

LA RETIRADA DE AUTOMÓVILES EN ESPAÑA: UNA APLICACIÓN DE LOS MODELOS DE DURACIÓN

MARÍA JOSÉ MORAL RINCÓN

*Universidad Europea de Madrid (UEM-CEES)
y Fundación Empresa Pública*

Este trabajo estudia la retirada de automóviles en España entre 1980-95 y 1971-95, con datos de la evolución del parque y de las bajas registradas. La tasa de retirada o probabilidad de dar de baja un coche si se posee uno con t años (función de riesgo) se modeliza en función de la antigüedad, de factores tendenciales y cíclicos, de los precios de los automóviles y de los combustibles, del riesgo a sufrir accidentes y de disposiciones legales (ITV y Planes Renove). Los resultados confirman que: i) a mayor duración mayor es la probabilidad de retirada, ii) el impacto de las variables consideradas depende de la antigüedad, iii) las semielasticidades estimadas más importantes son las asociadas al precio de los automóviles y la renta y iv) los Planes Renove han provocado un incremento significativo en las retiradas. (JEL C41, L62)

1. Introducción

Desde el momento en que un individuo compra un automóvil nuevo, ¿cuánto tiempo pasa hasta que éste es retirado de la circulación? Una pregunta relevante es si ese intervalo de tiempo, en términos esperados o medios, ha tendido a permanecer invariable en los últimos años. Si la respuesta es negativa, entonces, ¿qué factores propician adelantos o retrasos en la decisión de retirar y dar de baja el vehículo? En este trabajo se desarrolla un estudio sobre la retirada de automóviles en

Este trabajo se realizó dentro del Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública. Tanto la primera versión (1996), como la que ahora se publica se han beneficiado de los comentarios y sugerencias de Jordi Jaumandreu, Consuelo Pazó y de dos evaluadores anónimos, a todos ellos mi sincero agradecimiento. También quiero agradecer las opiniones de los participantes en los seminarios de la UEM-CEES, en la FEP, en las XII Jornadas de Economía Industrial, en el X Simposio de Análisis Económico de la UAB y en el III Encontro de Xóvenes Investigadores de Vigo.

España. La aproximación empleada consiste en explicar la probabilidad de que se retire un automóvil en un momento dado del tiempo, condicionada a que aquél ha sido mantenido en circulación hasta ese instante. En concreto, se estudia cómo depende esta probabilidad de la antigüedad del automóvil, de factores ligados a la situación económica general y de características propias del mercado de automóviles.

En la demanda de automóviles en un momento dado pueden distinguirse dos grandes componentes: la atribuible a consumidores que acuden por primera vez al mercado (demanda nueva) y la correspondiente a consumidores que ya poseen otro automóvil (demanda por reposición). Los consumidores que adquieren un automóvil (nuevo o de segunda mano) por motivo de reposición pueden optar entre varias formas de deshacerse del coche a reponer: retirarlo del mercado, venderlo en el mercado de segunda mano o traspasarlo a otro miembro de la familia. En la medida en que las retiradas observadas coincidan razonablemente con las retiradas por reposición¹, el examen de las mismas constituirá, en consecuencia, el estudio de una parte significativa de la demanda por reposición².

En este análisis se utilizan las tasas empíricas de retirada de automóviles. Éstas se calculan empleando las series de parque automovilístico y bajas registradas en la Dirección General de Tráfico (DGT), ambas clasificadas según el año de matriculación. Se construyen dos muestras que poseen estructura de datos de panel. Una abarca el periodo comprendido entre 1980-1995 y distingue hasta los 20 años de antigüedad, y la otra comienza en 1971, pero sólo distingue hasta los 11 años. El trabajo se centra en la primera muestra, pero presenta también resultados complementarios procedentes de la segunda.

Para examinar qué tipo de dependencia existe entre la decisión de retirada y el intervalo de tiempo transcurrido desde la compra inicial, se han empleado *modelos de duración*. Se supone que las tasas de retirada condicionadas a la duración siguen una función logística. Esto permite especificar un modelo paramétrico flexible, incluyendo la duración mediante variables ficticias. Además de la antigüedad, las tasas

¹Existen varios motivos para la no coincidencia: los consumidores que prescinden del automóvil, retiradas de hecho no formalizadas como baja,... Sin embargo, estos casos probablemente no son cuantitativamente muy importantes, al menos en los últimos años.

²Recientemente ha aparecido otro trabajo que se interesa por el estudio de la demanda de automóviles utilizando los datos de bajas registradas (véase Licandro y Sampayo (1997)).

de retirada se condicionan a otra serie de variables explicativas. Así, por ejemplo, el impacto de factores tendenciales y cíclicos se controla mediante la renta y los tipos de interés. En relación con el mercado, se incorporan los precios de los automóviles y de los combustibles de automoción, distinguiendo entre el gasóleo y las gasolinas. Dado que todos son precios de venta al público, la influencia de la fiscalidad vía impuestos indirectos está implícitamente considerada. También se incluye un índice que recoge el riesgo de sufrir accidentes, para tratar de dar cuenta de la variación de la calidad de los automóviles en el largo plazo. Por último, se establece un control por medio de un conjunto de variables denominado *disposiciones legales*, compuesto por medidas que afectan de forma diferente a los propietarios de turismos con distinta antigüedad. Estas variables son la obligatoriedad de pasar la inspección técnica de vehículos (ITV) y el establecimiento de incentivos fiscales a la retirada de los automóviles (Planes Renove).

Los resultados de las estimaciones reflejan, como se espera, una relación positiva y monótonamente creciente entre las tasas de retirada y la duración. El resto de las variables explicativas presentan los signos esperados, estimándose una importante semielasticidad-precio. La sensibilidad respecto a la renta es positiva, pero decreciente en relación la duración. Se comprueba que estas dos variables, junto al precio del gasóleo, la ITV y el riesgo de accidentes, influyen sobre la tasa de retirada de manera distinta, dependiendo de cuál sea la antigüedad del automóvil. En cuanto a los Planes Renove, los resultados indican claramente que han estimulado la sustitución de automóviles.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: en la sección 2 se presenta una breve revisión de la literatura sobre bienes duraderos, así como el contexto teórico en que debe situarse este estudio; en la sección 3 se expone el modelo empírico desde la perspectiva de los modelos de duración y se realiza un análisis descriptivo, tanto de las tasas de retirada empíricas, como de las principales variables explicativas; en las secciones 4 y 5 se abordan, respectivamente, el modelo econométrico empleado en las estimaciones y los resultados obtenidos; por último, en la sección 6 se recogen las principales conclusiones.

2. El marco teórico

Los automóviles son bienes que se caracterizan por ser duraderos, diferenciados y de demanda unitaria. Su demanda ha sido objeto de estudio en numerosas ocasiones, dado que representan un volumen im-

portante del gasto total de las familias³. Por ser bienes duraderos, aportan utilidad a los individuos durante varios periodos, de manera que la decisión de renovar el bien y realizar una nueva compra depende de variables presentes, pasadas y también de expectativas futuras. Además, al tratarse de productos diferenciados, el consumidor que decide comprar se encuentra con varias alternativas (modelos), de las que, en general, sólo elegirá una, de forma que las demandas serán unitarias.

