

**UNA APROXIMACION ECONOMETRICA A LOS DETERMINANTES DE LA OFERTA Y LA DEMANDA DE AUTOMOVILES EN CASTILLA Y LEON Y EN ESPAÑA**

Juan Carlos FRECHOSO REMIRO

Profesor Asociado del Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de Valladolid.

**1.-INTRODUCCION**

Si siempre es interesante conocer los factores determinantes de la oferta y de la demanda de cualquier producto, mucho más necesario resulta la distinción cuando el bien o servicio considerado se erige como una de las principales actividades productivas o exportadoras de una región o de un país, y aún imprescindible si a esa importancia se unen la creación de puestos de trabajo directos e indirectos y los efectos de arrastre en otros sectores.

La fabricación de automóviles de turismo en Castilla y León, y en España, reúne todas las características citadas: supone un importante porcentaje del P.I.B.; tiene especial relevancia en el volumen exportador; ocupa, de forma directa e indirecta, un elevado porcentaje de la población activa; e influye de forma positiva en buena cantidad de sectores productivos.

El presente trabajo intenta establecer cuáles son las principales variables que influyen en la producción y venta de turismos en nuestra Comunidad Autónoma y en España. Para alcanzar este objetivo nos hemos apoyado en el modelo económico uniecuacional, sobre el cual se exponen algunas consideraciones, de forma deliberadamente sucinta, en el segundo apartado con el fin de apoyar lo posteriormente expuesto y de ayudar al lector en su tarea.

Estas consideraciones permiten iniciar el estudio de los determinantes de la producción de automóviles de turismo en el tercer apartado. La venta interior y las exportaciones, como veremos, se constituyen en protagonistas de la explicación, lo cual nos obliga a realizar un estudio pormenorizado de estas dos últimas variables.

Bajo el cuarto epígrafe se realiza ese análisis de la demanda diferenciando dos bloques: por un lado, la demanda interior, y por otro, las exportaciones. Incluso, dentro de la demanda interior, distinguiremos entre demanda de vehículos nacionales y demanda de vehículos importados. Renta, tipos de interés, tipos de cambio o inflación son algunas de las variables consideradas sobre las cuales pueden actuar las

autoridades competentes.

Las conclusiones finales, a modo de resumen, cerrarán este estudio.

## 2.-EL MODELO ECONOMETRICO

La Econometría nos ofrece, al menos, dos grandes posibilidades para analizar la dependencia de una o varias variables: el modelo uniecuacional y el modelo de ecuaciones simultáneas. Si bien el segundo procedimiento es más completo, el primero es más sencillo y, en todo caso, necesario para realizar un modelo de ecuaciones simultáneas. Esa menor complejidad, unida a la necesaria especificación de las ecuaciones y a la brevedad exigida para este análisis, recomienda el uso del modelo uniecuacional, que, en su forma lineal, se expresa ecuacionalmente como (1):

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + U_t$$

donde Y es la variable dependiente, a explicar,  $\beta_i$  (para  $i=0\dots k$ ) son los parámetros a estimar,  $X_i$  son las variables independientes o "predeterminadas", t indica el momento de tiempo y varía entre 1 y T, siendo T el número máximo de observaciones obtenidas, y U es la "perturbación", un término de error no observable y sobre el cual se realizan una serie de hipótesis.

Las hipótesis "clásicas" sobre U son la esperanza nula, la homoscedasticidad (igual varianza para cualquier momento de tiempo) y la incorrelación consigo misma (covarianza nula para distintos momentos de tiempo). Además, se supone que U se distribuye como una "normal" y está incorrelacionada con las variables predeterminadas, las cuales, a su vez, son variables no aleatorias que no presentan "multicolinealidad" perfecta, que no son una combinación lineal perfecta.

Bajo estas hipótesis, el estimador mínimo cuadrático ordinario (MCO) es un estimador "lineal", "insesgado", "óptimo" (ELIO) y "consistente", y coincide con el estimador máximo verosímil, recogiendo sus propiedades asintóticas. No obstante, estas hipótesis raramente se plasman en su totalidad, siendo necesaria la utilización de diversos test para comprobar su cumplimiento.

Los test utilizados a tal fin en este trabajo han sido (2):

-para la significación de un parámetro aislado ( $\beta_i$ ), el estadístico t de Student:

$$\beta_i / DV(\beta_i) \rightarrow t_{T-k-1}$$

donde DV es la desviación típica, T es el número de observaciones y k es el número de regresores excluido el término constante.

-para la significación del conjunto paramétrico

total (8), el estadístico F de Snedecor:

$$\frac{BX'XB}{S^2(k+1)} \rightarrow F \quad \begin{matrix} k+1 \\ T-k-1 \end{matrix}$$

donde X es la matriz de observaciones de los regresores (incluido el término constante) y S es un estimador insesgado de la hipotética constante de la matriz de varianzas y covarianzas.

-para contrastar cambios estructurales, el test de Chow:

$$\frac{[SCE_{\Sigma} - (SCE_1 + SCE_2)] / (k+1)}{(SCE_1 + SCE_2) / (T-2k-2)} \rightarrow F \quad \begin{matrix} k+1 \\ T-2k-2 \end{matrix}$$

donde SCE<sub>Σ</sub> es la suma de cuadrados de los residuos con todas las observaciones y SCE<sub>1</sub> y SCE<sub>2</sub> son las respectivas sumas de las dos submuestras consideradas.

-para la multicolinealidad se ha tenido en cuenta los coeficientes de correlación entre las diferentes variables, así como el valor de los determinantes de las matrices R<sub>xx</sub> y X'X, y el coeficiente de determinación de las regresiones de las variables consideradas.

