

Las importaciones españolas de turismos: estimación de un AIDS (1964-1992)

Rosa Aisa y José Alberto Molina*

Departamento de Análisis Económico

Universidad de Zaragoza

En este trabajo explicamos el comportamiento de las importaciones españolas de vehículos turismos estimando un Sistema de Demanda Casi Ideal (AIDS) con series anuales de cantidades y precios desde 1964 hasta 1992. Las importaciones totales se dividen en seis orígenes: Alemania, Estados Unidos, Francia, Reino Unido, Italia y otros países. Después de comprobar que el modelo estimado no presenta problemas de autocorrelación, los resultados obtenidos nos permiten constatar el comportamiento dinámico de las importaciones, así como el importante efecto que tuvo sobre las mismas la integración de España en la Unión Europea en 1986. Como es usual, las propiedades teóricas de homogeneidad y simetría resultan claramente rechazadas y, finalmente, todas las elasticidades precio directas Marshallianas, salvo la correspondiente a Estados Unidos, exhiben el signo negativo propio de las demandas normales decrecientes.

Bloques temáticos posibles: A3, E3 ó G3.

* Deseamos agradecer los útiles comentarios y sugerencias que Fernando Sanz ha realizado sobre una versión anterior del trabajo.

Dirección: José Alberto Molina. Departamento de Análisis Económico. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Gran Vía, 2. 50005 Zaragoza. España. Tel.: 34-76-761818. Fax: 34-76-761770. E-mail: jamolina@mecon.unizar.es

1.- INTRODUCCION

Una de las principales implicaciones económicas de la adhesión de España a la Unión Europea en 1986 (en este año, todavía Comunidad Económica Europea) fue el brusco incremento de su déficit comercial. Los estudios llevados a cabo hasta ahora indican que el crecimiento de las importaciones de manufacturas constituye el principal responsable de gran parte del crecimiento de este déficit comercial (ver, por ejemplo, Martínez y Sanso, 1991a y 1991b; Martínez, Sanso y Sanz, 1991). Son muy variadas las razones que pueden justificar este fuerte incremento de las importaciones de manufacturas. Posibles explicaciones cíclicas son el espectacular crecimiento de la demanda interna en los últimos años y el aumento de los diferenciales de inflación. Por otro lado, una posible explicación estructural es la adhesión de España a la Unión Europea. Sin embargo, los análisis realizados se centran en las importaciones de manufacturas en general, sin tener en cuenta la composición de éstas, como se apunta en Martínez, Sanso y Sanz (1991) "somos conscientes de que el modelo aquí utilizado no puede recoger la influencia de hipotéticos cambios en la composición de las importaciones de manufacturas. Un análisis por productos podría arrojar luz sobre este tema en futuras investigaciones".

Así pues, siguiendo esta recomendación, en el presente trabajo aportamos evidencia empírica sobre la evolución temporal de las importaciones españolas de uno de los productos de mayor auge de los últimos años, los vehículos turismos. Para incorporar las explicaciones cíclicas anteriormente señaladas hemos elegido como modelo una versión dinámica del Sistema de Demanda Casi Ideal (AIDS) de Deaton y Muellbauer (1980a), que, además, incorpora una ficticia que recoge el efecto de la integración de España en la Unión Europea. Los datos utilizados en la estimación del modelo son series temporales anuales desde 1964 hasta 1992 de precios, PIB e importaciones de seis economías: Alemania, Estados Unidos, Francia, Reino Unido, Italia y otros países. Tras estimar el sistema de ecuaciones, contrastamos las hipótesis teóricas y calculamos los valores de las elasticidades precio directas.

Este trabajo se estructura de la siguiente forma. En la siguiente sección se presenta el modelo de demanda. La sección 3 explica la base de datos utilizada, y muestra el método de estimación empleado. Los resultados obtenidos aparecen en la sección 4. Finalmente, en la sección 4 exponemos las conclusiones más relevantes alcanzadas en el presente estudio.