En la literatura se encuentran numerosos estudios de demanda de bienes duraderos (por ejemplo, para un panorama sobre los estudios iniciales, véase Deaton y Muellbauer (1983)). En los denominados *modelos neoclásicos*, los individuos maximizan en un horizonte de planificación su utilidad intertemporal sujeta a una restricción presupuestaria. En esta restricción, el valor del *stock* del bien duradero en cada período es igual al que existía en el anterior, descontando la depreciación y agregando el gasto que se haya realizado. Esta modelización permite definir un precio o coste de uso de los bienes duraderos. Con posterioridad, los *modelos de ajuste de stocks* incorporan al problema de maximización los costes de transacción, explicando por qué existen diferencias entre el nivel de bien duradero mantenido y el realmente deseado por el individuo y cómo se produce el ajuste a consecuencia de esta desigualdad. En esta línea, los *modelos de ajuste de stock parcial* son los más realistas, ya que posibilitan una adaptación intermitente y discontinua en el tiempo. Grosman y Laroque (1990) muestran que, en presencia de costes de transacción, a partir de un problema de optimización de un consumidor que elige entre un bien duradero, un activo con riesgo y otro sin riesgo, se obtiene un comportamiento de umbral fijado por la regla (s, S) o modelo de inventario. Es decir, el ajuste se realiza únicamente cuando la diferencia entre el stock mantenido y el deseado supera el intervalo de inacción relevante para el individuo. Con el desarrollo de esta metodología, el objetivo de los estudios empíricos se ha centrado en estimar las bandas de ese intervalo para establecer qué variables influyen sobre los umbrales y, por lo tanto, sobre el periodo de tiempo que transcurre entre compras. Para la obtención de la demanda de mercado del bien duradero —que se supone homogéneo—, se establece la distribución de los consumidores (generalmente basándose en la renta) y se calcula cuáles son los poten-

³En 1991, el 10% del gasto en los hogares españoles se destinaba a la compra de vehículos para uso personal y a gastos de uso y mantenimiento de los mismos.

ciales demandantes en función de su proximidad a los umbrales. Una aplicación de esta metodología al caso de los automóviles se encuentra en Eberly (1994), donde, a partir de observaciones sobre familias estadounidenses, identifica los determinantes de las bandas en presencia de costes de transacción. Sus resultados indican que los umbrales dependen de la volatilidad de la renta, los costes de transacción y la depreciación.

Recientemente, se ha desarrollado otro tipo de modelos capaces de explicar las decisiones de compra y reposición de los bienes duraderos, los *modelos de elección discreta dinámicos*, que ya han empezado a ser aplicados parcialmente en la modelización de esta demanda⁴. En estos modelos las decisiones se derivan de la comparación, mediante funciones valor condicionadas, de la utilidad intertemporal descontada de cada una de las alternativas factibles. En cada momento, el consumidor elige aquella opción que le reporta más satisfacción a lo largo del horizonte temporal. Al considerar múltiples alternativas, este tipo de modelos constituye una aproximación especialmente adecuada para los bienes duraderos y diferenciados, y permite potencialmente investigar, incluso, el impacto de nuevas opciones de compra que vayan apareciendo con el tiempo.

Sin embargo, el objetivo de este trabajo no es la obtención de una estimación estructural de la demanda de automóviles, ni de la demanda total, ni de la demanda por motivo de reposición. El estudio se centra en examinar simplemente las retiradas de automóviles, modelizando la probabilidad de que un automóvil sea dado de baja en un momento del tiempo debido a su antigüedad. Se trata de un tema interesante en sí mismo, puesto que aborda los determinantes del ciclo de permanencia de este bien duradero en manos de los consumidores y tiene importantes consecuencias de política económica (por ejemplo, para las políticas de seguridad vial y de estímulo de la sustitución de

⁴Los *modelos de elección discreta dinámicos* se adaptan perfectamente a estos problemas de decisión. Dentro de un enfoque estructural, el interés reside en determinar la función valor condicionada asociada a cada alternativa con el fin de obtener una regla de decisión óptima para el agente (véase Rust (1994)). Recientemente han surgido métodos de estimación de estos modelos que evitan la utilización de algoritmos numéricos. La propuesta que hacen Hotz y Miller (1993) y Hotz y otros (1994) para la estimación de estos modelos estructurales otorga un papel fundamental a la esperanza condicionada a la historia del agente. El estudio que aquí se presenta sobre la decisión de retirada se realiza como un paso intermedio dentro de un trabajo de modelización de la demanda de automóviles en España basada en la teoría de la elección discreta (véase Moral (1995)).

automóviles). Ahora bien, puesto que parece sensato suponer que la mayoría de las decisiones de retirada de automóviles van ligadas a la adquisición de otro (ya sea nuevo o usado), este trabajo de modelización aporta también una información valiosa acerca de, al menos, una parte de la demanda por motivo de reposición. Para situar esta información, conviene discutir brevemente la relación entre bajas y demanda por reposición.

El consumidor que se decide a reponer su automóvil se encuentra con tres alternativas: retirar de la circulación el viejo, venderlo en el mercado de segunda mano o traspasarlo a otros miembros de la familia. Si se deja de lado la tercera alternativa, cuya importancia no obstante habrá crecido algo con el transcurso del tiempo, la decisión se reduce a dar de baja el vehículo o llevarlo al mercado de segunda mano. El trabajo que aquí se presenta parte, exclusivamente, de la observación de aquellos casos en que el consumidor se decide por la baja.

La decisión genérica de reposición se justifica de acuerdo con los modelos de ajuste porque el automóvil que posee el consumidor ha traspasado el umbral mínimo de calidad que éste considera aceptable y, según los modelos de elección discreta, como resultado de la comparación intertemporal de la utilidad de mantenerlo con la utilidad de las alternativas disponibles. Ahora bien, para los individuos que optan por reponer su automóvil, la decisión específica de darlo de baja se derivará de la valoración que realicen de la utilidad neta (precio recibido menos costes incurridos) que les puede reportar acudir al mercado de segunda mano. Es posible argumentar entonces que este mercado tenderá a homogeneizar la calidad de los automóviles que se dan de baja (no se retirarán los coches que superen el umbral de calidad de algún consumidor). Sin embargo, conviene tener en cuenta que éste es un mercado con fuertes costes de transacción —que, no obstante, pueden haber disminuido con su desarrollo— y que se trata del ejemplo típico de mercado con información asimétrica (Akerlof (1970)). Debe ser considerado, por tanto, escasamente eficiente. En consecuencia, cabe esperar una importante heterogeneidad en los niveles de calidad de los coches que se retiran, que, además, pueden divergir de los umbrales mínimos de calidad de los consumidores⁵.

⁵En particular, es posible que automóviles con niveles de calidad aceptables por algunos individuos se retiren del mercado debido a que esos consumidores no son capaces de distinguirlos de los "limones". Leland (1979) muestra cómo, con información asimétrica, los mínimos de calidad estándar tienden a ser relativamente altos cuando los establecen los vendedores.

Desgraciadamente, no existen datos desagregados que permitan aproximarse al conjunto de la demanda de reposición a través de un análisis simultáneo de las bajas y las transacciones en el mercado de segunda mano (clasificados por antigüedad). Sin embargo, una idea de la importancia relativa agregada de ambas alternativas a la hora de reponer un automóvil nos la puede dar la ratio bajas/transferencias. A pesar de que en los últimos años se ha producido un incremento notable en las transferencias, también se ha experimentado un aumento no menos notable de las bajas, que se han situado entre un 40 y un 50% de las primeras⁶. En consecuencia, la demanda por reposición ligada a la baja del vehículo tiene una importancia cuantitativa creciente. Además, su independencia del desarrollo del mercado de segunda mano puede ser contrastada empíricamente, lo que se llevará a cabo en el ejercicio empírico.

3. El modelo empírico y los datos

El estudio de la probabilidad de retirar el vehículo condicionada a que éste se ha mantenido hasta el momento t es muy semejante, en la forma, a otros trabajos de duración tratados en la literatura económica⁷. Los *modelos de duración* estudian la probabilidad de que ocurra un suceso condicionado a que no ha ocurrido hasta ese momento, en contraposición a la probabilidad incondicional de que dicho suceso ocurra. Esto los hace adecuados para el propósito del trabajo, ya que no interesa tanto la probabilidad incondicional de retirar el automóvil, como la probabilidad de retirada *condicionada* al intervalo de tiempo transcurrido desde la última compra.