-para la heteroscedasticidad, los contrastes de White:

$$TR^2 \rightarrow X^2_n$$

donde X<sup>2</sup> representa una chi-cuadrado, n es el número de regresores de la estimación de los residuos al cuadrado respecto a las variables independientes, sus cuadrados y sus productos, y R<sup>2</sup> es el coeficiente de determinación de la regresión anterior; Glejser, donde se estima la no significación del parámetro correspondiente a la variable independiente, su cuadrado, su raíz cuadrada y sus inversos en la regresión del valor absoluto de los residuos respecto a cada una de dichas variables; y Goldfeld y Quandt, donde se obtiene el siguiente estadístico en el modelo ordenado de forma creciente y hechas dos submuestras tras la eliminación de cierta cantidad de observaciones centrales (c):

$$\frac{SCE_2}{SCE_1} \rightarrow F \quad \begin{matrix} (T-c)/2-k-1 \\ (T-c)/2-k-1 \end{matrix}$$

-para la autocorrelación, los contrastes de Box y Pierce:

$$Q = TSUM(p_1^2) \rightarrow X^2_k$$

donde p<sub>1</sub> son los coeficientes de correlación y k es el número de retardos elegidos en el sumatorio (SUM); el estadístico d de Durbin-Watson, donde d se encuentra en el intervalo [0, 4]; y el test de Breusch-Godfrey:

$$TR^2 \rightarrow X^2_p$$

donde p es el número de retardos escogidos en la regresión de los residuos respecto a las variables independientes y los residuos retardados desde 1 hasta p periodos.

-para contrastar la normalidad de la perturbación, el estadístico derivado del multiplicador de Lagrange (AZNAR, A. y TRIVEZ, F.C.: "Métodos de predicción en Economía I", Ariel Economía, Barcelona, 1.993, pp. 168-9):

$$T(m_3^2 / (6m_2^3) + (m_4 / m_2^2 - 3)^2 / 24) \rightarrow X^2_2$$

donde  $m_2$ ,  $m_3$  y  $m_4$  son los momentos centrados de orden 2, 3 y 4, respectivamente, de los residuos.

-para contrastar la linealidad del modelo, el test RESET de Ramsey (AZNAR, A. y TRIVEZ, F.C., op. cit., pág. 149), donde se contrasta que los parámetros  $\mu$  de la siguiente estimación son todos nulos:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \mu_2 W_t^2 + \dots + \mu_p W_t^p + U_t$$

donde  $W_t$  es la estimación realizada sobre  $Y_t$ .

Por último, los valores críticos de los estadísticos han sido recogidos de las tablas editadas en BERENSON, M.L. y LEVINE, D.M.: "Estadística para Administración y Economía", McGraw-Hill, México, 1.991; mientras las series estadísticas se han reproducido fielmente de BANCO DE ESPAÑA: "Boletín Estadístico", Banco de España, Madrid, varios números, y de JUNTA DE CASTILLA Y LEÓN: "Coyuntura Económica de Castilla y León", Junta de Castilla y León, Consejería de Economía y Hacienda, Servicio de Estudios, Valladolid, varios números.

### 3.-LA DETERMINACION DE LA OFERTA

La necesidad de determinar los factores que afectan a la producción de turismos radica en las posibilidades ofrecidas a los responsables políticos por esa determinación. En especial, por las implicaciones que tiene en materia de empleo y desarrollo.

En el modelo uniecuacional, son las variables independientes o "predeterminadas" quienes se constituyen en factores determinantes de la variable dependiente. En nuestro caso, la variable dependiente es la fabricación de turismos en Castilla y León. Pero, ¿cuáles son las variables predeterminadas?

La teoría económica nos enseña que la producción depende del precio. No obstante, en el sector del automóvil es prácticamente imposible conocer el verdadero precio de un vehículo (3), lo que dificulta la estimación de este tipo de ecuación. Se hace necesario, entonces, buscar otras variables explicativas.

A priori, como en cualquier producto, la oferta debería responder a la demanda: la producción debería destinarse a la venta, ya sea ésta interior o exterior, reflejándose los desfases entre ambas en movimientos del volumen de stock. Por consiguiente, la fabricación de turismos en nuestra Comunidad Autónoma debe estar determinada por las ventas dentro de nuestra región y por las exportaciones hacia el territorio nacional y hacia otros países, siendo el stock meros desfases incluidos en la perturbación y en el término constante a través del "stock de seguridad".

Encontramos aquí los primeros problemas. Primero, la imposibilidad de diferenciar, sin acudir a las marcas fabricantes, entre ventas de turismos producidos en nuestra

región y ventas de turismos producidos fuera de Castilla y León. Y segundo, más trascendente a nuestros propósitos, la ausencia de datos referentes a las exportaciones castellano-leonesas de turismos.

No obstante, estos inconvenientes prácticos podrían ser subsanados, al menos de forma parcial, si nuestra Comunidad Autónoma siguiera la estrategia establecida por las firmas automovilísticas multinacionales para el conjunto del territorio nacional. Si los fabricantes de nuestra región siguieran el comportamiento de la industria automovilística nacional con cierta fidelidad, sería posible extraer de la segunda los determinantes de la primera. Pero, ¿cómo comprobar dicha fidelidad?

Una de las formas es estimar en qué medida la fabricación de turismos en Castilla y León (FTCL) es explicada por la fabricación nacional (FTE). Surge entonces el problema teórico de la "correlación" entre FTE y la perturbación, ya que FTE contiene a FTCL, variable relacionada con la perturbación.