2.- EL MODELO DE DEMANDA

El Sistema de Demanda Casi Ideal (AIDS) constituye una aproximación de primer orden a cualquier modelo de demanda que se formule a partir de una función gasto PIGLOG y, por tanto, es perfectamente consistente con la utilización de datos agregados. Las ecuaciones de demanda del AIDS en términos de participaciones presupuestarias vienen dadas por:

$$w_i = \alpha_i + \text{Error} \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \text{Error} \quad (1)$$

donde w_i es, en este caso concreto, la participación de las importaciones de turismo desde el país i -ésimo sobre la oferta total, w_n es la participación de la oferta nacional sobre la oferta total, y constituye la oferta total de turismo, p_j es el precio de las importaciones desde el país i -ésimo, p_n es el precio nacional, α_i , γ_{ij} y β_i son parámetros y P es un índice de precios definido de la siguiente forma:

$$\log P = \alpha_0 + \text{Error} \alpha_k \log p_k + \text{Error} \gamma_{kj} \log p_k \log p_j \quad (2)$$

Sin embargo, la literatura empírica ha mostrado en múltiples ocasiones que uno de los aspectos menos satisfactorios del AIDS es su carácter estático (ver, por ejemplo, Anderson y Blundell, 1982; Blanciforti y Green, 1983; Ray, 1984; Fujii, Khaled y Mak, 1985; Mergos y Donatos, 1989). Para solucionar este problema, dinamizamos el modelo siguiendo la propuesta de Deaton y Muellbauer (1980b), quienes plantean especificar el término independiente como función lineal de la variable endógena retardada, es decir: $\alpha_i = \alpha^{*,i} + \alpha w_{it-1}$ ($i = 1, \dots, n$), donde α es común a todas las ecuaciones del sistema con el fin de garantizar la condición de agregación (ver al respecto, Berndt and Savin, 1975; Anderson y Blundell, 1982).

Además de dinamizar el modelo, y siendo coherentes con el planteamiento inicial establecido en la introducción de este trabajo, también hemos incluido una variable ficticia que intenta recoger el efecto de la adhesión de España a la Unión Europea (UE) y que, por tanto, adopta el valor cero en el período de preintegración (1964-1985) y uno en el período posterior (1986-1992) (ver, por ejemplo, Martínez, Sanso y Sanz, 1991).

Pues bien, sobre la base de todo lo anterior, la formulación dinámica incorporando ficticias genera las siguientes ecuaciones de demanda:

$$w_{it} = \alpha^{*,i} + \alpha w_{it-1} + \phi_i \text{UE} + \text{Error} \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \text{Error} - \text{Error} \log p_{kt} \text{Error} \quad (3)$$

Las condiciones que se requieren para que el modelo sea consistente con la teoría de la demanda pueden expresarse como restricciones sobre los parámetros del modelo:

$$\bullet \text{ agregación: } \text{Error} \alpha \text{Error} = 1 - \alpha; \text{Error} \gamma_{ij} = \text{Error} \beta_i = \text{Error} \phi_i = 0 \quad (j = 1, \dots, n) \quad (4)$$

$$\bullet \text{ homogeneidad: } \text{Error} \gamma_{ij} = 0 \quad (i = 1, \dots, n) \quad (5)$$

$$\bullet \text{ simetría: } \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (i \neq j, \quad i, j = 1, \dots, n) \quad (6)$$

Las condiciones (5) y (6) son restricciones que podemos contrastar por los procedimientos habituales, mientras que la restricción (4) se satisface automáticamente y, por tanto, no se contrasta en el modelo.