En un contexto de análisis de duración, el objetivo consiste en estudiar la *función de retirada* de automóviles en el mercado español, definida como la probabilidad de que, en un periodo dado, se retire un coche que se ha mantenido hasta los t años de antigüedad⁸. Dado que la utilidad intertemporal y la calidad del automóvil dependen crucialmente de su antigüedad, la función de retirada permite analizar la regla de decisión óptima del consumidor.

⁶ Desde 1980 la ratio bajas/transferencias en el mercado de segunda mano ha seguido la siguiente evolución: 10.8, 17.8, 18.5, 26.7, 23.5, 19.6, 23.5, 38.1, 44.2, 49.1, 43.7, 41.2, 37.8, 53.3 y 38% en 1995.

⁷ Véase el trabajo de Kiefer (1988) donde se muestra un panorama sobre los *modelos de duración*. A pesar de que en éste y otros trabajos se menciona como posible la aplicación de estos modelos al estudio del intervalo de tiempo transcurrido entre dos compras, la autora no conoce ninguna aplicación concreta en este campo.

⁸ En los modelos de duración es conocida como la función de riesgo.

Sea T la variable que recoge la antigüedad alcanzada por el vehículo; entonces, esta función de retirada $\lambda(t)$ se expresará como:

$$\lambda(t) = P[T = t/T \geq t]. \quad [1]$$

En el cálculo de las tasas de retirada empíricas se han utilizado datos de bajas registradas en la DGT, procedentes de los Boletines Estadísticos que ésta publica cada año. Para hallar la tasa de retirada empírica $\tilde{\lambda}_{ts}$ asociada a una determinada duración en el momento s , se procede de la forma:

$$\hat{\lambda}_{ts} = \frac{B_{ts}}{Q_{t-1,s-1}}, \quad [2]$$

siendo B_{ts} el número de coches con t años de antigüedad que causan baja en el año s , y $Q_{t-1,s-1}$ el total de automóviles que en el periodo anterior tenían $t-1$ años, ya que la DGT contabiliza el parque a 31 de diciembre.

Además, es posible establecer una regla de movimiento del parque automovilístico con t años de antigüedad existente en cada periodo. Esta relación viene dada por la siguiente ecuación⁹:

$$Q_{ts} = Q_{t-1,s-1} - B_{ts}. \quad [3]$$

Con el propósito de aprovechar al máximo la información disponible, se han construido dos muestras que poseen estructura de panel. Una permite estudiar un periodo temporal muy amplio, que comienza en 1971, aunque sólo distingue una antigüedad máxima de 11 años. La otra describe un periodo más reducido (1980-1995), pero la clasificación por duración es más amplia y llega hasta los 20 años¹⁰. Dado que analizar el efecto de la duración (antigüedad) sobre la decisión de

⁹Sustituyendo la ecuación [3] en la [2] y reordenando, se obtiene una nueva expresión para la tasa de retirada empírica:

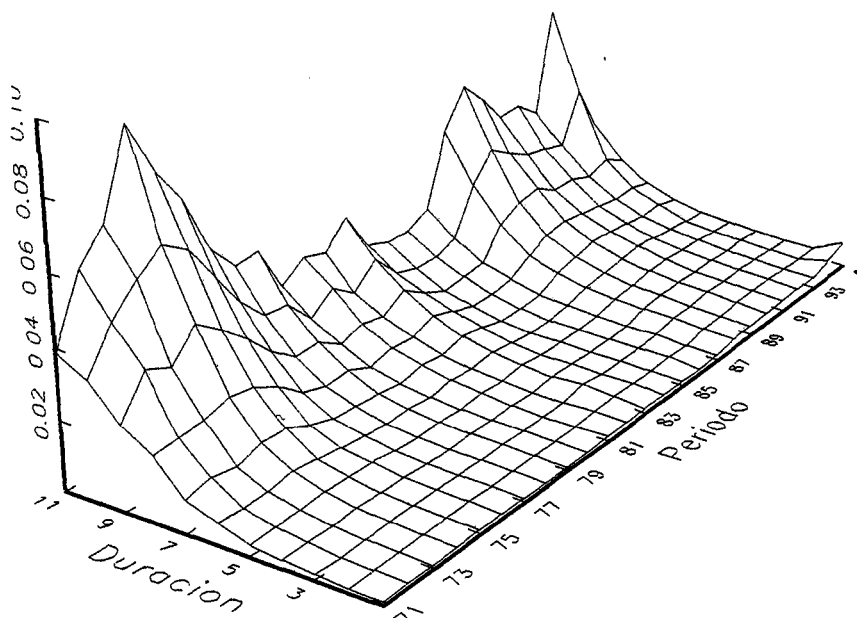
$$\tilde{\lambda}_{ts} = 1 - \frac{Q_{ts}}{Q_{t-1,s-1}}$$

Así, pues, se cuenta con dos ecuaciones para calcular la tasa de retirada empírica. Sin embargo, aunque en teoría éstas son equivalentes, con los datos disponibles esto no se cumple. Ello se debe a que la DGT utiliza distintos criterios para contabilizar el parque automovilístico y las matriculaciones (véase el apéndice de datos); en consecuencia, sería preciso establecer correcciones puntuales en la expresión anterior. Por esta razón, se ha optado por utilizar la ecuación [2] en la obtención de la tasa de retirada.

¹⁰Para una exposición más detallada sobre las fuentes utilizadas, construcción de series, etc., véase el apéndice de datos.

retirada es uno de los objetivos del estudio, el trabajo se centra en la segunda muestra, presentando las estimaciones y resultados relativos a la primera en el apéndice 2.

GRÁFICO 1
Tasas de retirada empíricas entre 1971 y 1995.



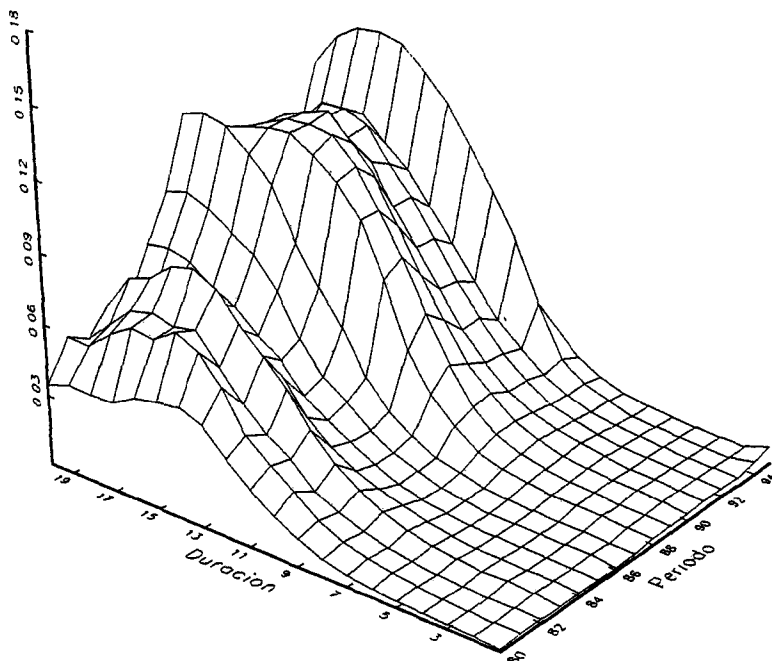
Nota. Se distingue una duración máxima de 11 años

A continuación se realiza un análisis descriptivo de la tasa de retirada empírica, examinando su evolución para todas las duraciones en las dos muestras. El Gráfico 1 muestra la evolución a más largo plazo (25 años). En éste se aprecia una aminoración en la retirada de automóviles a finales de los años setenta y comienzos de los ochenta, situación que perdura hasta los años 1986-87. El Gráfico 2 refleja más claramente la fuerte recuperación de la tasa de retirada empírica a mediados de los ochenta. Aunque ya en el gráfico anterior se perfilaba, es ahora cuando más destaca el notable crecimiento producido en 1994 en duraciones superiores a los ocho años, hecho que parece responder a la aplicación de los Planes Renove.

