                           |
| Evaluación en Predicción:   |                        |                        |                          |                                 |
| (i) F(8,38)=1.198 [0.326], F(8,38)=1.019 [0.438]  |                        |                        |                          |                                 |
| σ(Δlimp <sub>t</sub> )=0.071399   |                        |                        |                          |                                 |

Finalmente para los bienes intermedios, la reducción incorpora un total de tres restricciones y se realiza en tres etapas. Los contrastes de especificación para el modelo final no son en ningún caso significativos como refleja el cuadro 3.3.11. En el gráfico A2.13 se muestran los residuos estandarizados, el correlograma, función de densidad e histograma residual, además de contrastes de predicción de Chow para un periodo hacia delante. El modelo puede considerarse razonablemente estable como reflejan los gráficos A2.14. La estimación final (RFIML) sujeta a las restricciones que se han impuesto a los coeficientes viene dada por:

$$\begin{aligned} \Delta \text{limp}_t = & 0.089 - 0.391(\Delta \text{limp}_{t-1} + \Delta \text{limp}_{t-2}) + 6.175 \Delta^2 \text{lpib}_{t-1} + 5.125 \Delta^2 \text{lpib}_{t-2} + 2.672 \Delta \text{lpib}_{t-3} \\ & - 0.806 \Delta^2 \text{lpre}_t - 1.308(\Delta^2 \text{lpre}_{t-1} + \Delta^2 \text{lpre}_{t-2}) - 0.958 \Delta \text{lpre}_{t-3} - 0.152 EC_{t-1} + 0.136 I 864_t \\ & + 0.110 I 924_t - 0.096 D_{1t} + 0.035 D_{2t} - 0.230 D_{3t} \end{aligned}$$

Todos los parámetros de la estructura de corto plazo se mantienen razonablemente estables como reflejan sus estimaciones recursivas en los gráficos A2.15. El mecanismo de corrección sólo induce un 15% de ajuste en cada periodo, significativamente inferior a los que se obtuvieron para los otros modelos. La dinámica de corto plazo es muy similar a la que se estimó para el agregado, si bien en este caso la decisión de importaciones se realiza en función del PIB y los PR en t-3, corrigiéndose los efectos al alza o a la baja en virtud del signo de la aceleración posterior de ambas variables. Las elasticidades obtenidas también son similares a las que se obtuvieron para el modelo agregado, lo cual es razonable dado que las importaciones de bienes intermedios son el principal componente. El modelo presenta buenas propiedades en predicción como reflejan los gráficos A2.16 y A2.17, exceptuando el dato para 1995:2. Esta situación parece tener un carácter puntual y no afecta al resto de las predicciones. El incremento de las importaciones ocurrido en esta fecha no está en sintonía

con las tasas publicadas para el PIB a partir del segundo trimestre del año 1995. No obstante, el INE en la publicación para la CNT correspondiente al segundo trimestre del 1997 corrige significativamente los datos de estas fechas al alza. Así los datos para 1995:2 y 1995:3 se elevan un 0.25%. Esto tiene consecuencias directas en la predicción sobre todo para 1995:3, ya que en el segundo caso se produce cierta compensación debido a los coeficientes de la ecuación. Cuando esta información se incorpora al modelo, la predicción para 1995:3 mejora significativamente, permaneciendo dentro de las bandas de confianza. Es importante señalar que el importante aumento de estas importaciones, como consecuencia del ingreso de España en la CEE no puede venir explicado por las variables consideradas por lo que ha supuesto un cambio estructural, debiéndose crear una variable artificial con este fin.

| Cuadro 3.3.11. Contrastes de validación.- Importaciones de bienes Intermedios-Modelo simplificado. Estimación FIML restringida, período muestral 1981:1-1994:4. |                |              |                  |               |
|---|----------------|--------------|------------------|---------------|
| Ecuación  | $F_{AR}(4,33)$ | $F_H(18,18)$ | $F_{ARCH}(4,29)$ | $\chi^2_N(2)$ |
| $\Delta \text{limp}_t$  | 0.236          | 0.438        | 0.745            | 0.296         |
| $\sigma(\Delta \text{limp}_t) = 0.032406$   |                |              |                  |               |
| <u>Evaluación en Predicción:</u>  |                |              |                  |               |
| (i) $F(8,37) = 1.449$ [0.209], (ii) $F(8,37) = 1.067$ [0.407]   |                |              |                  |               |

Hasta este momento, la desagregación se ha justificado a partir del interés por realizar un seguimiento cuantitativo de cada componente, con la obtención de elasticidades y repuestas dinámicas significativamente distintas para cada uno de ellos. No obstante, todavía podría ser factible utilizar las predicciones obtenidas para los componentes para mejorar la predicción del agregado. Dado que se disponen de muy pocas observaciones, resulta imposible realizar un análisis exhaustivo para comparar las predicciones, y éste deberá seguirse cuidadosamente con el paso del tiempo. No obstante, si puede realizarse una modesta comparación utilizando las predicciones con un periodo de antelación obtenidas para los años 95 y 96. El análisis se ha realizado recuperando las predicciones de cada una de las variables de importaciones en niveles. La raíz cuadrada del error cuadrático medio (RECM) para la predicción con un periodo de antelación del total de importaciones a partir del modelo agregado es igual a 93288.90, cuando la predicción se obtiene como suma de las componentes el RECM toma un valor de 67772.11. Los resultados obtenidos sugieren que la desagregación propuesta podría ser de utilidad en la predicción del agregado.

#### **4. Conclusiones.**

En este trabajo se ha mostrado que es factible la modelización econométrica desagregada por destino económico de los bienes para las importaciones españolas, a partir de datos trimestrales. Se ha empleado un enfoque VAR con mecanismo de corrección del error siguiendo una estrategia de lo general a lo particular, obteniéndose funciones de demanda para las importaciones de bienes de equipo, intermedios, de consumo alimenticios y no alimenticios, así como para el agregado. En el marco multivariante elegido no puede considerarse a la variable renta como variable fuertemente exógena para la modelización del agregado, bienes intermedios, bienes de equipo y para los bienes de consumo no alimenticios. En el caso agregado, la estrategia de modelización se ha basado en estimar el largo plazo en un contexto multivariante, no restringido, considerando tanto al PIB como a los PR como endógenas. En los modelos desagregados, el largo plazo se ha estimado de forma similar, considerando endógenas las variables renta, pero condicionando sobre los precios relativos. Esta última restricción es necesaria para no agotar los grados de libertad en los sistemas y, además se ha contrastado previamente en el ámbito agregado. En cuanto a la estimación a corto plazo, en la mayoría de los casos, exceptuando los bienes de consumo no alimenticios, se ha abandonado el sistema de ecuaciones a favor de modelos condicionales, basándose en criterios estadísticos y de invarianza paramétrica. La predicción con un periodo de antelación a partir de los sistemas que consideran a la variable renta endógena es una estrategia correcta y precisa, incluso mejor que las otras opciones. Sin embargo, a más periodos, los errores se acumulan y la predicción obtenida ha resultado en general peor que la realizada por el modelo uniecuacional condicional. En este caso concreto, la causa principal ha sido las malas predicciones que se obtienen para el PIB en el año 95, haciendo especialmente relevante el problema de variables omitidas en la especificación de su ecuación. Por otra parte, cuando se analizaron las importaciones de bienes de consumo no alimenticio, un modelo que considera al consumo privado como variable endógena se mostró superior a su opción condicional.