La propia teoría econométrica nos proporciona la solución: debe usarse una "variable instrumental". Pero hasta el momento, no tenemos ninguna otra variable explicativa descrita, ya que la posibilidad de utilizar la fabricación de turismos en España una vez descontada la producción de Castilla y León (FTESCL) queda descartada por la relación que tendría esta variable con la perturbación (4), volviendo al problema anterior. Dejaremos pues pendiente este problema para más adelante y nos centraremos en la regresión de FTCL respecto a FTE, aún a sabiendas de que los estimadores de los parámetros no serán siquiera "consistentes" (5).

La estimación se ha realizado con el paquete estadístico MicroTSP (versión 5.0) obteniendo los siguientes resultados para el periodo comprendido entre enero de 1.985 y diciembre de 1.993 (datos mensuales, T=108):

$$\begin{aligned} \text{FTCL}_e &= 581'16277 + 0'1597328 \text{ FTE}_e \\ &\quad (787'37724) \quad (0'0057767) \\ R^2 &= 0'875525 \quad F = 745'5732 \quad \text{SCE} = 5'68.10^* \\ d(\text{Durbin-Watson}) &= 1'389053 \end{aligned}$$

donde los datos entre paréntesis corresponden a las desviaciones típicas estimadas de los parámetros.

En los contrastes realizados (6) se ha apreciado normalidad en la distribución de los residuos (es de suponer también en la perturbación), linealidad en el modelo, significación del conjunto paramétrico total, estructura uniforme, alta significación del estimador del parámetro de FTE y homoscedasticidad en la varianza de la perturbación. Además, al trabajar con una única variable "exógena", no puede existir multicolinealidad.

No obstante, dos problemas surgen en la estimación. El primero, más teórico que explicativo, se refiere a la significación del término constante. El valor del estadístico  $t$  para el término constante es inferior al valor en tablas de la distribución  $t$  de Student para cualquier nivel de significación coherente, lo que indica un valor nulo del verdadero parámetro en consonancia con la lógica: si en España no se fabrica ningún turismo, es imposible que se produzca alguno en Castilla y León. Sin embargo, dejar fuera de la estimación el término constante obligaría a realizar una regresión cuya recta pasara por el origen de coordenadas, con todas las complicaciones teóricas respecto al  $R^2$  y a los contrastes establecidos que ello conlleva. Es esta última peculiaridad la que aconseja incluir el término constante en la regresión, ya que, a nivel explicativo, poco importa su valor verdadero y, a nivel teórico, "tan sólo" ganaríamos una más precisa estimación de la pendiente de la recta (7).

El segundo problema, de mayor trascendencia, hace referencia a la autocorrelación existente en la perturbación. Tanto el contraste de Box y Pierce ( $Q(20 \text{ retardos})=41'523$  frente a una  $X^2_{20}(0'01)=37'6$ ), como la  $d$  de Durbin-Watson ( $d_L(0'01)=1'53$ ;  $d_U(0'01)=1'57$ ), como el test de Breusch-Godfrey ( $TR^2=10'9723$  frente a una  $X^2_1(0'01)=6'63$ ) muestran la autocorrelación de tipo autorregresivo de primer orden indicada por el correlograma realizado por MicroTSP. A nivel explicativo, el proceso AR(1) indica una cierta tendencia por parte de los fabricantes a tener presente lo sucedido en el período anterior. A efectos teóricos, la autocorrelación plantea un problema de, a veces, no fácil solución que contradice una de las hipótesis clásicas.

Se hace necesario solucionar dicho problema. Las "primeras diferencias" permiten corregir este último problema, obteniendo la siguiente estimación (8):

$$\begin{aligned} FTCL_t = & -392'4423 + 0'1642 FTE_t - 0'0538 FTE_{t-1} + 0'3387 FTCL_{t-1} \\ & (1055'3561)(0'0059) \quad (0'0167) \quad (0'0987) \\ R^2 = & 0'888277 \quad F = 272'9730 \quad SCE = 5'07.10^* \end{aligned}$$

Además de la linealidad en el modelo y la ausencia de cambio estructural, los contrastes indican que la perturbación se distribuye como una normal, es homoscedástica y está incorrelacionada consigo misma. Tan sólo la multicolinealidad se presenta como problema, ya que  $FTE_{t-1}$  y  $FTCL_{t-1}$  están, lógicamente, correlacionadas entre sí. No obstante, el problema de la multicolinealidad "tan sólo" afecta a la precisión de los estimadores, y no tanto a la estimación en sí.

En todo caso, hemos realizado la estimación del modelo de primeras diferencias por el método de Cochrane-Orcutt partiendo de un valor estimado para el coeficiente de la autocorrelación de la perturbación de  $-0'0538$  y considerando que existe convergencia cuando la diferencia entre las sucesivas estimaciones de ese valor no excediera de  $0'0001$ . Tras seis iteraciones el resultado es el siguiente:

$$\begin{aligned}
 V(Y) &= -118'05823 + 0'1636713 V(X) \\
 &\quad (511'84444) (0'0053263) \\
 R^2 &= 0'89993 \quad SCE=5'08.10^8 \quad F=944'2665 \\
 \text{COEFICIENTE AR}(1) &= 0'3331069 \\
 &\quad (0'0964629)
 \end{aligned}$$

donde  $V(Y)$  y  $V(X)$  son las respectivas variaciones de FTCL y FTE con respecto al periodo anterior.

La estimación parece mostrarnos que existen razones suficientes para suponer que la fabricación de turismos en Castilla y León sigue la línea establecida por el conjunto de fabricantes españoles. El siguiente paso es comprobar si FTE, y entonces FTCL, viene determinada, y en qué proporción, por las ventas interiores y las exportaciones.