A través de esta revisión, se confirma la idea de que la retirada de automóviles en España no se ha comportado de igual manera a lo largo del tiempo. Centrando el estudio en los últimos 15 años, se observa que desde 1980 y hasta 1986 la tasa de retirada es pequeña, mien-

tras que a partir de esta fecha se produce un incremento considerable, alcanzándose el punto más alto en 1994.

GRÁFICO 2
Tasas de reposición empíricas entre 1980 y 1995.



Nota: Se distingue una duración máxima de 20 años.

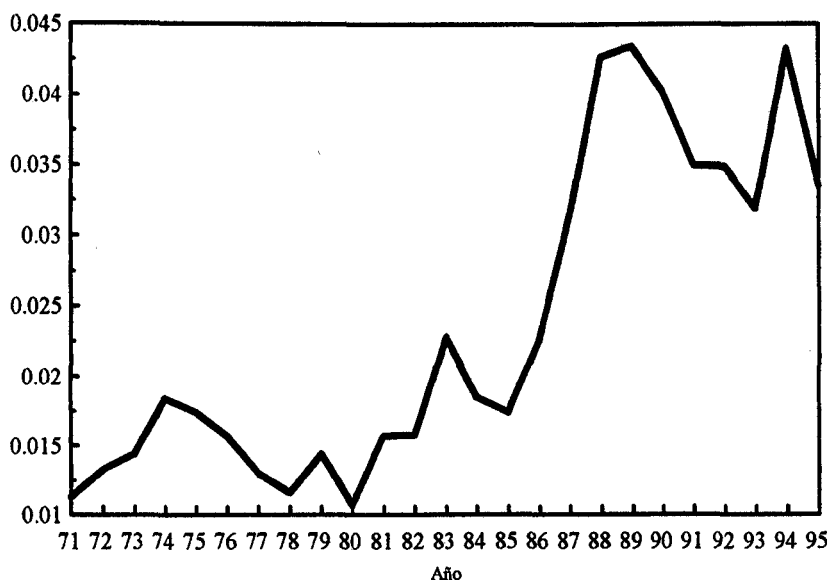
El análisis de la probabilidad incondicional de dar de baja un automóvil también aporta información relevante. La tasa incondicional empírica (\hat{p}_s) se calcula como la ratio del total de bajas registradas en el año (B_s) sobre el total de vehículos existentes al inicio del periodo (Q_{s-1}). Es posible demostrar que esta tasa incondicional coincide con la esperanza de la tasa de retirada empírica:

$$E_s[\hat{\lambda}_{ts}] = \sum_{t=1}^N \hat{\omega}_{ts} \cdot \hat{\lambda}_{ts} = \sum_{t=1}^N \left(\frac{Q_{t-1,s-1}}{Q_{s-1}} \right) \cdot \left(\frac{B_{ts}}{Q_{t-1,s-1}} \right) = \frac{B_s}{Q_{s-1}} = \hat{p}_s \quad [4]$$

siendo $\hat{\omega}_{ts}$ la probabilidad marginal empírica de observar cada una de las duraciones dentro de la población en un momento del tiempo s . Tanto la tasa de retirada empírica como la probabilidad marginal de encontrarse en la cohorte de automóviles con t años influyen directamente sobre la probabilidad incondicional empírica:

$$\frac{\partial \hat{p}_s}{\partial \hat{\lambda}_{ts}} > 0 \quad \text{y} \quad \frac{\partial \hat{p}_s}{\partial \hat{\omega}_{ts}} > 0 \quad [5]$$

GRÁFICO 3
Tasas incondicionales empíricas.

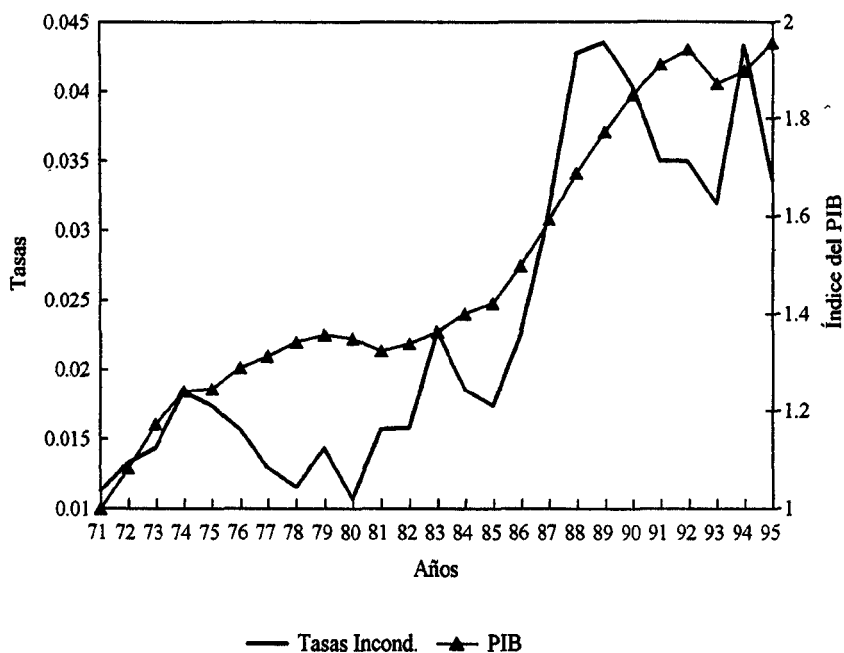


El fuerte crecimiento de la tasa incondicional empírica que se aprecia en el Gráfico 3 a partir de 1987 se debe tanto al aumento de la tasa de retirada empírica para todas las duraciones, como al incremento de la probabilidad marginal en las cohortes de duración más alta, en las que, precisamente, se observan las tasas de retirada más elevadas. El aumento de la probabilidad marginal en las duraciones más elevadas se debe a la continua acumulación del parque como consecuencia de la pequeña tasa a la que se renueva (ratio de bajas sobre matriculaciones), que está en torno al 35%.

Por último, se muestran otros tres gráficos que relacionan la probabilidad incondicional empírica con variables explicativas, en concreto, la renta, los tipos de interés y los precios del sector. En el Gráfico 4 se presenta la tasa incondicional empírica frente al índice del PIB per cápita deflactado por el IPC. Lo más relevante es la coincidencia entre la fase de expansión de la tasa de retirada muestral con la recuperación económica a finales de los ochenta y comienzos de los noventa. En el Gráfico 5 se observa que los tipos de interés establecidos por los bancos a créditos de medio y largo plazo han sufrido una caída muy importante desde 1991. Respecto a los precios, se han construido índices

de Paasche para los automóviles y los combustibles de automoción, uno para las gasolinas y otro para el gasóleo. El Gráfico 6 muestra la evolución seguida por la tasa incondicional empírica frente a estos índices de precios en términos relativos. En cuanto a los precios de los combustibles, se aprecia una mayor fluctuación, especialmente a finales de los años 70 a consecuencia de la segunda crisis del petróleo.