Los resultados muestran distintos comportamientos de cada una de las categorías de importaciones consideradas, ante variaciones a corto y largo plazo de los precios relativos y de la variable de nivel. Las elasticidades renta estimadas oscilan entre 4.90 para los bienes de consumo no alimenticios y 2.47 para los bienes intermedios. En cuanto a las elasticidades precio se encuentran entre 2.59 y 0.59 para los bienes de consumo no alimenticio y alimenticio



respectivamente. Las elevadas elasticidades renta que se han obtenido, así como el importante efecto a corto plazo, revelan la importancia de la situación cíclica en la determinación de las importaciones. Esta circunstancia podría sugerir que modelos no lineales tendrían interés adicional para caracterizar mejor este comportamiento, esta situación será contemplada en un posterior trabajo.

El ingreso de España en la CE tampoco ha afectado por igual a todos los componentes. Así, para los bienes intermedios y de consumo no alimenticio, el notable incremento que sufrió su demanda no puede venir totalmente explicada por la aceleración del PIB y del consumo privado ocurrido en esta fase, necesitándose una variable artificial para captar tal efecto, suponiendo un cambio estructural. Sin embargo, para los bienes de consumo alimenticios y para los bienes de equipo no se ha producido esta ruptura. La consecuencia en el ámbito agregado se traduce también en un cambio estructural, lo cual es razonable a partir de los resultados obtenidos para los dos componentes más importantes: bienes intermedios y de consumo no alimenticios.

El análisis desagregado que se plantea resulta también de utilidad en la predicción. No sólo es factible realizar un seguimiento cuantitativo trimestral para cada componente, si no que además se puede mejorar la predicción del agregado.

## ANEXO 1

### VARIABLES ARTIFICIALES INCORPORADAS A LOS MODELOS

#### *Importaciones de bienes de equipo*

I833<sub>t</sub> es igual a uno en 1983:3 y cero en otro caso.

I923<sub>t</sub> es igual a uno en 1992:3 y cero en otro caso.

#### *Importaciones de bienes de consumo no alimenticios*

I861<sub>t</sub> es igual a uno en 1986:1 y cero en otro caso.

I864<sub>t</sub> es igual a uno en 1986:4 y cero en otro caso.

I872<sub>t</sub> es igual a uno en 1987:2, a menos uno en 1987:3 y cero en otro caso.

#### *Importaciones de bienes de consumo alimenticios*

I833<sub>t</sub> es igual a 1 en 1983:3, a menos uno en 1983:4 y cero en otro caso.

I852<sub>t</sub> es igual a 1 en 1985:2 y cero en otro caso.

I861<sub>t</sub> es igual a uno en 1986:1 y cero en otro caso.

I872<sub>t</sub> es igual a uno en 1987:2, a menos uno en 1987:3 y cero en otro caso.

#### *Importaciones de bienes intermedios*

I864<sub>t</sub> es igual a 1 en 1986:4 y cero en otro caso.

I942<sub>t</sub> es igual a 1 en 1994:2 y cero en otro caso.

### ESTIMACION UNIECUACIONAL DE LAS ECUACIONES DE DEMANDA DE LARGO PLAZO

#### *Importaciones de bienes de equipo*

$$limp_t = 2.762 lpib_t - 2.368 lpre_t - 8.911 - 1.129 D_t + \hat{u}_t$$

(0.572)                      (0.751)                      (5.351)                      (0.683)

Contraste de Wold:  $\chi^2(3) = 787.72^{**}$ .

Contraste de raíz unitaria bajo la hipótesis nula de no cointegración sobre los residuos:  $-5.72^{**}$ .

#### *Importaciones de bienes de consumo no alimenticios*

$$limp_t = 5.03 lcpr_t - 2.46 lpre_t - 31.0 - 0.781 D_t + \hat{u}_t$$

(1.39)                      (0.67)                      (5.86)                      (0.45)

Contraste de Wold:  $\chi^2(3) = 745.78^{**}$ .

Contraste de raíz unitaria bajo la hipótesis nula de no cointegración sobre los residuos:  $-4.02^{**}$ .

***Importaciones de bienes de consumo alimenticios***

$$limp_t = 4.629 lcp_{r,t} - 0.689 lpre_t - 27.72 - 2.044 D_t + \hat{u}_t$$

(0.57)                      (1.10)                      (4.97)                      (1.15)

Contraste de Wold:  $\chi^2(3)=322.18^{**}$ .

Contraste de raíz unitaria bajo la hipótesis nula de no cointegración sobre los residuos:  $-4.92^{**}$ .

***Importaciones de bienes intermedios***

$$limp_t = 2.522 lpib_t - 1.190 lpre_t - 8.881 - 1.431 D_t + \hat{u}_t$$

(0.582)                      (0.589)                      (5.41)                      (0.694)

Contraste de Wold:  $\chi^2(3)=435.65^{**}$ .

Contraste de raíz unitaria bajo la hipótesis nula de no cointegración sobre los residuos:  $-4.93^{**}$ .

## ANEXO 2

### GRAFICOS DE EVALUACION PARA LOS MODELOS FINALES DESAGREGADOS.

*Importaciones de bienes de Equipo.*

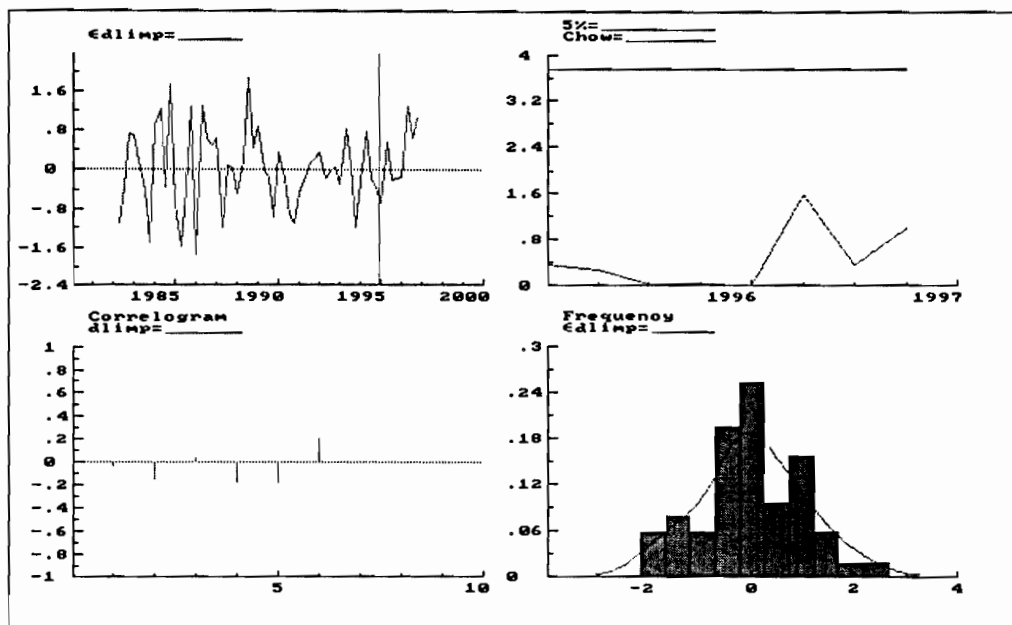


Gráfico A2.1. Evaluación residual. Modelo VAR simplificado. Imp. de bienes de equipo.