Es necesario señalar aquí que las estadísticas oficiales consultadas no permiten obtener la serie de exportaciones de automóviles en unidades, sino en miles de millones de pesetas y para el periodo comprendido entre enero de 1.988 y diciembre de 1.993 ( $T=72$ ). Esta unidad de medida impone que la variación de las exportaciones se deba tanto a variaciones en las ventas exteriores como en los precios. La ya citada imposibilidad de obtener el precio real de venta cierra el camino de una obtención indirecta de las exportaciones en unidades sin acudir a errores de medida y sesgos. Por ello, se ha optado por utilizar la serie original a efectos explicativos.

La pregunta es cómo se relaciona FTE con las ventas interiores (MAEFN,  $X_1$  en la ecuación) y con las exportaciones (EXAUE,  $x_2$  en la ecuación). Es bien sabido que la fabricación de turismos es anterior a la venta en buena parte de los casos, por lo cual deben ser consideradas las expectativas sobre la demanda. A su vez, debe existir algún mecanismo corrector de las diferencias entre esas expectativas y las ventas reales logradas anteriormente. La siguiente estimación parece recoger estos aspectos ( $T=59$ ):

$$\begin{aligned}
 FTE_t &= -101937'71 + 0'5322 X_{1t} + 1'0307 X_{1t+1} + 0'2908 X_{1t+2} - \\
 &\quad (34051'210) (0'2317) \quad (0'2277) \quad (0'2102) \\
 &- 0'4678 X_{1t+4} + 0'8002 X_{1t+6} - 0'4483 X_{1t+7} + 0'6186 X_{1t+8} - \\
 &\quad (0'2105) \quad (0'2454) \quad (0'2438) \quad (0'2334) \\
 &- 0'7087 X_{1t+11} + 0'2845 X_{1t+12} + 1296'6806 X_{2t} - \\
 &\quad (0'2463) \quad (0'2336) \quad (152'6833) \\
 &- 237'9009 X_{2t+1} + 509'5229 X_{2t+2} - 184'5277 X_{2t+3} - \\
 &\quad (112'8475) \quad (120'8893) \quad (112'5224) \\
 &- 171'0962 X_{2t+7} + 144'5720 X_{2t+8} - 200'3615 X_{2t+9} + \\
 &\quad (120'9194) \quad (90'4548) \quad (83'6776) \\
 &+ 337'8919 X_{2t+12} - 151'0254 X_{2t-1} + 0'4164 X_{1t-3} + \\
 &\quad (135'0744) \quad (97'8988) \quad (0'2182) \\
 &\quad + 0'6180 X_{1t-12} \\
 &\quad (0'2135) \\
 R^2 &= 0'9654 \quad SCE=3'08.10^8 \quad F=52'9587 \quad d(D-W)=2'1425
 \end{aligned}$$

La estimación resulta ser lineal, de perturbación normal, sin cambio estructural, homoscedástica e incorrela-

cionada serialmente. Además, el conjunto paramétrico total es significativo. No obstante, como era previsible, la multicolinealidad no está ausente, centrándose de forma principal en los retardos y adelantos de orden anual, de acuerdo al carácter estacional de las dos series explicativas. Esta relación genera una escasa significación de algunos parámetros debido a la mayor variabilidad que introduce la multicolinealidad.

Parece, pues, que la fabricación tiene en cuenta unas expectativas en torno al año (9) tanto respecto a la venta interior como exterior, siendo el mecanismo corrector de un año y de un trimestre para las ventas interiores y de un mes para las exteriores (¿quizá más estables?). No obstante, debe tenerse en cuenta que este tipo de modelo dinámico podría estar encubriendo un proceso estacional de tipo anual.

Antes de terminar con este apartado debemos volver la vista atrás, a cuando hablábamos de las "variables instrumentales" que podíamos utilizar para estimar FTCL. La teoría indica que una estimación de la variable relacionada con la perturbación (en nuestro caso, FTE) es una variable instrumental de dicha serie relacionada. Los resultados obtenidos mediante la sustitución de esta última estimación en la ecuación de FTCL no difieren sensiblemente de los allí comentados, por lo que evitaremos reproducirlos, dando por buenos los entonces alcanzados (y el supuesto de que FTCL sigue la misma estrategia que FTE).

Por tanto, dada la relación entre producción y demanda y entre producción y expectativas, parece aconsejable actuar sobre la fabricación de automóviles a través de las expectativas de ventas. Pero, ¿cómo?, ¿de qué dependen las ventas?

#### 4.-LA ESTIMACION DE LA DEMANDA

Cualquiera que se haya planteado alguna vez la solución a la pregunta anterior sabrá que ésta dista mucho de ser sencilla. Todos podemos reconocer una, dos, ¿tres? variables; pero, apriorísticamente, pocos saben de forma certera la respuesta. Aquí intentaremos acercarnos a ella.

La primera fase es recoger series "interesantes" para la regresión. Sin embargo, la estimación de la demanda de vehículos de Castilla y León choca con el mismo problema que la estimación de la oferta: la ausencia de algunas variables relevantes en las estadísticas oficiales. Por ello, como se hizo anteriormente, se ha estimado la relación que existe entre la matriculación de automóviles en Castilla y León (MTCL) y la matriculación de automóviles en España, pero dando un paso más: diferenciando entre la venta de vehículos fabricados en España (MAEFN) y la venta de vehículos importados (MAEI).