3.- DATOS Y ESTIMACION

Los datos utilizados en este estudio son series temporales anuales de importaciones de vehículos turismos para el período 1964 hasta 1992. El total de importaciones españolas de este tipo de bienes procede de seis diferentes países: 1. Alemania, 2. Estados Unidos, 3. Francia, 4. Reino Unido, 5. Italia y 6. Otros países. Toda la información estadística se ha obtenido de varios ejemplares del Anuario Estadístico de España editado por el Instituto Nacional de Estadística. La variable y (oferta total) se obtiene como suma de las importaciones de automóviles de todos los países muestrales más el PIB español. La consideración de este último indicador para aproximar la oferta nacional, en lugar de otras variables como la producción española de turismos, pretende captar la influencia de las variaciones del nivel de actividad global de toda la economía.

La especificación inicial del modelo de demanda (1)-(2) genera ecuaciones no lineales en los parámetros. Pues bien, para evitar la utilización de métodos de estimación no lineales, nuestro trabajo adopta la solución ya apuntada por Deaton y Muellbauer (1980a), sustituyendo el índice de precios P_t por la aproximación P_t^* formulada por Stone (1954). Con esta transformación, y añadiendo el subíndice correspondiente al tiempo así como un término de error que recoge cambios en las preferencias, errores de medida en las variables dependientes y, entre otros factores, el efecto de variables omitidas, la versión estocástica del modelo en terminos de sus participaciones presupuestarias es:

$$w_{it} = \alpha_i^* + \alpha w_{it-1} + \phi_i UE + \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \text{Error} + u_{it} \quad (i = 1, \dots, n) \quad (7)$$

siendo $\log P_t^* = \text{Error} w_{jt} \log p_{jt}$. Los supuestos estocásticos sobre los términos de error son:

$$E(u_{it}) = 0 \text{ y } E(u_{it}, u_{js}) = \begin{cases} \delta_{ts} \sigma_{ij} & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases} \quad (i, j = 1, \dots, n; t, s = 1, \dots, T), \text{ donde } \delta_{ts} \text{ es la delta de}$$

Kronecker. Es decir, suponemos que las perturbaciones aleatorias tienen un valor esperado igual a cero, no hay correlación temporal, pero sí contemporánea, siendo los elementos de la matriz de varianzas y covarianzas σ_{ij} .

La condición de agregación provoca que la suma de los residuos debe ser cero, de tal forma que en el modelo inicial de n ecuaciones, sólo $n-1$ son linealmente independientes. Esta circunstancia supone que la matriz de varianzas y covarianzas sea singular y que, por lo tanto, la función de verosimilitud no esté definida. Para evitarlo, seguimos el procedimiento habitual de eliminar una de las ecuaciones del sistema en la estimación y obtener los parámetros de la ecuación omitida vía la citada condición de agregación. En nuestro trabajo eliminamos la ecuación correspondiente a la oferta nacional.

El procedimiento que adoptamos es la estimación conjunta del AIDS estocástico es el método SURE de Zellner (1962) que equivale a mínimos cuadrados ordinarios cuando no imponemos

restricciones sobre los parámetros de distintas ecuaciones y que proporciona estimadores eficientes y asintóticamente equivalentes a los que se obtienen por medio del método de maximización de la verosimilitud con información completa. Hemos utilizado el paquete informático TSP en su versión 4.2 propuesto por Hall (1991). Además, debido a la naturaleza de nuestros datos, series temporales anuales, hemos contrastado la hipótesis de autocorrelación de primer orden para todas las ecuaciones del modelo utilizando el test de Godfrey (1978).

Las hipótesis teóricas del modelo, homogeneidad y simetría, han sido contrastadas mediante el test de Wald. Ahora bien, como este test presenta un considerable sesgo hacia el rechazo de la hipótesis nula en muestras pequeñas, hemos calculado una versión corregida de dicho test utilizando el factor de corrección propuesto por Mauleón (1984): $(1 - n/T)(1 - k/T)$, donde n es el número de ecuaciones estimadas del sistema, k es el número de parámetros por ecuación y T es el tamaño muestral.

Por último, incluimos en esta sección las expresiones de las elasticidades precio directas y cruzadas para el modelo lineal (7), esto es: $e_{ii} = -1 + \text{Error-} \beta_i$ y $e_{ij} = \text{Error-} \beta_i \text{ Error-} \beta_j$.