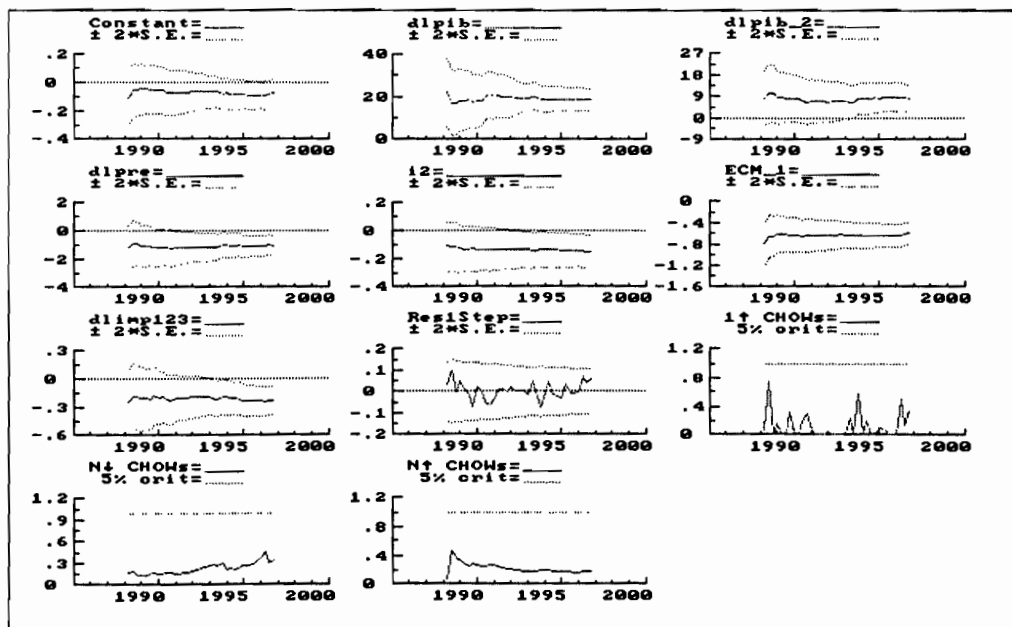


Gráfico A2.2. Evaluación con estadísticos recursivos. Modelo VAR simplificado. Imp. de bienes de equipo.

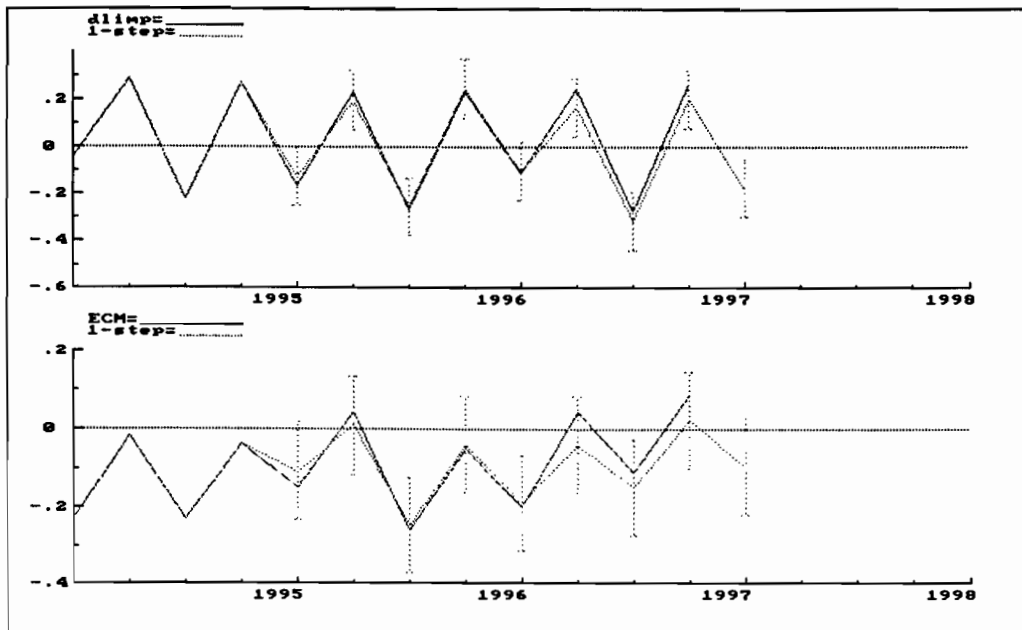


Gráfico A2.3. Predicciones un período hacia delante. Modelo VAR simplificado. Imp. de bienes de equipo.

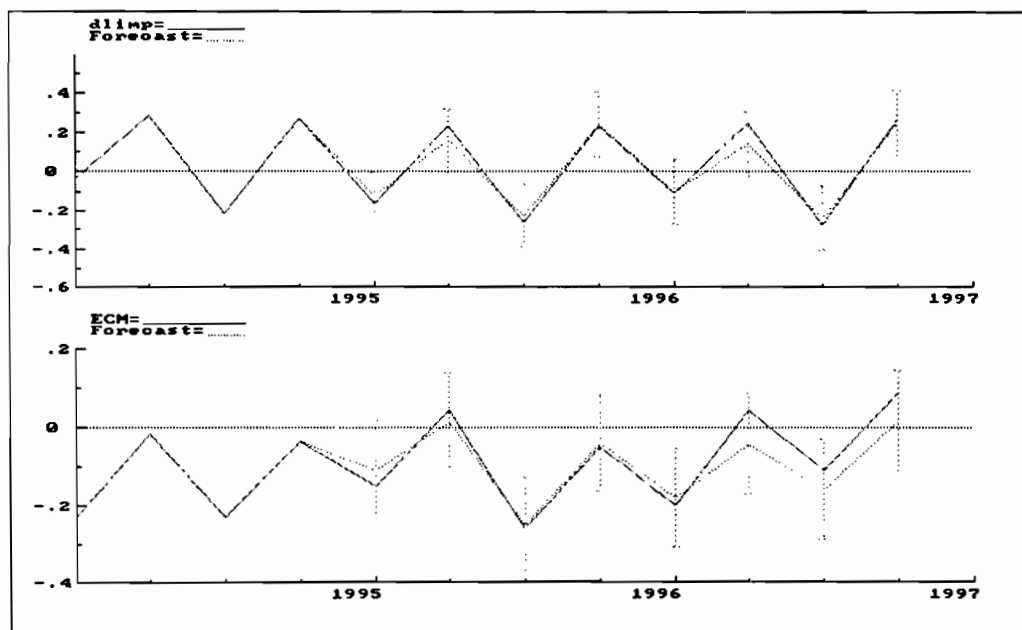


Gráfico A2.4. Predicciones dinámicas de 1 a 8 períodos hacia delante. Modelo VAR simplificado. Imp. de bienes de equipo.