Los resultados obtenidos en el periodo comprendido entre octubre de 1.985 y diciembre de 1.993 (T=99) han sido los



siguientes:

$$\begin{aligned} \text{MTCL}_t = & 660'66937 + 0'0361775 \text{ MAEFN}_t + 0'0528156 \text{ MAEI}_t \\ & (92'666368) (0'0016263) \quad (0'0019097) \\ \text{R}^2 = & 0'937965 \quad \text{SCE} = 4303858 \quad \text{F} = 725'7561 \quad \text{d(D-W)} = 1'452987 \end{aligned}$$

La estimación, a pesar de su alta significación, de su linealidad y de su normalidad, resultó mostrar un cambio estructural hacia agosto de 1.989, debido, probablemente, al progresivo desmantelamiento arancelario que el sector ha sufrido desde su entrada en la C.E.E. y, consiguientemente, a la confluencia de dos factores: la mayor apertura a los vehículos importados y el conocido cambio de gustos de los consumidores españoles hacia vehículos más potentes, donde no está especializada España.

El cambio obliga a estimar el modelo en dos periodos muestrales: de octubre de 1.985 a julio de 1.989 y de agosto de 1.989 a diciembre de 1.993. En el primer periodo los resultados logrados son (T=46):

$$\begin{aligned} \text{MTCL}_t = & 355'08423 + 0'0455838 \text{ MAEFN}_t + 0'0401567 \text{ MAEI}_t \\ & (126'30120) (0'0029909) \quad (0'0031793) \\ \text{R}^2 = & 0'970411 \quad \text{SCE} = 1127717 \quad \text{F} = 705'1183 \quad \text{d(D-W)} = 1'663752 \end{aligned}$$

resultando ser lineal, de perturbación normal, ausente de cambio estructural y de multicolinealidad relevante, homoscedástica, incorrelacionada y significativa tanto en el conjunto paramétrico total como para cada parámetro por separado. Por su parte, el segundo periodo citado arrojó los siguientes datos (T=53):

$$\begin{aligned} \text{MTCL}_t = & 705'21732 + 0'0420457 \text{ MAEFN}_t + 0'0459770 \text{ MAEI}_t \\ & (149'38171) (0'0025784) \quad (0'0041423) \\ \text{R}^2 = & 0'923519 \quad \text{SCE} = 2134553 \quad \text{F} = 301'8802 \quad \text{d(D-W)} = 1'716117 \end{aligned}$$

con las mismas propiedades de la estimación anterior.

Los datos nos muestran un cambio en el sentido de una menor sensibilidad hacia la fabricación nacional en favor de los vehículos importados, cada vez más asequibles y más cercanos a los nuevos gustos de los consumidores. Se impone, por tanto, establecer los determinantes de esas dos variables, de esa demanda interior.

Sin embargo, resulta difícil establecer de forma intuitiva cuáles son los determinantes tanto de MAEFN como de MAEI. En cuanto a la primera, MAEFN podría responder a la renta del individuo, de la familia o del país; a los tipos de interés, por cuanto buena parte de las ventas son financiadas; o al stock de vehículos existentes y su evolución, dada la creciente congestión de las carreteras y ciudades. Tras varias especificaciones, el modelo que mejor parece explicar esta variable en el periodo comprendido entre abril de 1.986 y octubre de 1.993 (T=90) es:

$$\begin{aligned}
MAEFN_t = & 115528'37 + 0'0453 V1_t + 0'0396 V12_t - 2303'2143 TIB3_{t+} \\
& (65275'518)(0'0367) \quad (0'0242) \quad (1010'4103) \\
+ & 448'5750 IPIE_t - 0'0273 PARQUE_{t-1} + 0'0207 PARQUE_{t-12} - \\
& (247'3166) \quad (0'0238) \quad (0'0236) \\
- & 2041'3525 IE_{t-1} + 1429'1208 IE_t + 72'3052 PAROE_t - \\
& (1901'2452) \quad (2076'8704) \quad (22'0915) \\
- & 76'1918 PAROE_{t+1} - 13'674403 VPAR12_t \\
& (21'2065) \quad (9'9646382) \\
R^2 = & 0'685616 \quad SCE = 4'61.10^9 \quad F = 15'46401 \quad d(D-W) = 2'09995
\end{aligned}$$

donde V1 es la variación en el mes anterior del parque de automóviles en España, V12 es dicha variación en relación anual, TIB3 es el tipo de interés bancario para créditos a más de tres años, IPIE es el índice de producción industrial de España (que pretende recoger el nivel de renta del país), PARQUE es el nivel estimado del parque de automóviles, IE es la inflación interanual en España, PAROE es el paro español registrado (en miles de personas) y VPAR12 es la variación anual de PAROE.

Esta estimación resulta ser lineal, de perturbación normal, sin cambio estructural y homoscedástica. No obstante, presenta dos problemas. En primer lugar, la correlación existente entre diversas variables, tanto retardadas como con TIB3 e IPIE, que produce un cierto grado de multicolinealidad no demasiado elevado. En segundo lugar, la autocorrelación existente ( $Q(20 \text{ retardos}) = 59'572$  frente una  $X^2_{20}(0'01) = 37'6$  y  $TR^2(\text{Breusch-Godfrey para SAR}(12)) = 37'74303$  frente una  $X^2_{12}(0'01) = 26'2$ ) que muestra un proceso estacional de medias móviles y autorregresivo ( $SARMA_{12,12}$ ) de tipo (1,1).