4.- RESULTADOS EMPIRICOS

En el Cuadro 1 incluimos los resultados del test de autocorrelación de Godfrey para las siete ecuaciones del modelo. Como puede observarse, ninguna de las ecuaciones presenta problemas de autocorrelación de primer, segundo y tercer órdenes al nivel de significación clásico del 5%.

Los parámetros estimados del modelo, así como el coeficiente de determinación como indicador de la bondad del ajuste aparecen en el Cuadro 2. A partir de las estimaciones de los parámetros constatamos claramente evidencia empírica razonable en favor de la dinamización del modelo, fundamentada en la elevada significatividad del coeficiente de la endógena retardada (t-ratio de 9.089). Su valor estimado es aproximadamente 0.4852. Por otro lado, también observamos la importancia de la variable ficticia, cuyos parámetros resultan todos significativos. Por consiguiente, se pone de manifiesto que, aunque la espectacular recuperación de la economía española a partir de 1986 y el consiguiente crecimiento de la demanda interna es responsable de una parte del comportamiento de las importaciones de turismos, es obvio el importante efecto provocado por la integración española en la UE. Como es usual en trabajos que estiman ecuaciones de demanda con series temporales, el grado de ajuste ha sido muy aceptable para todos los grupos excepto para EE.UU (ver, por ejemplo, Deaton y Muellbauer, 1980a; Anderson y Blundell, 1983; Mergos y Donatos, 1989).

En el Cuadro 3 aparecen los resultados de los contrastes de hipótesis teóricas realizados. Como claramente puede observarse, ambas hipótesis, homogeneidad y simetría, resultan claramente rechazadas al nivel de significación convencional del 5%, tanto si consideramos el test de Wald original como en su versión corregida. Este resultado, no obstante, también es común en los trabajos empíricos que estiman sistemas completos de ecuaciones de demanda

(ver al respecto, Deaton y Muellbauer, 1980a; Anderson y Blundell, 1983; Mergos y Donatos, 1989).

Por último hemos obtenido las elasticidades precio directas Marshallianas evaluadas en los valores medios muestrales, cuyos valores exponemos en el Cuadro 4. Todos los efectos exhiben signo negativo de acuerdo con las exigencias teóricas de demandas directas normales decrecientes, excepto la correspondiente a EE.UU, lo cual, no obstante, parece poco preocupante, dado que resulta ser no significativa. El valor más alto, en términos absolutos, corresponde a Reino Unido, -2.2231, y el más bajo aparece en Alemania, -0.0779.

4.- CONCLUSIONES

En este trabajo hemos llevado a cabo un estudio de la evolución de las importaciones españolas de vehículos turismos durante el período 1964-1992, estimando una versión dinámica Sistema de Demanda Casi Ideal que, además, incorpora una variable ficticia que recoge el efecto de la integración de España en la UE.

Los resultados de la estimación del modelo indican, como esperábamos, que el coeficiente dinámico del sistema resulta altamente significativo. Además, se cumple esta propiedad individual en todos los parámetros que acompañan a la variable ficticia, lo cual nos permite afirmar que la integración ha sido realmente importante en el comportamiento exterior del sector automovilístico español, en concreto en lo que respecta a sus importaciones.

Como es usual, las propiedades teóricas de homogeneidad y simetría resultan claramente rechazadas el nivel de significación del 5% y todas las elasticidades precio directas, excepto la correspondiente a EEUU, aparecen con el signo correcto de acuerdo con las premisas teóricas de demandas directas decrecientes.