GRÁFICO 4
Tasas incondicionales empíricas vs. Índice del PIB.
(en términos per cápita y deflactado por el IPC)



4. Especificación econométrica

La tasa de retirada se condiciona a la duración del automóvil y a otra serie de variables explicativas (vector \mathbf{x}) que recogen la situación cíclica de la economía, la probabilidad de sufrir accidentes y la evolución del mercado. Por lo tanto, la función de retirada de la ecuación [1] se expresa como:

$$\lambda(t, \mathbf{x}) \equiv P[T = t \mid T \geq t, \mathbf{x}]. \quad [6]$$

Dado que esta función de retirada teórica representa una probabilidad, es necesario especificar una forma funcional acotada entre cero y uno. Entre las distintas opciones, se escoge una muy general que permite tratar fácilmente problemas de correlación —si los hubiera— entre las

GRÁFICO 5
Tasas incondicionales empíricas vs. Tipos de interés de bancos

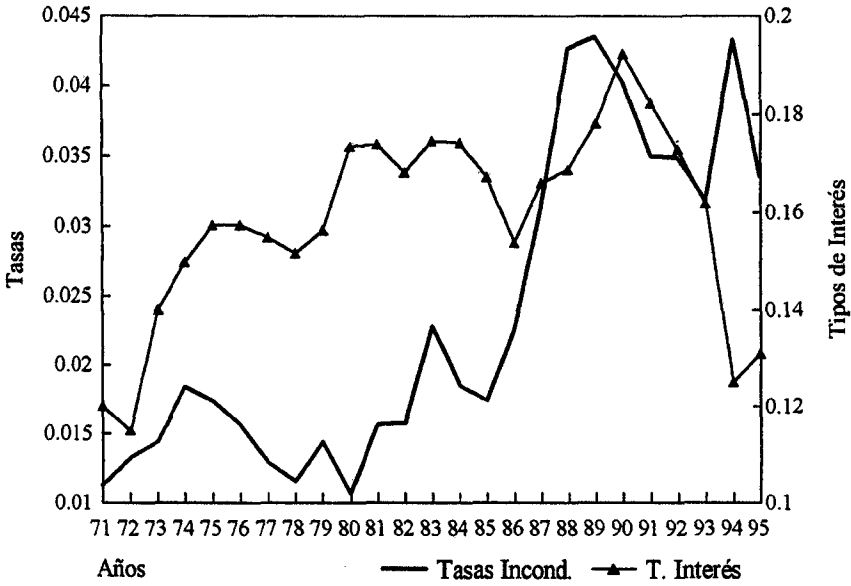
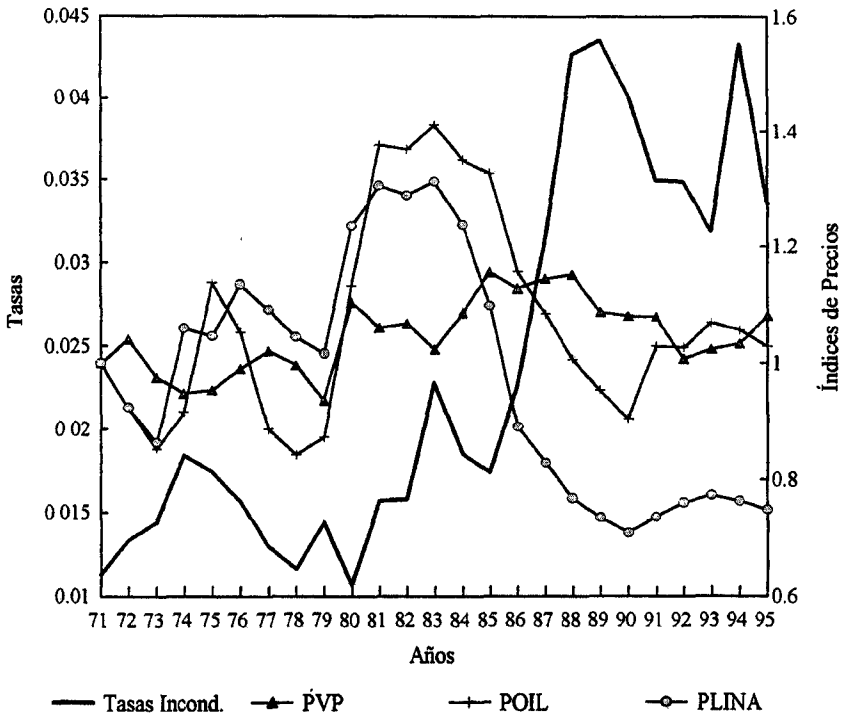


GRÁFICO 6
Tasas incondicionales empíricas vs. Índices de precios de automóviles y combustibles (deflectados por IPC)



variables explicativas y el término de error. Así, la especificación de la tasa de retirada empírica consiste en:

$$\lambda_{ts} = F[\Phi_0(t) + \Phi_1'(t)\mathbf{x} + u] \quad u \sim iid, \quad [7]$$

siendo $F(\cdot)$ una función de distribución acumulada. Se elige la función logística, que, por otro lado, se ha empleado en otros trabajos que condicionan la función de riesgo a la duración, a variables que dependen del tiempo y, además, permiten considerar interacciones entre la duración y dichas variables (véase Bover *et al.* (1996) y Jenkins (1995)):

$$\lambda_{ts} = \frac{1}{1 + e^{-(\phi_0(t) + \phi_1'(t)\mathbf{x} + u)}}. \quad [8]$$

Considerando que las funciones $\phi_i (i = 0, 1)$ son polinomios aditivos en t , la estimación se realiza sobre una transformación logarítmica de esta última expresión, con lo que se obtiene un modelo lineal:

$$\text{Ln} \left(\frac{\lambda_{ts}}{1 - \lambda_{ts}} \right) = \phi_0(t) + \phi_1'(t)\mathbf{x} + u. \quad [9]$$

A partir de esta expresión, se estima un modelo paramétrico flexible, en el sentido de que la duración se especifica mediante variables ficticias (Han y Hausman (1990)). Por lo tanto, la expresión general del modelo a estimar es¹¹:

$$y_{ts} = \mu + \eta_t + \beta' \mathbf{x}_s + \delta' \mathbf{z}_{ts} + \theta' (\mathbf{w}_{ts} * t) + u_{ts} \\ \forall t = 1, \dots, 20 \text{ y } \forall s = 1, \dots, 16. \quad [10]$$

Es importante tener presente, cuando se interprete el efecto que cada variable tiene sobre la tasa de retirada, que el signo del coeficiente sólo informa del sentido de dicho efecto, ya que el impacto global está condicionado por la forma funcional que se elige para $F(\cdot)$. Sin embargo, dado que se trabaja con la función logística, sí existe una relación monótona entre los coeficientes estimados y la cuantía del verdadero impacto.

El parámetro η_t representa el efecto idiosincrásico correspondiente a la duración de los automóviles. Es decir, al margen de otros posibles

¹¹La variable dependiente se calcula como la transformación logarítmica de la tasa de retirada empírica:

$$y_{ts} = \text{Ln} \left(\frac{\hat{\lambda}_{ts}}{1 - \hat{\lambda}_{ts}} \right).$$

condicionantes, indica cómo influye la antigüedad en la decisión de retirada. En cuanto al resto de las variables explicativas, se distinguen dos grupos: uno recoge variables que no cambian con la duración (vector \mathbf{x}_s), mientras que el otro muestra variables que dependen de la antigüedad (vector \mathbf{z}_{ts}).