Introducida esta última característica en el modelo, resultan no ser significativas V1 y VPAR12, obteniéndose, tras 14 iteraciones (las variables citadas deben ser entendidas como variaciones anuales):

$$\begin{aligned}
MAEFN_t = & 324658'96 + 0'0546 V12_t - 2018'6372 TIB3_t + \\
& (212002'81)(0'0161) \quad (489'9399) \\
+ & 483'9065 IPIE_t - 0'0474 PARQUE_{t-1} + 0'0280 PARQUE_{t-12} - \\
& (131'1887) \quad (0'0194) \quad (0'0160) \\
- & 3629'2495 IE_{t-1} + 4147'9414 IE_t + 39'2251 PAROE_t - \\
& (865'2984) \quad (819'7678) \quad (18'8214) \\
- & 47'4946 PAROE_{t+1} \\
& (18'8684) \\
R^2 = & 0'905402 \quad SCE = 1'27.10^9 \quad F = 57'42642 \\
COEF. SMA_{12}(1) = & -0'8738216 \quad COEF. SAR_{12}(1) = 0'9025297 \\
& (0'1707803) \quad (0'0745463)
\end{aligned}$$

Por tanto, la matriculación de vehículos de fabricación nacional, además de presentar un componente estacional, depende no sólo de la renta (IPIE), de los tipos de interés o de la inflación presentes (variables en cierta forma lógicas), sino también de la variación anual del parque de automóviles, del propio stock del parque y su evolución anual, y del volumen de paro registrado y su previsión para el siguiente período. Es esta última variable la más contro-

vertida a la hora de la explicación, dados los signos de la estimación. No obstante, pueden apuntarse dos razones para su inclusión: primera, la relación que tiene con la renta del país y, segunda, el posible optimismo que, ante un volumen elevado de desempleados, puede tener el comprador ocupado ante su privilegiada situación; optimismo que puede truncarse si espera un aumento del paro, con la consiguiente incertidumbre sobre su puesto de trabajo, para el siguiente periodo.

En cuanto a la estimación de MAEI, los resultados para el periodo situado entre octubre de 1.986 y diciembre de 1.992 (T=75) han sido:

$$\begin{aligned}
 \text{MAEI}_t = & 48557'863 + 149'3135 \text{ IPIE}_t - 2111'0095 \text{ TIB3}_{t-12} + \\
 & (71644'203) (148'0224) \quad (928'42802) \\
 + & 1748'3403 \text{ TIB3}_{t-1} - 2773'1609 \text{ TIB3}_t + 1663'5734 \text{ TIB3}_{t+3} - \\
 & (1050'3694) \quad (1092'8878) \quad (901'4762) \\
 - & 0'0294 \text{ PARQUE}_{t-3} + 0'0344 \text{ PARQUE}_{t+3} + 27'2444 \text{ PAROE}_t - \\
 & (0'0105) \quad (0'0096) \quad (14'2346) \\
 - & 25'8747 \text{ PAROE}_{t+1} - 1246'3262 \text{ IE}_{t-12} - 1132'0117 \text{ IE}_{t-3} + \\
 & (14'1668) \quad (599'1014) \quad (538'6127) \\
 + & 1108'8810 \text{ IE}_{t+12} - 892'9564 \text{ TCODM}_{t-12} + 1434'1462 \text{ TCODM}_t - \\
 & (997'71505) \quad (493'3637) \quad (635'3400) \\
 - & 2060'0558 \text{ TCODM}_{t+1} + 436'7328 \text{ TCODM}_{t+12} + 5'2173 \text{ IRPF}_{t+1} - \\
 & (598'3727) \quad (266'0209) \quad (3'1002) \\
 & - 14'2603 \text{ IRPF}_{t+3} + 7'4346 \text{ IRPF}_{t+12} \\
 & (2'9114) \quad (2'7552) \\
 R^2 = & 0'894081 \quad \text{SCE} = 6'19.10^* \quad F = 24'43491 \quad d(D-W) = 2'509182
 \end{aligned}$$

donde TCODM es el tipo de cambio oficial del marco e IRPF son las sumas ingresadas por el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas descontadas las correspondientes a cuentas de capital.

La estimación resultó ser lineal, significativa para el conjunto paramétrico, de perturbación normal, sin cambio estructural y homoscedástica. No obstante, como era previsible, la multicolinealidad no está ausente. Además de las lógicas relaciones entre las variables predeterminadas retardadas y adelantadas cabe destacar las relaciones entre diferentes periodos de TIB3 con PARQUE, PAROE y TCODM, de PARQUE con PAROE, de PAROE con TCODM, y de IE con TCODM, lo que conlleva las ya comentadas significaciones poco intensas de algunos parámetros aislados.

En cuanto a la autocorrelación, el test de Breusch y Godfrey, junto al correlograma, muestra una relación de media móvil de primer orden (MA(1)). Introducida esta última información (10), el modelo no lineal de primeras diferencias estimado por MicroTSP resultó ser, tras 16 iteraciones y con un coeficiente estimado de  $\text{AR}(1) = -0'3789364$  ( $\mu$ ):

$$\begin{aligned}
 V(\text{MAEI}_t) = & 27689'136(1-\mu) + 100'6539V(\text{IPIE}_t) - 1946'3741V(\text{TIB3}_{t-12}) \\
 & (68921'123) \quad (162'74938) \quad (886'44515) \\
 + & (2686'8608 - 4798'8133*\mu)\text{TIB3}_{t-1} - 2686'8608*\mu\text{TIB3}_{t-2} - \\
 & \quad (1014'0088)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& -4798'8133TIB3_t + 2986'3064V(TIB3_{t+3}) - 0'0292V(PARQUE_{t-3}) + \\
& (1155'3313) \quad (881'8313) \quad (0'0097) \\
& + 0'0349V(PARQUE_{t+3}) + (24'8637 - 19'9450*\mu)PAROE_t - \\
& (0'0087) \\
& -24'8637*\mu PAROE_{t-1} - 19'9450PARO_{t+1} - 1030'7134V(IE_{t-12}) - \\
& (13'3213) \quad (12'5156) \quad (530'7145) \\
& -1287'6150V(IE_{t-3}) + 1856'8512V(IE_{t+12}) - 1010'7332V(TCODM_{t-12}) + \\
& (432'0027) \quad (876'9134) \quad (414'3100) \\
& + (1630'8488 - 2224'3478*\mu)TCODM_t - 1630'8488*\mu TCODM_{t-1} - \\
& (584'9000) \\
& -2224'3478TCODM_{t+1} + 448'9158V(TCODM_{t+12}) + 6'7692V(IRPF_{t+1}) - \\
& (543'2973) \quad (233'1429) \quad (2'6981) \\
& \quad -8'2963V(IRPF_{t+3}) + 8'7313V(IRPF_{t+12}) \\
& \quad (2'4561) \quad (2'6065) \\
& R^2 = 0'929753 \quad SCE = 6'48.10^a \quad F = 37'61679
\end{aligned}$$