BIBLIOGRAFIA

- Anderson, G. y Blundell, R. (1982) "Estimation and Hypothesis Testing in Dynamic Singular Equation System". *Econometrica*, **50**, 1559-1571.
- Berndt, E.R. y Savin, N.E. (1975) "Estimation and Hypothesis Testing in Singular Equation Systems with Autoregressive Disturbances". *Econometrica*, **43**, 937-957.
- Blanciforti, L. y Green, R. (1983) "An Almost Ideal Demand System Incorporating Habits: an Analysis of Expenditures on Food and Aggregate Commodity Groups". *The Review of Economics and Statistics*, **65**, 511-515.
- Deaton, A. and Muellbauer, J. (1980a) "An Almost Ideal Demand System". *The American Economic Review*, **70**, 312-326.
- Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980b) *Economics and Consumer Behaviour*. Cambridge University Press.

- Fujii, E.T., Khaled, M., y Mak, J. (1985) "An Almost Ideal Demand System for Visitor Expenditures". *Journal of Transport Economics and Policy*, **19**, 161-171.
- Godfrey, L.G. (1978) "Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables". *Econometrica*, **46**, 1293-1301.
- Hall, B.H. (1991) Time Series Processor (TSP) Version 4.2.
- Martínez, C. y Sanso, M. (1991a) "Comercio Español de Manufacturas e Integración de España en la CEE: Evaluación del Impacto Mediante la Utilización de la Ecuación de Gravedad". Documento de Trabajo. Fundación FIES.
- Martínez, C. y Sanso, M. (1991b) "El Impacto de la Integración Española en la CEE sobre las Importaciones de Manufacturas: Creación y Desviación de Comercio, 1986-1990". Documento de Trabajo. Fundación FIES.
- Martínez, C., Sanso, M., y Sanz, F. (1991) "Las Importaciones Españolas de Manufacturas y la Integración en la CEE". *Investigaciones Económicas*, **15**, 121-141.
- Mauleón, (1984) "Algunos Factores de Corrección para Contrastes Económicos". Servicio de Estudios. Banco de España.
- Mergos, G.J. y Donatos, G.S. (1989) "Consumer Behaviour in Greece: an Application of the Almost Ideal Demand System". *Applied Economics*, **21**, 983-993.
- Ray, R. (1984) "A Dynamic Generalisation of the Almost Ideal Demand System". *Economics Letters*, **14**, 235-239.
- Stone, R. (1954) "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: an Application to the Pattern of British Demand". *The Economic Journal*, **64**, 511-527.
- Zellner, A. (1962) "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias". *Journal of the American Statistical Association*, **57**, 348-368.

CUADRO 1. CONTRASTES DE AUTOCORRELACION

	Godfrey		
	Orden 1	Orden 2	Orden 3
Alemania	0.0720	3.2302	2.8236
EE.UU.	1.7468	2.5759	2.8700
Francia	2.8148	5.5025	5.2928
Reino Unido	2.1926	1.3029	1.6358
Italia	0.3929	0.4905	0.7280
Otros países	3.3316	4.3422	4.9880
España	3.0742	2.7787	3.4043

Valores críticos: $\chi^2_{(1)0.05} = 3.84$, $\chi^2_{(2)0.05} = 5.99$, $\chi^2_{(3)0.05} = 7.81$