Dentro de las variables que no varían con la antigüedad, se distinguen factores tendenciales y cíclicos capaces de reflejar la situación de la economía, los precios relevantes en el sector y un índice de accidentes. Entre los factores cíclicos se considera la renta —medida por el índice de PIB per cápita deflactado por el IPC (PIB)— cuyo impacto sobre la función de retirada se espera sea positivo, ya que se trata de bienes normales. Se incluyen los tipos de interés reales que los bancos fijan para créditos de medio y largo plazo (RBAN); por tratarse de un bien en el que está muy extendida la modalidad de compra a plazos, se espera un signo negativo sobre la tasa de retirada¹². En segundo lugar, como precios relevantes en el sector se han construido índices de Paasche en términos relativos para los precios de los automóviles (PVP), de las gasolinas (GLINA) y del gasóleo (GOIL). Para analizar el efecto del precio de los combustibles se han separado las gasolinas (normal, súper y sin plomo) del gasóleo, ya que esto podría repercutir en la decisión de retirar el automóvil de manera distinta según las posibilidades de ahorro en el consumo en unos casos y otros. Por último, se controla por un índice que pondera los accidentes respecto del total de vehículos (ACCI). Al incluir todos los vehículos, se obtiene una medida más fiable sobre el riesgo de accidentes, ya que en un mismo accidente pueden estar implicados camiones, autobuses y/o turismos.

Las variables que dependen de la antigüedad incluyen las disposiciones legales aparecidas a lo largo del periodo muestral. La inspección técnica de vehículos (ITV) es una variable binaria que toma el valor cero excepto cuando los turismos tienen obligación de pasar la revisión, en cuyo caso vale uno (véase el Cuadro A1.1 del apéndice de datos), a saber: en 1987 y 1988 para duraciones superiores a 13 años, en 1989 y 1990 a partir de los 9 y 7 años, respectivamente, y, por último, desde 1991 para todos los automóviles con 5 o más años. Los Planes Renove (RNOVE) también se incorporan mediante una variable ficticia. Se

¹²Para describir los factores tendenciales se disponía de distintas variables. Se han elegido éstas porque presentaban mejores propiedades en cuanto a su construcción (véase el apéndice de datos).

ha considerado que si el incentivo fiscal hubiera estado vigente todo el año, debería tomar el valor uno; sin embargo, ninguno de los dos planes ha permanecido 12 meses (véase el apéndice de datos). En consecuencia, se ha ponderado según los meses que ha estado vigente. De este modo, para los automóviles con 10 años o más en 1994, se le asigna 0,5, y 0,25 en 1995; para los turismos que en 1994 tienen entre 7 y 9 años, su valor es 0,25, y en caso contrario toma el valor cero.

Por otra parte, se piensa que algunas variables explicativas influyen de manera diferente en los individuos según sea la antigüedad del coche que poseen. Para contrastar esta hipótesis se incluyen las variables explicativas –vector $w_{ts} = (\text{PIB}, \text{PVP}, \text{POIL}, \text{ITV}, \text{ACCI})$ – interaccionadas con una variable continua t que recoge la duración¹³. Esto permite, por ejemplo, analizar si la sensibilidad respecto a la renta varía a medida que aumenta la antigüedad del automóvil.

Finalmente, dada la evolución seguida a lo largo del período muestral por los factores tendenciales y cíclicos (véanse los Gráficos 3 y 4), se han incorporado interacciones con variables binarias para identificar posibles efectos escalón. En el caso del PIB se multiplica por una variable ficticia (Ds87) que toma el valor uno a partir de 1987 en todas las duraciones y el valor cero en caso contrario. En cuanto al tipo de interés real de bancos, dado que en los últimos años se ha observado un cambio de tendencia, se interacciona con una variable ficticia (Ds91) que vale uno en todas las duraciones a partir de 1991 y cero en caso contrario. Para captar la fuerte caída en la retirada acaecida como consecuencia de la crisis que vivió el mercado de automóviles tras la segunda crisis del petróleo, se incluye una variable ficticia (Ds8081) que toma el valor uno entre 1980 y 1981, sea cual sea la antigüedad del automóvil, y cero en caso contrario.

En las estimaciones, las observaciones de la última cohorte se han eliminado a consecuencia de la fuerte heterogeneidad de los automóviles. Por lo tanto, la muestra cuenta con 320 observaciones: desde 1980 hasta 1995 ($s = 1, \dots, 16$) y con una duración máxima de 20 años ($t = 1, \dots, 20$).

¹³También se probó la interacción del precio de la gasolina con la duración, pero, dado que esto no resultaba significativo, se optó por suprimirlo de la estimación y ganar grados de libertad.

En resumen, la especificación del modelo econométrico estimado es la siguiente:

$$\begin{aligned}
 y_{ts} = & \mu + \sum_{j=1}^{20} \eta_j D_j + \beta_1 PIB_s + \beta_2 PVP_s + \beta_3 RBAN_s \\
 & + \beta_4 POIL_s + \beta_5 PLINA_s + \beta_6 ACCI_s + \delta_1 ITV_{ts} \\
 & + \delta_2 RNOVE_{ts} + \theta_1(PIB_s * t) + \theta_2(PVP_s * t) \\
 & + \theta_3(POIL_s * t) + \theta_4(ITV_{ts} * t) + \theta_5(ACCI_s * t) \\
 & + \xi_1 Ds8081 + \xi_2(PIB_s * Ds87) + \xi_3(RBAN_s * Ds91) + u_{ts},
 \end{aligned} \tag{11}$$

donde D_j es una variable binaria que toma el valor uno si la antigüedad es $t = j$, y cero en caso contrario.

El método de estimación empleado es el usual cuando se dispone de datos agregados, ya que se cuenta directamente con las frecuencias empíricas. En consecuencia, se ha estimado por mínimos cuadrados generalizados¹⁴. Las estimaciones se han realizado en niveles con el fin de obtener los coeficientes asociados al efecto idiosincrásico de cada una de las duraciones. En la medida en que la probabilidad marginal de encontrarnos con una determinada duración no es constante en el tiempo ni lo es con la duración, es preciso corregir por posibles problemas de heterocedasticidad. La varianza se ha estimado de la siguiente manera¹⁵:

$$\text{var}(\hat{\lambda}_{ts}) = \frac{\hat{\lambda}_{ts}(1 - \hat{\lambda}_{ts})}{Q_{t-1,s-1}}. \tag{12}$$

En concreto, la corrección de la heterocedasticidad se ha realizado normalizando respecto a la varianza media estimada.

¹⁴Todas las estimaciones se han obtenido a partir de rutinas propias programadas en GAUSS-386i VM Versión 3.2.14.

¹⁵En Bover *et al.* (1996) se estudia una función de azar definida como $\hat{\lambda}_t = \frac{\hat{\pi}_t}{1 - \hat{\pi}_1 - \dots - \hat{\pi}_{t-1}}$, donde $\hat{\pi}_t$ es la contrapartida empírica de la probabilidad incondicional de que ocurra el suceso con una duración de t períodos. En ese contexto, se propone una varianza que viene dada por: $\text{var}(\hat{\lambda}) = \frac{\hat{\lambda}(1 - \hat{\lambda})}{R_t}$, siendo R_t la población que sobrevive en el momento t , es decir, $R_t = Q \cdot (1 - \hat{\pi}_1 - \dots - \hat{\pi}_{t-1})$. En nuestro caso, dada la tasa de retirada empírica –véase ecuación [2]–, la población que ha sobrevivido desde que se compararon los automóviles hace t años es igual a: $R_t = Q_t^* \left(1 - \frac{B_{1,s-t}}{Q_t^*} - \dots - \frac{B_{t-1,s-t}}{Q_t^*} \right) = Q_{t-1,s-t}$, donde Q_t^* es el total de coches matriculados hace t años y sobre el que se calcularía la probabilidad $\hat{\pi}_t$.

5. Resultados

El Cuadro 1 muestra los resultados obtenidos a partir de la estimación del modelo expresado en la ecuación [11]. La primera columna se refiere a un modelo sin interacciones, mientras que la segunda presenta los coeficientes asociados al modelo con interacciones. En el modelo sin interacciones, los valores de los estadísticos M1 y M2, que contrastan la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación de primer y de segundo orden (Arellano y Bond (1991)), indican claramente la presencia de autocorrelación en los residuos. Cuando se incorporan las interacciones, tanto con la variable de duración como con las variables ficticias escalón, no se puede rechazar que los residuos sean ruido blanco. Esto sugiere que el problema de autocorrelación se debe más a la distinta composición del parque en cada momento, que a un impacto de las variables macroeconómicas pasado un año. Por esta razón, no es preciso incluir retardos de estas variables. Además, se confirma la hipótesis de que algunas variables explicativas influyen en los individuos de manera diferente según sea la antigüedad del automóvil que poseen.