donde V representa la variación respecto al periodo anterior.

Por tanto, MAEI, además de presentar un proceso de media móvil, está determinada por el tipo de interés bancario, el stock de automóviles existente en circulación, la evolución del paro, la inflación, el tipo de cambio y los impuestos. Resulta relevante, o quizás contradictorio, que en la matriculación de vehículos importados tenga una escasa significación la renta (IPIE). No obstante, puede ser achacable a la multicolinealidad. Sin embargo, el signo de IRPF parece contrario a la lógica. Sólo una explicación se nos ocurre para que el signo sea positivo: la compra de bienes supone disminuciones patrimoniales en el sentido fiscal y, por lo tanto, reducciones de la base imponible.

Por último, una vez analizada la demanda interna, debemos hacer referencia a la demanda externa, a las exportaciones. Su unidad de medida produce un primer problema de estimación, por cuanto no estimamos las unidades vendidas, sino el volumen de unidades monetarias transferido. Esto nos lleva a la inclusión del IPCE en la estimación, variable que, a su vez, recoge la inflación española como variable determinante del volumen exportador.

Junto a esta variable, la renta de los países compradores (en nuestro caso, la variable más relevante es el índice de producción industrial de la Unión Europea, IPICEE), el tipo de cambio (del marco, como destacado líder del S.M.E.) y el tipo de interés aparecen como determinantes apriorísticos con los que iniciar la estimación de las exportaciones.

Los resultados para el periodo comprendido entre enero de 1.988 y diciembre de 1.992 (T=60) son:

$$\begin{aligned}
EXAUE_t = & -368'83841 + 5'3936698IPCE_t - 7'7582177IPCE_{t+1} + \\
& (248'32293)(1'9603403) \quad (2'0221106) \\
& + 3'3931399IPCE_{t+3} + 2'1148745IPICEE_{t-3} - 2'5959940IPICEE_{t-1} + \\
& (1'3610181) \quad (1'5470885) \quad (1'5356312) \\
& + 3'7710625IPICEE_{t+1} + 1'8532526TCODM_t - 1'2596369TCODM_{t+3} - \\
& (1'3208695) \quad (1'1283387) \quad (0'9042824)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& - 9'3399712TIB3_{t-3} + 8'7442846TIB3_{t-2} + 7'8582562TIB3_{t-1} - \\
& (3'8801077) \quad (5'2511278) \quad (5'7474559) \\
& - 10'590648TIB3_{t-6} - 6'5296087TIB3_{t+12} - 0'0004545MAEFN_{t-1} + \\
& (4'2875485) \quad (2'7279939) \quad (0'0001738) \\
& + 0'0007112MAEFN_{t+1} + 0'0003674MAEFN_{t+3} \\
& (0'0001803) \quad (0'0001811) \\
R^2=0'898989 \quad SCE=3643'214 \quad F=23'91843 \quad d(D-W)=2'849398
\end{aligned}$$

Es de destacar la inclusión de la matriculación de vehículos nacionales, que, de forma anticipada, no cabría haber esperado. Las razones de su presencia pueden ser variadas, pero, sin duda, cabe señalar una posible relación con el periodo anterior de MAEFN por cuanto los vehículos no vendidos, respecto a las expectativas, en el interior serían exportados hacia otros países. La misma justificación, pero a la inversa, puede expresarse para los periodos adelantados de la matriculación nacional.

Desde el punto de vista técnico, la estimación presenta dos problemas esenciales. El primero es la alta multicolinealidad entre casi todas las variables. El segundo es la autocorrelación, de tipo AR(1), mostrada por los test y el correlograma. Este segundo problema se ha intentado corregir por primeras diferencias (coef. AR(1)= $\mu$ =-0'4984957), obteniendo, tras diez iteraciones, la siguiente ecuación no lineal (V indica la variación respecto al periodo anterior con relación a  $\mu$ ):

$$\begin{aligned}
V(EXAUE_t) = & -301'2095(1-\mu) - 4'2310\mu IPCE_{t-1} + \\
& (183'6034) \quad (1'6760) \\
+ & (4'2310 - 6'6309\mu) IPCE_t + 6'6309 IPCE_{t+1} + 3'7344V(IPCE_{t+3}) + \\
& (1'8015) \quad (0'9821) \\
& + 1'8594V(IPICEE_{t-3}) - (3'5536 + 3'6038\mu) IPICEE_{t-1} - \\
& (1'2165) \\
& + 3'5536\mu IPICEE_{t-2} + 3'6038 IPICEE_t + 1'8850V(TCODM_t) - \\
& (1'3164) \quad (1'1493) \quad (0'7998) \\
& - 1'4305V(TCODM_{t+3}) + 8'5827\mu TIB3_{t-4} - \\
& (0'5914) \quad (3'4016) \\
& - (8'5827 + 7'1026\mu) TIB3_{t-3} + (7'1026 - 10'0314\mu) TIB3_{t-2} + \\
& (5'8114) \quad (6'1262) \\
+ & (10'0314 + 10'5322\mu) TIB3_{t-1} - 10'5322 TIB3_t - 5'7204V(TIB3_{t+12}) - \\
& (3'7717) \quad (1'9486) \\
& - 0'0004V(MAEFN_{t-1}) + 0'0007V(MAEFN_{t+1}) + 0'0004V(MAEFN_{t+3}) \\
& (0'0001) \quad (0'0001) \quad (0'0002) \\
R^2=0'956665 \quad SCE=2802'786 \quad F=57'94947
\end{aligned}$$