*Importaciones de bienes de consumo no alimenticio.*

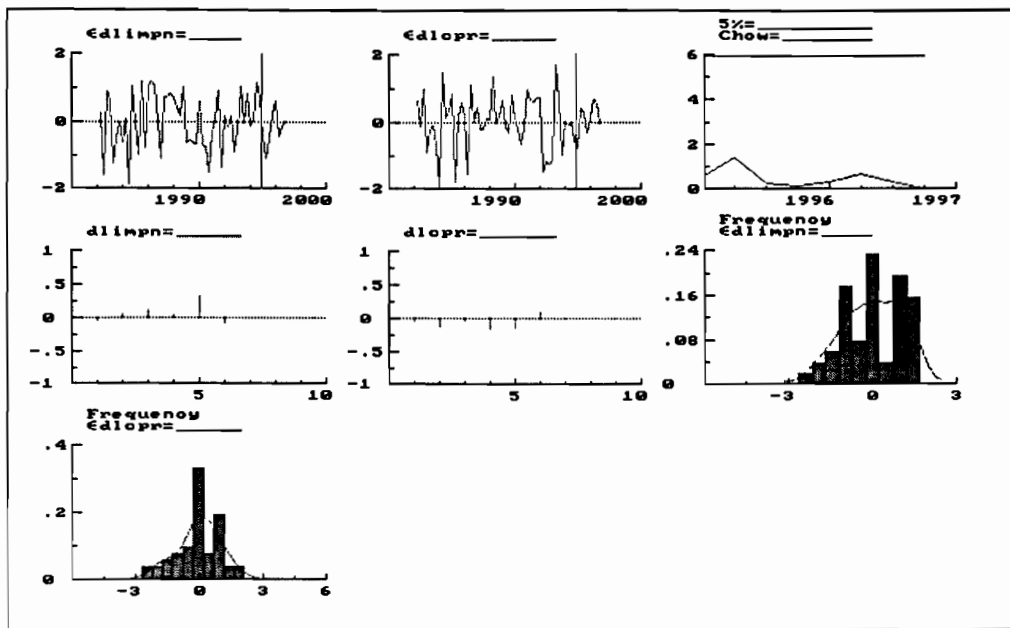


Gráfico A2.5. Evaluación residual. Modelo VAR simplificado.

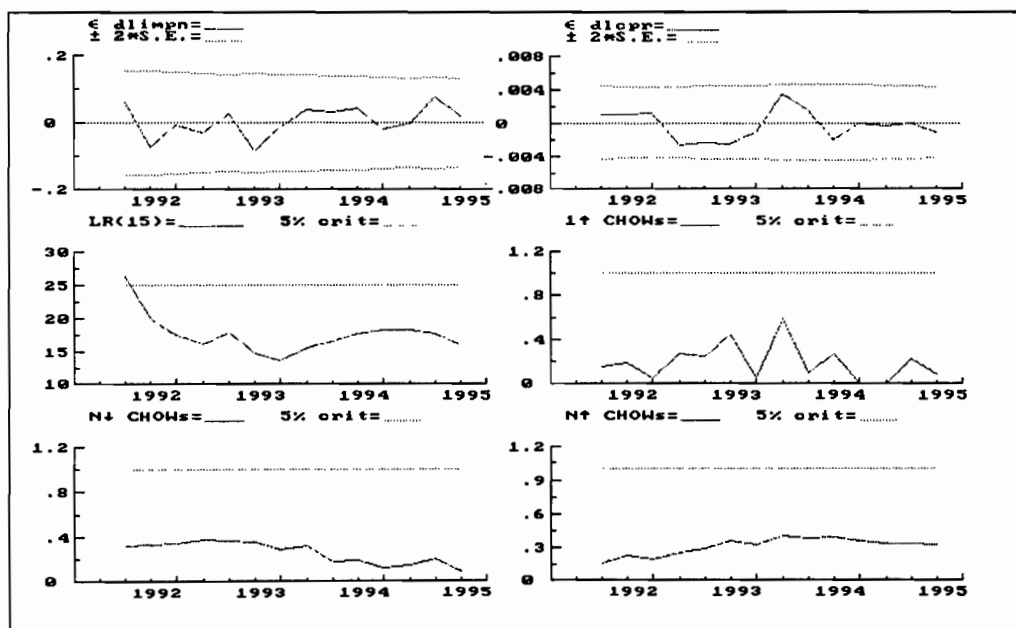


Gráfico A2.6. Evaluación en estabilidad. Modelo VAR simplificado. Imp. de bienes de consumo no ali.

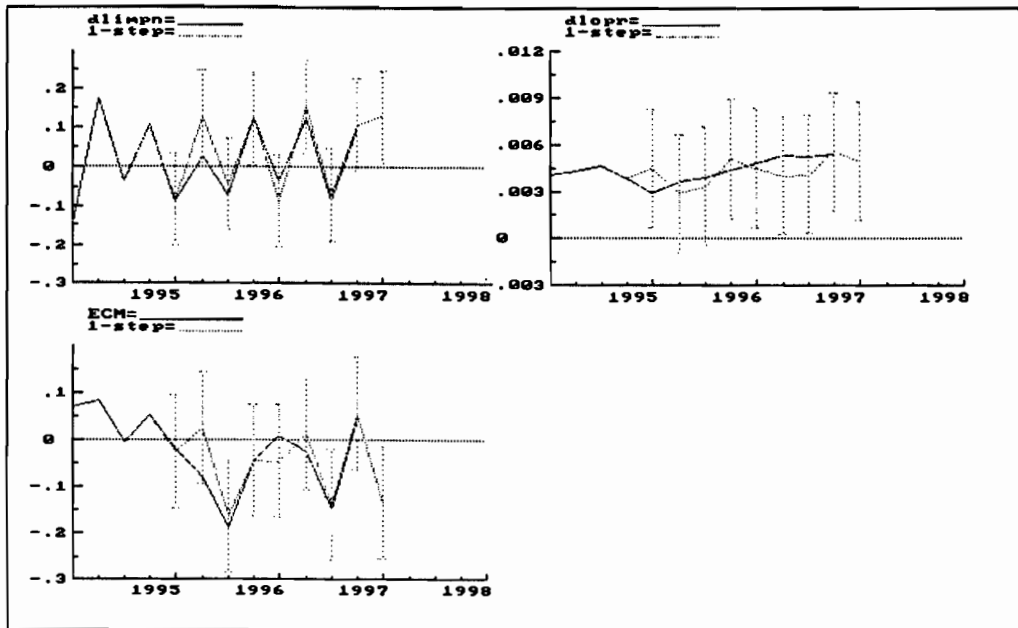


Gráfico A2.7. Predicciones un período hacia delante. Modelo VAR simplificado.