CUADRO 2. PARAMETROS ESTIMADOS

	α_i	α	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	γ_{i0}	β_i	ϕ_i	R^2
Alemania	0.0263 (3.91)*	0.4872 (9.08)*	$0.93 \cdot 10^{-3}$ (3.26)*	$0.44 \cdot 10^{-3}$ (4.01)*	$-0.43 \cdot 10^{-3}$ (-1.97)*	$-0.31 \cdot 10^{-3}$ (-1.95)	$0.88 \cdot 10^{-4}$ (0.52)	$0.22 \cdot 10^{-3}$ (1.28)	$-0.18 \cdot 10^{-3}$ (-0.47)	$-0.15 \cdot 10^{-2}$ (-3.81)	$0.12 \cdot 10^{-2}$ (8.07)*	0.9811
EE.UU.	$0.19 \cdot 10^{-2}$ (2.05)*	0.4872 (9.08)*	$0.31 \cdot 10^{-4}$ (0.79)	$0.28 \cdot 10^{-4}$ (1.86)	$-0.46 \cdot 10^{-4}$ (-1.59)	$-0.32 \cdot 10^{-4}$ (-1.46)	$-0.87 \cdot 10^{-3}$ (-0.37)	$0.44 \cdot 10^{-6}$ (0.02)	$0.58 \cdot 10^{-4}$ (1.1)	$-0.11 \cdot 10^{-3}$ (-2.05)*	$0.36 \cdot 10^{-4}$ (2.13)*	0.4117
Francia	0.0138 (2.02)*	0.4872 (9.08)*	$0.14 \cdot 10^{-3}$ (0.49)	$0.26 \cdot 10^{-3}$ (2.39)*	$0.28 \cdot 10^{-4}$ (0.13)	$-0.58 \cdot 10^{-3}$ (-3.59)*	$0.12 \cdot 10^{-3}$ (0.70)	$0.45 \cdot 10^{-4}$ (0.26)	$0.33 \cdot 10^{-3}$ (0.86)	$-0.78 \cdot 10^{-3}$ (-1.98)	$0.61 \cdot 10^{-3}$ (4.74)*	0.9005
Rein.Un.	$0.57 \cdot 10^{-2}$ (1.74)	0.4872 (9.08)*	$0.19 \cdot 10^{-3}$ (1.42)	$-0.83 \cdot 10^{-4}$ (-1.58)	$0.64 \cdot 10^{-4}$ (0.64)	$-0.28 \cdot 10^{-3}$ (-3.65)*	$-0.40 \cdot 10^{-4}$ (-0.49)	$0.47 \cdot 10^{-4}$ (0.56)	$0.16 \cdot 10^{-3}$ (0.89)	$-0.33 \cdot 10^{-3}$ (-1.71)	$0.37 \cdot 10^{-3}$ (5.89)*	0.9186
Italia	$0.68 \cdot 10^{-2}$ (1.60)	0.4872 (9.08)*	$0.34 \cdot 10^{-3}$ (1.89)	$-0.26 \cdot 10^{-3}$ (-3.76)*	$-0.18 \cdot 10^{-3}$ (-1.36)	$-0.63 \cdot 10^{-4}$ (0.63)	$0.27 \cdot 10^{-3}$ (2.56)*	$0.21 \cdot 10^{-3}$ (1.94)	$-0.27 \cdot 10^{-3}$ (-1.11)	$-0.39 \cdot 10^{-3}$ (-1.59)	$0.40 \cdot 10^{-3}$ (4.25)*	0.9080
Otros p.	0.019 (2.35)*	0.4872 (9.08)*	$0.76 \cdot 10^{-3}$ (3.12)*	$-0.11 \cdot 10^{-3}$ (-1.08)	$-0.31 \cdot 10^{-3}$ (-1.73)	$-0.40 \cdot 10^{-3}$ (-2.93)*	$0.22 \cdot 10^{-3}$ (1.49)	$0.27 \cdot 10^{-3}$ (1.86)	$0.60 \cdot 10^{-4}$ (0.18)	$-0.11 \cdot 10^{-2}$ (-3.29)*	$0.83 \cdot 10^{-3}$ (6.4)*	0.9738

* Rechazo la no significatividad individual de los parámetros al 5%

CUADRO 3. CONTRASTES DE HIPOTESIS

	Wald	Wald corregido
Homogeneidad	54.37	25.40
Homogeneidad y simetría	568.7	270.70

Valores críticos: $\chi^2_{(6)0.05} = 12.6$, $\chi^2_{(27)0.05} = 40.1$

CUADRO 4. ELASTICIDADES PRECIO

	ϵ_{ii}
Alemania	-0.0779 (-0.2849)
EE.UU.	0.233 (0.3532)
Francia	-0.8966 (-1.6100)
Reino Unido	-2.2231 (-6.6552)*
Italia	-0.1308 (-0.3888)
Otros países	-0.5349 (-2.2843)*
España	-1.0061 (-1040.12)*

* Rechazo la no significatividad individual de los parámetros al 5%