donde los parámetros más significativos son, sobre todo, el correspondiente a  $V(MAEFN_{t+1})$  y, menos, los referentes a  $IPICEE_t$  y a los adelantos del IPCE.

En consecuencia, tanto en la demanda interior como en la exterior aparecen factores internos, de nuestro país o región, que pudieran ser aprovechados por las autoridades estatales y regionales para fomentar la producción de uno de los sectores industriales más importantes.

## 5.-CONCLUSIONES

El análisis realizado sobre los determinantes de la oferta y la demanda de automóviles de turismo en nuestra Comunidad Autónoma, y en España, permite extraer las siguientes conclusiones:

1.-La fabricación de turismos en Castilla y León sigue fielmente, y con un proceso autorregresivo de primer orden, la estrategia seguida por las multinacionales para el conjunto nacional.

2.-Dado ese seguimiento, la producción de turismos está relacionada con las ventas interiores y exteriores no sólo para el mismo momento de tiempo, sino que también tiene en cuenta las expectativas a un año vista y las correcciones necesarias respecto al nivel de cumplimiento de dichas expectativas a un año y un trimestre, para las ventas nacionales, y a un mes para las exportaciones.

3.-A su vez, la demanda de vehículos en nuestra región se asemeja a la realizada en el conjunto nacional. En este sentido, se muestra un cambio de tendencia hacia mediados de 1.989 por el cual se aprecia una mayor sensibilidad por los vehículos importados, cada vez más asequibles y más cercanos a los gustos de los consumidores.

4.-La matriculación de vehículos de producción nacional presenta un proceso estacional anual autorregresivo y de medias móviles de orden uno, siendo sus determinantes la renta, el tipo de interés, la inflación, la variación y el stock del parque de automóviles, y el paro registrado.

5.-Por su parte, la matriculación de vehículos importados presenta un proceso de medias móviles de primer orden y está relacionada con el tipo de interés, el stock de automóviles en circulación, el paro, la inflación, el tipo de cambio y los impuestos directos, siendo la renta poco significativa.

6.-Por último, las exportaciones, además de presentar un proceso autorregresivo de primer orden, vienen explicadas por la inflación, la renta de los países compradores, el tipo de cambio, el tipo de interés y la matriculación de vehículos de fabricación nacional.

## NOTAS

(1) Cualquier manual de Econometría hace referencia, de forma más extensa, a este modelo. Como simple orientación puede verse JOHNSTON, J.: "Métodos de Econometría", Vicens Universidad, cuarta edición, Barcelona, 1.983; o NOVALES CINCA, A.: "Econometría", edición revisada, McGraw-Hill, Madrid, 1.989.

(2) Para una revisión de los test indicados puede consultarse JOHNSTON, J., op. cit., o NOVALES CINCA, A., op. cit., además de otros buenos manuales.

(3) Un interesante comentario sobre el tema puede encontrarse en AGUILAR ESTEBAN, M.: "La demanda de automóviles de turismo: una aproximación a sus factores determinantes", en Boletín Económico de I.C.E., nº 2305-6, Madrid, del 9 al 22 de diciembre de 1.991, pp. 4027-35.

(4) Es obvio que FTESCL, al ser la diferencia entre FTE y FTCL, está relacionada con la perturbación. Además, es fácilmente comprobable que si hiciéramos la regresión de FTCL respecto a esta variable, tan sólo conseguiríamos otra versión de la regresión entre FTCL y FTE.

(5) No obstante, según el "Teorema de proximidad" de H. Wold y R. Faxer (MADDALA, G.S.: "Econometría", McGraw-Hill, México, 1985, pag. 160), el sesgo de inconsistencia de los estimadores mínimo cuadráticos ordinarios será reducido "si la varianza del error es pequeña en relación a la varianza de la componente sistemática".

(6) Ha de advertirse que los contrastes utilizados podrían no ser válidos desde el momento en que FTE no es una variable no aleatoria. No obstante, para evitar mayores complicaciones en el análisis, supondremos la viabilidad de los mismos.

(7) De igual manera trabajaremos en lo sucesivo, por lo que evitaremos nuevos comentarios sobre este aspecto.

(8) Es conocido que la  $d$  de Durbin-Watson no es útil cuando existen variables endógenas retardadas, por lo cual no se cita en este tipo de estimaciones.

(9) Se han eliminado los "adelantos" menos significativos para obtener algún "grado de libertad más, dado el escaso número de observaciones existentes.

(10) Como es sabido, un proceso de media móvil MA(1) puede transformarse, bajo ciertas condiciones, en un proceso autorregresivo de orden infinito. Hemos transformado ese MA(1) en un AR(1) por dos motivos: primero, porque es menor la pérdida de observaciones y, segundo, porque las relaciones existentes entre los parámetros de un modelo autorregresivo de orden infinito llevaría a introducir restricciones en un modelo no lineal, con la consiguiente complicación.