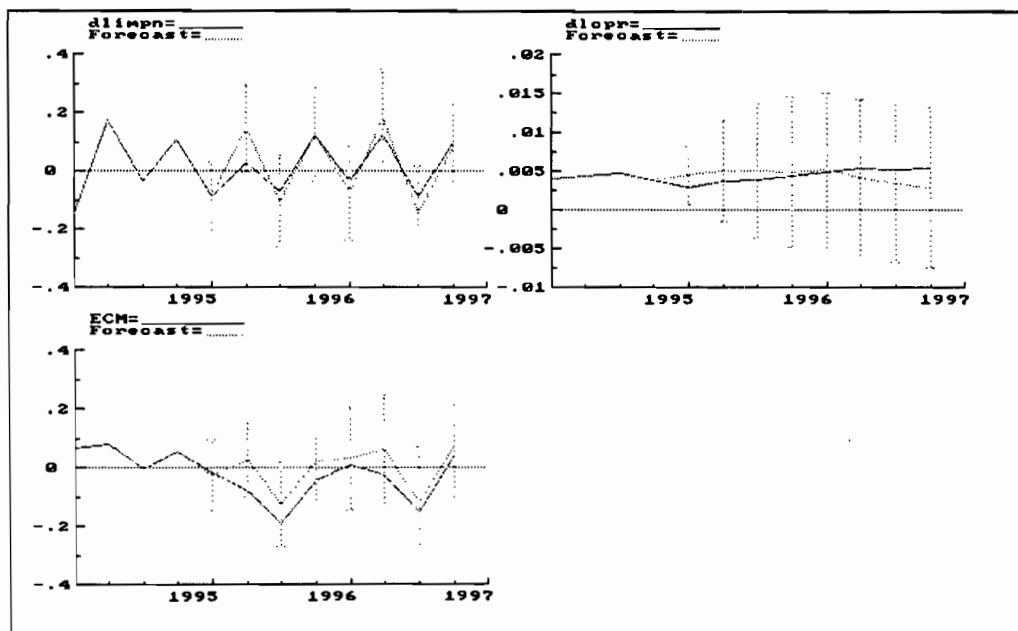


Gráfico A2.8. Predicciones dinámicas de 1 a 8 períodos hacia delante. Modelo VAR simplificado.

*Importaciones de bienes de consumo alimenticio.*

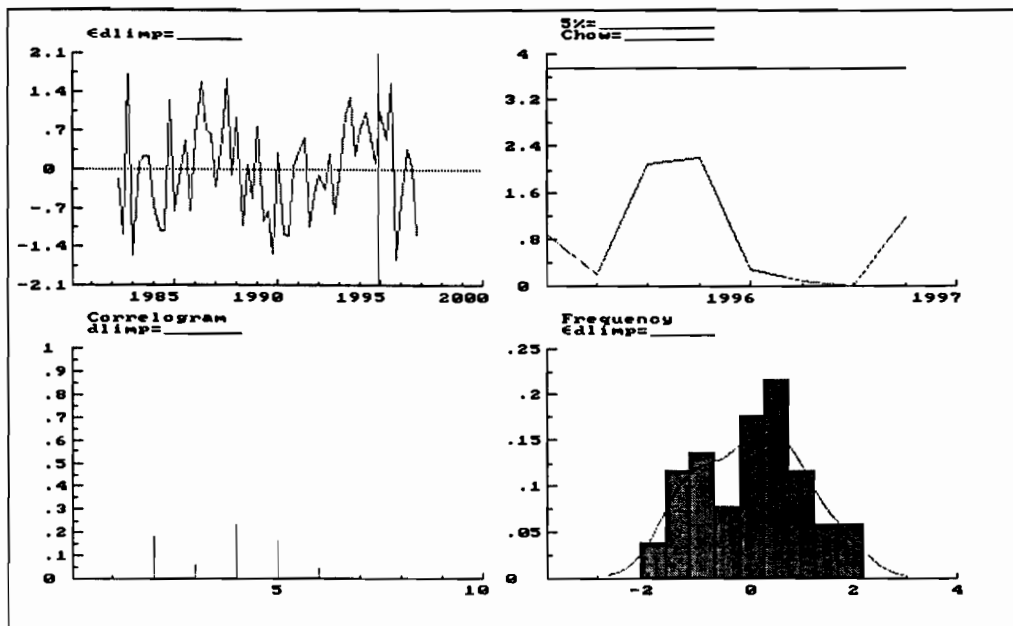


Gráfico A2.9. Evaluación residual. Modelo condicional simplificado.

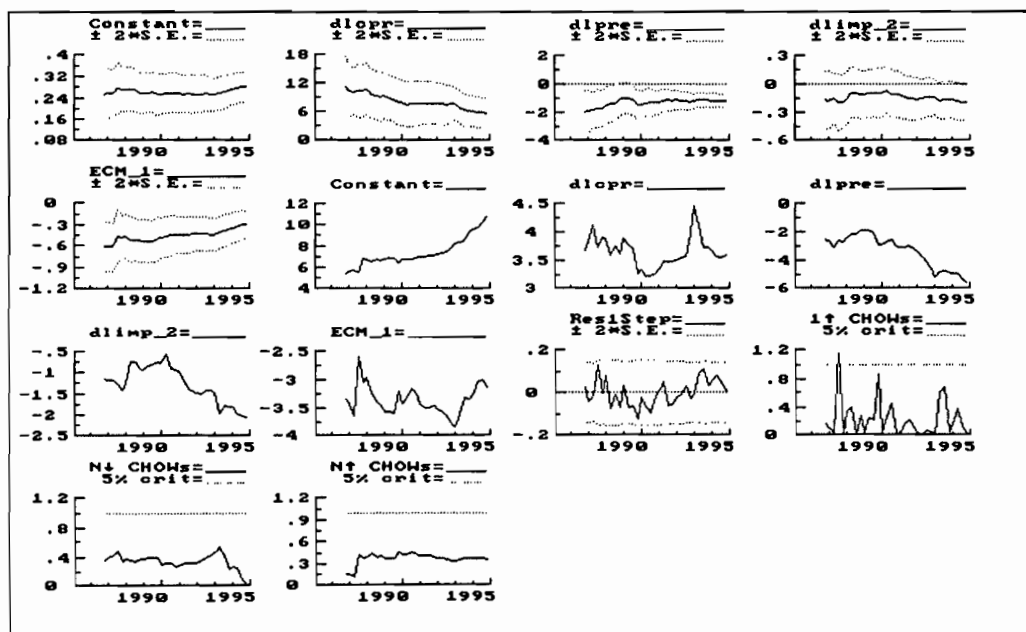


Gráfico A2.10. Evaluación en estabilidad. Modelo VAR simplificado.



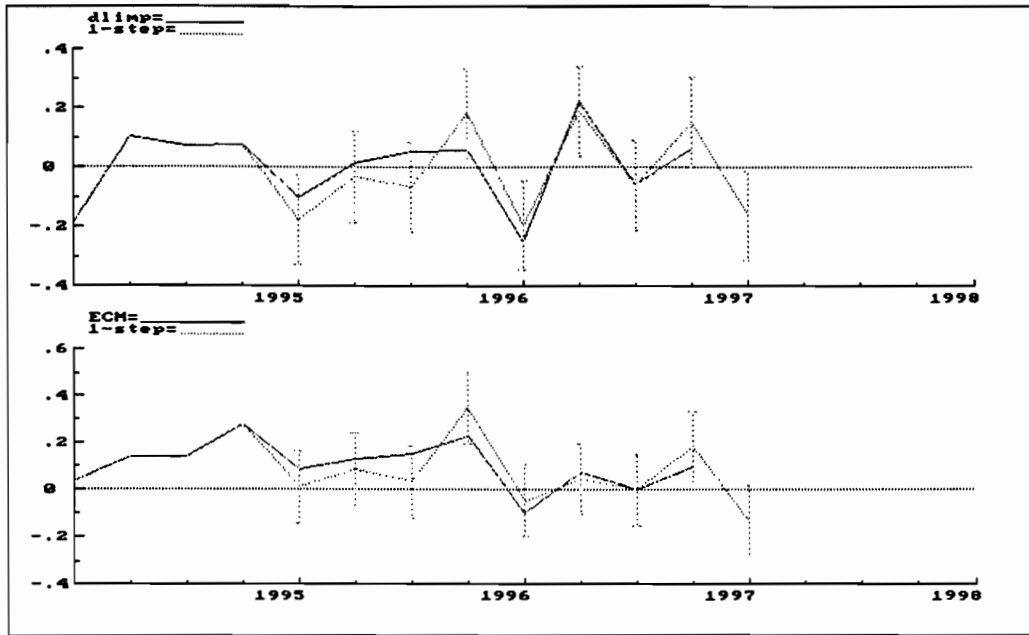


Gráfico A2.11. Predicciones un periodo hacia delante. Modelo VAR simplificado.