Los coeficientes asociados a las variables ficticias de duración son muy significativos. Como se esperaba, su efecto sobre la tasa de retirada de automóviles es positivo y, además, creciente con la duración.

Respecto al coeficiente asociado al PIB, se obtiene el signo positivo esperado. El signo negativo que presenta la interacción con la variable de duración indica que, a pesar de que aumentos en la renta ocasionan aumentos en la tasa de retirada, este impacto va perdiendo importancia a medida que el automóvil es más viejo. Desde 1987 se obtiene un efecto mayor de la renta sobre la tasa de retirada de los automóviles. Los tipos de interés presentan el signo negativo esperado, aunque hasta el año 1990 sólo es significativo al 90%. A partir de 1991, este impacto se hace más acusado en cuantía y significatividad, lo que indica una mayor sensibilidad de los individuos hacia los ahorros en los costes financieros.

Los precios de los automóviles presentan el signo negativo esperado, siendo este impacto mayor a medida que aumenta la antigüedad del automóvil. Aunque el coeficiente asociado al precio no es significativo, cuando se calcula la significatividad del impacto en términos medios (incluido el efecto diferenciando por duración), es estadísticamente distinto de cero a un nivel de confianza del 5%. Los precios de los dos combustibles inciden positivamente sobre la retirada, aunque en el ca-

CUADRO 1
Estimaciones de la función de retirada de automóviles en España.

Estimación en niveles por MCG:320 observaciones; período muestral: 1980-1995.

Variable dependiente: $y_{ts} = \text{Ln} \left(\frac{\hat{\lambda}_{ts}}{1 - \hat{\lambda}_{ts}} \right)$

Variable	Sin interacciones		Con interacciones	
Constante	-11.360	(-8.37)	-15.954	(12.23)
PIB	4.167	(7.41)	6.310	(11.38)
PVP	-2.739	(-5.92)	-0.629	(-1.02)
POIL	0.758	(2.67)	1.632	(4.96)
PLINA	1.015	(3.71)	1.402	(5.44)
RBAN	0.220	(0.17)	-2.215	(-1.78)
ITV	-0.240	(-4.98)	-0.257	(-2.45)
RNOVE	0.361	(1.04)	0.915	(2.75)
ACCI	1.158	(3.99)	0.931	(3.13)
DUR2	0.294	(9.05)	1.068	(6.59)
DUR3	0.478	(13.82)	2.047	(6.38)
DUR4	0.647	(17.72)	3.014	(6.28)
DUR5	0.939	(22.63)	4.015	(6.28)
DUR6	1.191	(26.10)	5.047	(6.31)
DUR7	1.507	(28.95)	6.200	(6.38)
DUR8	1.884	(30.79)	7.275	(6.49)
DUR9	2.283	(30.95)	8.439	(6.58)
DUR10	2.672	(29.53)	9.587	(6.64)
DUR11	3.039	(27.65)	10.729	(6.69)
DUR12	3.370	(27.65)	11.830	(6.70)
DUR13	3.673	(25.61)	12.821	(6.65)
DUR14	3.893	(21.58)	13.810	(6.61)
DUR15	4.055	(19.63)	14.732	(6.55)
DUR16	4.147	(17.80)	15.604	(6.47)
DUR17	4.181	(16.10)	16.416	(6.38)
DUR18	4.167	(14.47)	17.187	(6.28)
DUR19	4.103	(13.02)	17.921	(6.18)
DUR20	3.990	(11.74)	18.605	(6.08)
PIB* Ds87	--		0.095	(1.89)
PIB* t	--		-0.325	(-6.17)
PVP* t	--		-0.379	(-3.28)
POIL* t	--		-0.136	(-2.58)
RBAN* Ds91	--		-2.442	(-4.67)
ITV* t	--		0.060	(3.71)
ACCI * t	--		0.111	(2.85)
Ds8081	--		-0.069	(-1.50)
M1	3.415		1.871	
M2	-1.180		0.459	

Notas: 1) Se presentan estimadores en dos etapas robustos a heterocedasticidad.

2) El estadístico *t* se da entre paréntesis.

3) M1 y M2 son estadísticos que contrastan ausencia de autocorrelación de primer y segundo orden (véase Arellano y Bond [1991]).

so del gasóleo este impacto es decreciente con respecto a la antigüedad del automóvil. Estos signos positivos pueden llamar la atención ya que el combustible y los automóviles son bienes complementarios; por tanto, ante subidas en el precio de los combustibles, bajará la demanda de automóviles. Sin embargo, en la medida en que las retiradas son una parte de la reposición, sí pueden existir incentivos para sustituir un automóvil por otro debido a que los adelantos técnicos posibilitan ahorros en el consumo medio de combustible, especialmente, en los automóviles de gasolina. En cuanto a la influencia de los accidentes sobre las bajas registradas, claramente es positiva y creciente con la duración. Es decir, dada una probabilidad de accidente, un coche más viejo tiene mayor riesgo de ser dado por siniestrado, forzando a su propietario a retirarlo de la circulación.

A la vista del signo negativo del coeficiente asociado a la ITV, sin distinguir por duración, ésta parece haber provocado una ralentización en la retirada de automóviles. Sin embargo, dado que el coeficiente estimado para la interacción con la duración es positivo, se comprueba que para una antigüedad igual o superior a 5 años siempre existe un impacto incentivador sobre la retirada de automóviles que es creciente con la antigüedad. Es decir, cuanto más viejo es el automóvil, mayor es el riesgo de no pasar la revisión; por lo tanto, mayor es la probabilidad de que su propietario lo retire de la circulación. Por otro lado, dado que entre 1987 y 1991 fue un período en el que se realizaron más revisiones hasta normalizar los plazos (véase el Cuadro A1.1) se ha comprobado mediante una interacción con una variable ficticia escalón en este período si, efectivamente, esto propició un efecto mayor sobre la retirada de turismos. Sin embargo, el impacto de la ITV no es significativamente distinto desde 1991 por lo que no se ha incluido esta interacción en la estimación final.

Respecto al efecto que los Planes Renove han tenido sobre la retirada de automóviles, el resultado obtenido es el esperado: la puesta en marcha de los incentivos fiscales propició un aumento de las bajas registradas de los automóviles más viejos¹⁶. En este sentido, es interesante determinar si los consumidores perciben por igual una rebaja en el precio de los automóviles que una subvención de la misma cuantía. Para contrastar esta hipótesis se ha estimado un modelo idéntico al

¹⁶En Moral (1996) no se obtenía significatividad en los Planes Renove. La mejora conseguida ahora se debe, por un lado, a la incorporación de los datos de 1995 y, por otro, a la especificación de la variable ficticia.

expresado en el ecuación [11] en el que el precio de los turismos nuevos (PVP) se ha corregido disminuyendo la cuantía del incentivo fiscal para aquellas edades en las que se podía acceder a los Planes Renove¹⁷. La estimación muestra que el coeficiente asociado a los Planes Renove no es significativamente distinto de cero; mientras que el resto de los coeficientes no varían significativamente con los obtenidos en el Cuadro 1. Por lo tanto, esto indica que efectivamente los consumidores perciben de la misma forma una rebaja en el precio que una disminución en la cuantía total de los impuestos indirectos. Este resultado permite hacer predicciones sobre los efectos de “Planes Renove” alternativos ya que bastaría con emplear la semielasticidad estimada del precio para predecir su impacto sobre la tasa de retirada.