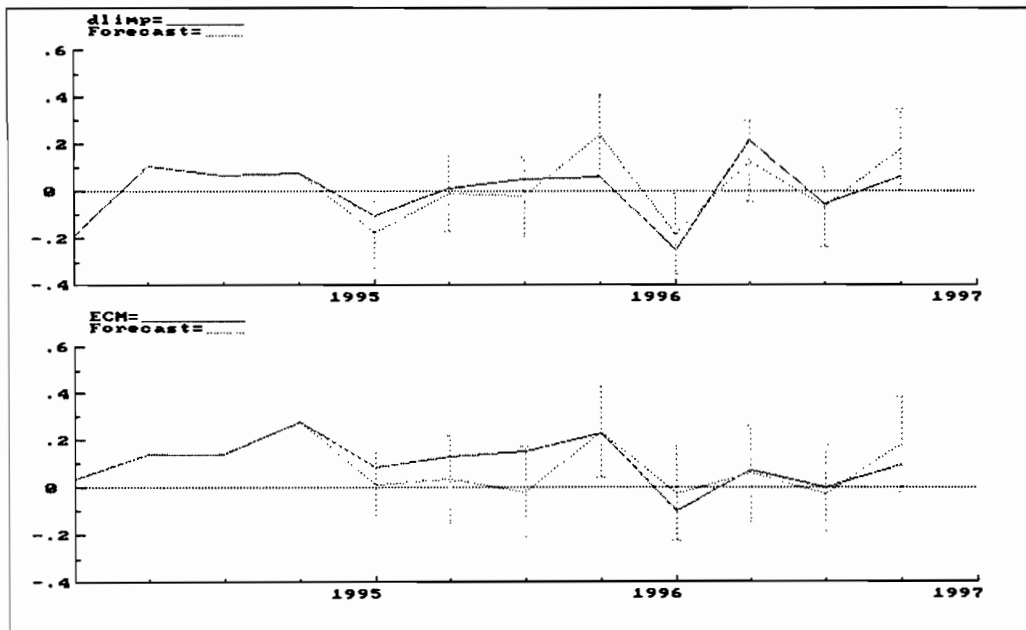


Gráfico A2.12. Predicciones dinámicas de 1 a 8 períodos hacia delante. Modelo VAR simplificado.

*Importaciones de bienes intermedios.*

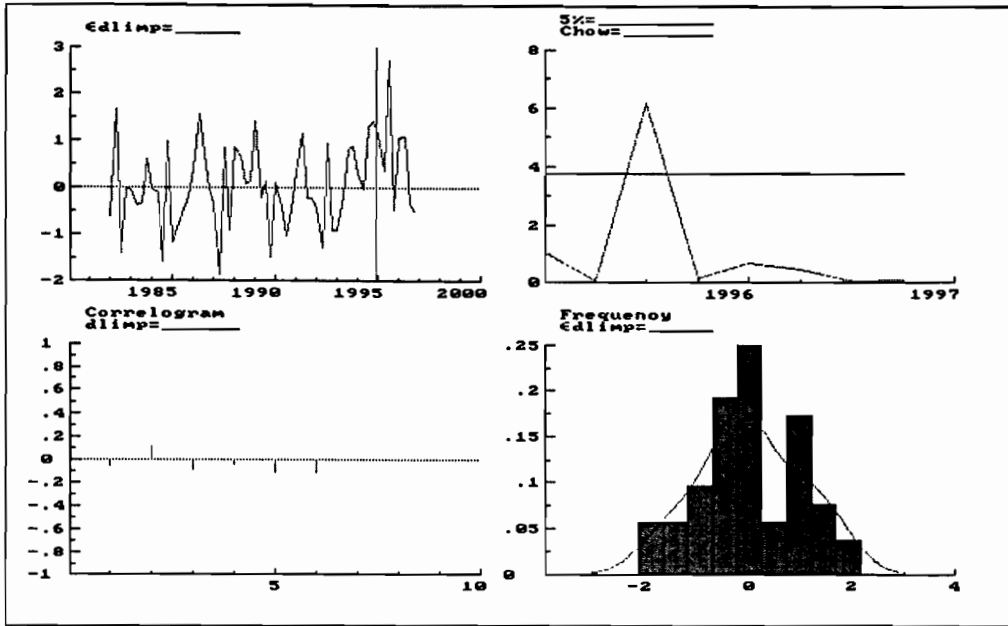


Gráfico A2.13. Evaluación residual para el VAR condicional simplificado

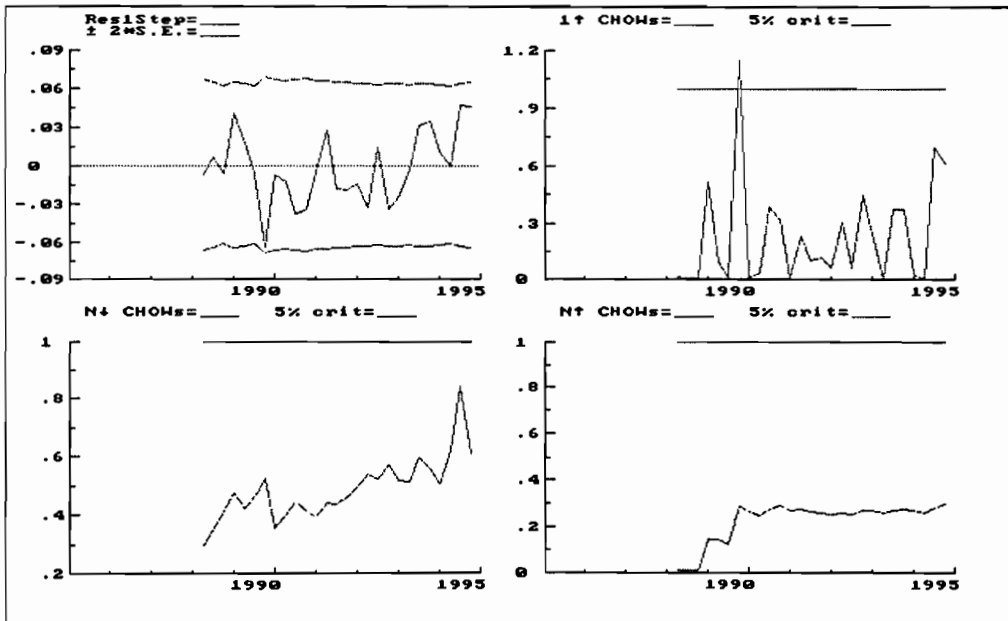


Gráfico A2.14. Evaluación con estadísticos recursivos. Modelo VAR simplificado.

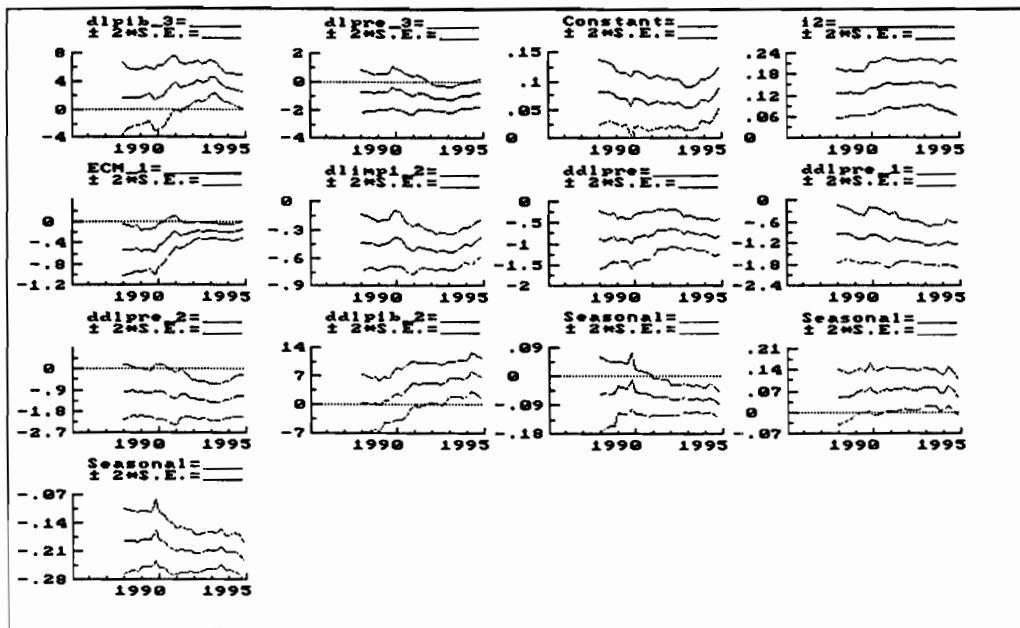


Gráfico A2.15. Estimación recursiva de los parámetros de corto plazo.

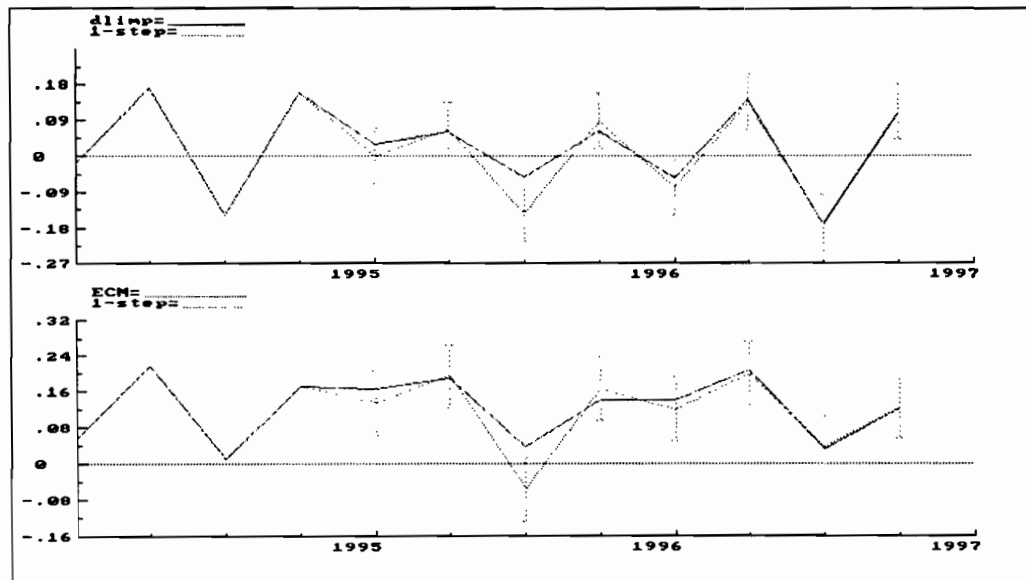


Gráfico A2.16. Predicciones un período hacia delante.

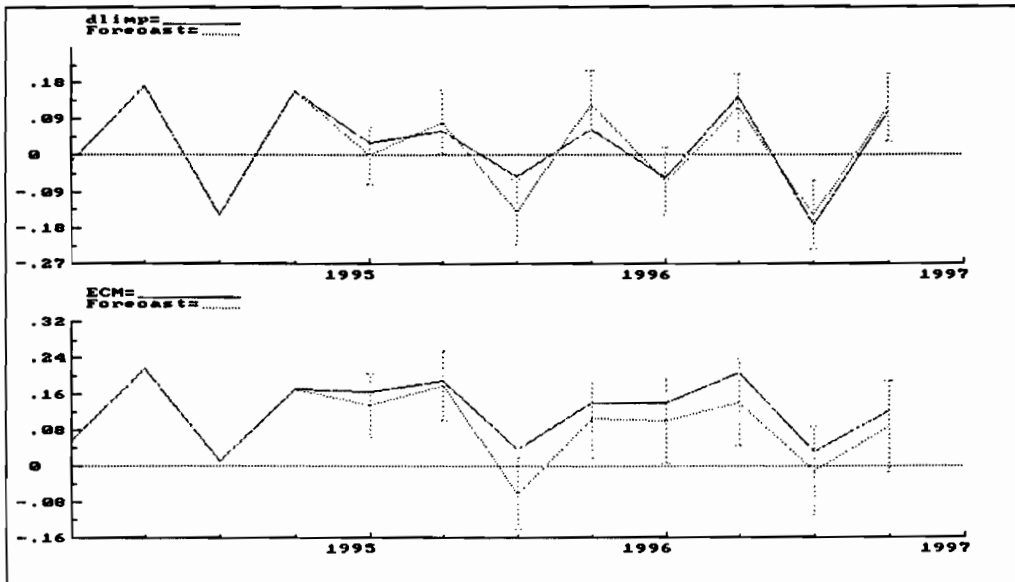


Gráfico A2.17. Predicciones dinámicas desde 1 hasta 8 períodos hacia delante.

## REFERENCIAS

- Alvarez J. y M. Sebastián. (1995); "La inflación latente en España: una perspectiva macroeconómica". *Banco de España*, Documento de trabajo nº 9521.
- Alvarez J., F. C. Ballabriga y J. Jareño (1995); "Un modelo macroeconómico trimestral para la economía española". *Banco de España*, Documento de trabajo nº 9524.
- Alvarez J., J. Jareño J. y M. Sebastián (1993); "Salarios públicos, salarios privados e inflación dual". *Banco de España*, Documento de trabajo nº 9320.
- Andrés, J.; J. J. Dolado; C. Molinas; M. Sebastián; y A. Zabalza (1990); "The influence of demand and capital constraints on Spanish unemployment". En J. Drèze y Ch. Bean (eds.), *Europe's Unemployment Problem*, MIT Press.
- Aranda, D.; A. González y A. Petitbó (1994); "las encuestas de opiniones empresariales: Un instrumento útil para conocer la Coyuntura Industrial". *Investigaciones Económicas*, Sep-Oct/94.
- Bajo, O. y M. Montero (1995); "Un modelo econométrico ampliado para el comercio exterior español, 1977-1992". *Moneda y Crédito*, 201, 153-182.
- Blanchard, O.J. y D. Quah (1989); "The dynamic effects of aggregate supply and demand disturbances". *American Economic Review* 79, 665-673.
- Blough, S. R. (1992); "The relationship between power and level for generic unit roots test in finite samples". *Journal of Applied Econometrics*, 7, 295-308.
- Bonilla, J.M. (1978); "Funciones de importación y exportación para la economía española". *Banco de España: Estudios Económicos* 14.
- Buisán, A. y E. Gordo (1997). " El sector exterior en España". *Banco de España: Estudios Económicos* 60.
- Buisán, A. y E. Gordo (1995); "La protección nominal como factor determinante de las importaciones de bienes ". Documento de trabajo 9503, *Banco de España*.
- Buisán, A. y E. Gordo (1994); "Funciones de importación y exportación de la economía española". *Investigaciones Económicas* 18, 165-192.
- Buisán, A. y E. Gordo (1993); "Recuperación económica, competitividad y saldo exterior". *Papeles de Economía Española*, nº 56, 46-57.
- Cambhelli J.Y. and P. Perron (1991); "Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots". In Blanchard, F. and Fischer, S. (eds.), *NBER Economics Annual*, MIT press, Pag. 142-219.
- Chow, G. C. (1960); "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions".

*Econometrica*, 28, 591-605.

Cochrane, J. H. (1991); "A critique of the application of unit root test". *Journal of Economics Dynamics and Control* 15, 275-84.

Delrieu, J. C. (1993); "Comercio exterior y analisis de coyuntura". En Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica, Antoni Espasa y José Ramón Cancelo eds, Cap. VIII, 487-554.

Dickey D. A. y S. Pantula (1987); "Determining the order of differencing in autoregressive processes". *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, 455-461.

Dolado J. J. y J. C. Sicilia (1995); "Explicaciones de la recesión en Europa: un enfoque de VAR estructural". *Investigaciones Económicas*, vol XIX.

Doménech R. y D. Taguas (1996); "Funciones de exportación e importación de bienes y servicios en la economía española". Versión preliminar. Documento de trabajo D-97004, Ministerio de Economía y Hacienda. Secretaria de Estado de Presupuestos y Gastos.

Doornik, J.A., y D. F. Hendry (1994); PcGive 8.0 Interactive econometric modelling of dynamic systems. Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.

Engle, R.F. y C. W. J. Granger (1987); "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing". *Econometrica*, 55, 251-276.

Escribano, A. (1996); "Funciones de exportación e importación en España: Elasticidades a corto y largo plazo. *Información Comercial Española*, 750, 93-110.

Espasa, A. (1984); "The estimation of trends with breaking points in their rate of growth: the case of the spanish GDP". *Documento de Trabajo del Servicio de Estudios del Banco de España*, publicado posteriormente en Statistical Methods for Cyclical and Seasonal Analysis, Mentz R.P. et al. (eds. 1989) 400-432.

Espasa, A. y D. Peña (1995); "The decomposition of forecast in seasonal arima models". *Journal of Forecasting*, 14, 565:83.

Espasa, A., R. Gómez R. y E. Morales. (1993); "UN ANALISIS ECONOMETRICO DEL TURISMO EN ESPAÑA". En Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica, Antoni Espasa y José Ramón Cancelo eds, Cap. X, pag. 605-656.

Espasa, A. y E. Senra (1997); "Evolución tendencial de las series económicas". Versión preliminar.

Fernández, I. y M. Sebastián. (1989); "El sector exterior y la incorporación de España en la CEE: Análisis a partir de funciones de exportaciones e importaciones". Documento de Trabajo SGPE-D-89005. Dirección General de Planificación. Ministerio de Economía y Hacienda.

Goldstein M. y M. Khan (1987); "Income and prices effects in foreign trade". In Ronald Jones

- and Peter Kenen (eds.): *Handbook of International Economics*, vol 2, Amsterdam: North-Holland.
- Granger C. W. J.(1993); "What are we learning about the long run?". *The Economic Journal*, 103, 307-317.
- Hansen, H. y K. Juselius (1995); *CATS in RATS. Cointegrate analysis of time series*. Manual distribuido por Estima.
- Hendry D.F. y J.A. Doornik (1994); "Modelling linear dynamic econometric systems". *Scottish Journal of Political Economy*, 41, 1-33.
- Hendry D.F. y G.E. Mizon (1993); "Evaluating dynamic econometric models by encompassing the VAR". In Phillips, P.C.B.(ed.), *Models, Methods, and Applications of Econometrics*, Blackwell.
- Inder, B. (1993); "Estimating long-run relationships in economics: A comparasion of different approaches". *Journal of Econometrics*, 44, 215-28.
- Johansen, S. (1991); "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregresive models". *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Johansen, S. (1992); "Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis". *Journal of Econometrics*, 52, 389-402.
- Johansen, S. and K. Juselius (1994); "Identification of the long-run and short-run structure. an application to the ISLM model". *Journal of Econometrics*, 63, 7-36.
- King, G.R., C. I. Plosser, J. H. Stock y M. W. Watson (1991); "Stochastic trends and economic fluctuations". *The American Economic Review*, vol.81, .
- Maddala, G.S. (1977); *Econometrics*, McGraw-Hill, New York.
- Márquez J. (1992); "The autonomy of trade elasticities: choice and consequences". *Federal Reserve Board International Finance Discussion Paper*, nº 422.
- Martínez J.M. y A. Espasa (1997); "Caracterización de la tendencia y componente cíclico del PIB español a través de modelos no lineales". Documento de trabajo 97-10. Universidad Carlos III.
- Martínez J.M. y A. Espasa (1998); "La demanda de importaciones españolas. Un análisis lineal desagregado. Trabajo no publicado perteneciente al desarrollo de una tesis doctoral. Universidad Carlos III de Madrid.
- Martínez C. y P. De Boer (1996); "Assessing the impact of Spain´s accession to the European Union on its imports of manufactures". *Revista Española de Economía*, 13, 75-103.
- Mauleón, I (1985); Análisis econométrico de las importaciones españolas. Documento interno,

Servicio de Estudios, Banco de España.

Mauleón, I. y L. Sastre (1994); "El saldo comercial en 1993: Un análisis econométrico". *Información Comercial Española*, 735, 167-72.

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*, XX, 199-215.

Osborn, D.R. (1990); "A survey of seasonality in UK macroeconomic variables". *International Journal of Forecasting*, 6, 327-336.

Osterwald-Lenum, M. (1992); "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistic". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-472.

Phillips, P.C.B. (1991); "Optimal inference in cointegrated systems". *Econometrica*, 59, 283-306.

Phillips, P.C.B. y M. Loretan (1991); "Estimating long run economic equilibria". *Review of Economic Studies*, 58, 407-436.

Tiao, G. C. y G. E. P. Box (1981); "Modeling multiple time series with application". *Journal of American Statistical Association* 76, 802-816.