Por otra parte, conviene mencionar que se han realizado distintas pruebas en las que se incluía un índice de transferencias en el mercado de segunda mano, sin que los coeficientes asociados hayan resultado significativos. Esto sugiere que, en términos agregados, las bajas han tendido a evolucionar independientemente del mercado de segunda mano.

La interpretación de la cuantía del impacto de cada una de las variables explicativas se realiza en términos de semielasticidades¹⁸. Sabiendo que la tasa de retirada se distribuye según una logística —ecuación [8]—, se calcula la semielasticidad de la tasa de retirada respecto a la variable x_k , que mide la variación absoluta que provoca en dicha tasa un aumento de un 1% en x_k . En el caso más general, su expresión teórica vendría dada por:

$$\epsilon_{\lambda_{ts}, x_k} = \frac{\partial \lambda_{ts}}{\partial x_k} \cdot x_k = \phi_k(t) x_k \lambda_{ts} (1 - \lambda_{ts}), \quad [13]$$

donde la forma de $\phi_k(t)$ dependería de que existieran o no interacciones. En caso de que la variable no presente interacciones, será igual a su coeficiente. Pero si hay interacciones, por ejemplo, con la variable de duración t , será: $\phi_k(t) = \beta_k + \theta_k t$.

¹⁷Se tiene en cuenta que el precio es un índice deflactado, es decir la cuantía de la rebaja fiscal se deflacta y además se pondera con la variable ficticia del Plan Renove con el fin de corregir según el número de meses que estuvieron vigentes los planes. Por otro lado, como la subvención de cada Plan Renove era fija y distinta, se ha calculado el porcentaje que representa cada año sobre el precio medio de los automóviles.

¹⁸Aunque ello no es estrictamente necesario, ya que bastaría con analizar $\frac{\partial \lambda_{ts}}{\partial x_k}$, sí que facilita la interpretación, debido a que la variable objeto de estudio es una probabilidad.

Las semielasticidades se calculan utilizando todas las observaciones de las variables explicativas y la tasa de retirada empírica¹⁹. No obstante, cuando existen interacciones con la duración, las semielasticidades están muy influidas por esta variable. Para detectar este efecto, en aquellas variables que presentan interacciones (vector w_{ts}) también se obtienen las semielasticidades asociadas a duraciones concretas, a saber: $t = 1, 5, 10$ y 15 . El Cuadro 2 muestra las semielasticidades estimadas a partir de los resultados del Cuadro 1.

CUADRO 2
Semielasticidades estimadas (1980-1995)

Variables	media $\forall t$	t=1	t=5	t=10	t=15
PIB (-87)	3.893	0.660	1.366	5.378	6.955
PIB (+87)	9.403	2.766	3.571	12.563	16.468
PVP	-17.522	-0.233	-1.074	-10.396	-54.695
POIL	0.798	0.356	0.417	0.659	-4.579
PLINA	4.179				
ITV	1.718	0.0	0.006	0.364	3.326
ACCI	4.519	0.199	0.407	2.659	10.530
RBAN ⁽¹⁾	-0.575				
RBAN ⁽²⁾	-2.128				
RNOVE	0.213				

Notas.1) ⁽¹⁾ y ⁽²⁾ corresponden al período 1980-1990 y 1991-1995, respectivamente.

2) Las semielasticidades están multiplicadas por 100.

En primer lugar, se comprueba que el impacto de las variables explicativas depende claramente de la duración. Cuando se trata de antigüedades muy altas, existen cambios muy fuertes en las semielasticidades a consecuencia del problema comentado anteriormente, por lo que en estas duraciones se debe ser muy cautos en la interpretación. Comparando con los valores obtenidos para el período 1971-1995 (véase el apéndice 2), se observa que en los años más recientes las semielasticidades son siempre más altas en valor absoluto. Esto se explica, principalmente, por los valores de la tasa de retirada empírica, que, en media, son más elevados en el período 1980-95²⁰.

¹⁹ Empleando sumatorios, la expresión [13] queda:

$$\epsilon_{\lambda_{ts}, x_k} = \hat{\beta}_k \left[\frac{1}{TS} \sum_{s=1}^S x_{ks} \left(\sum_{t=1}^T \hat{\lambda}_{ts} (1 - \hat{\lambda}_{ts}) \right) \right].$$

²⁰ La media de la tasa de retirada empírica en la muestra A (1971-1995) es igual a 0,0122; pero en la muestra B (1980-1995) es de 0,0423, es decir, casi 3,5 veces mayor.

Atendiendo al impacto medio de las variables sobre la tasa de retirada, es el precio de los automóviles la que más influye sobre la tasa de retirada, seguida por la renta. En cuanto al precio del gasóleo la semielasticidad media es positiva, aunque mucho menor que para la gasolina. Teniendo en cuenta que los automóviles de gasolina todavía representan un volumen muy importante respecto del total del parque (aproximadamente un 90%), está justificado que exista esa diferencia en la magnitud. A pesar de que el coeficiente medio de la ITV es negativo, cuando se calcula la semielasticidad controlando por duración se obtiene un signo positivo y creciente con la antigüedad. A partir de las semielasticidades estimadas se constata que tanto la ITV como los Planes Renove han contribuido a la renovación del parque automovilístico, frenando su progresivo envejecimiento desde 1994. Sin embargo, esto no ha impedido que España en 1995 siga teniendo el parque más antiguo de Europa (más del 30% supera los 10 años). Además, es posible comparar el impacto de ambas medidas observando que es la ITV la medida que más ha favorecido la renovación del parque automovilístico español con más de 10 años de antigüedad ya que su semielasticidad para ese tramo de edad es superior a la obtenida para los Planes Renove.

Para finalizar, se examina con más detalle el impacto de la duración sobre la decisión de retirada. El análisis se realiza a partir de las tasas de retirada estimadas para cada antigüedad ($\tilde{\lambda}_t$). El cálculo se efectúa evaluando en el valor medio de todas las variables originales (\bar{x}) y deshaciendo la transformación logarítmica, es decir:

$$\tilde{\lambda}_t = \frac{e^{\tilde{y}_t}}{1 + e^{\tilde{y}_t}} \quad \text{con } \tilde{y} = \begin{cases} \hat{\mu} + \bar{x}'\hat{\beta} & \text{si } t = 1 \\ \hat{\mu} + \hat{\eta}_t + \bar{x}'\hat{\beta} & \text{si } t \neq 1 \end{cases} \quad [14]$$

Dado que la expresión [14] no es lineal, para calcular sus desviaciones típicas es preciso recurrir a aproximaciones²¹. En el Cuadro 3 se presentan los valores de las tasas de retirada estimadas a partir de los resultados obtenidos con las dos muestras. Las desviaciones típicas se han calculado mediante aproximaciones de Taylor de segundo orden y utilizando las tasas de retirada empíricas.

²¹ Utilizando un desarrollo en serie de Taylor de primer orden y sustituyendo por el valor de la tasa de retirada ecuación [14], la varianza vendría dada por:

$$var(\tilde{\lambda}_t) = var[\tilde{\lambda}_t + \tilde{\lambda}_t(1 - \tilde{\lambda}_t)(\tilde{y}_t - y_t)] = \tilde{\lambda}_t^2(1 - \tilde{\lambda}_t)^2 var(\tilde{y}_t).$$

Mientras que si se emplea una aproximación de segundo orden quedaría:

$$var(\tilde{\lambda}_t) = \tilde{\lambda}_t^2(1 - \tilde{\lambda}_t)^2 \left[\frac{3}{2} - \tilde{\lambda}_t^2(1 - \tilde{\lambda}_t) \right] var(\tilde{y}_t).$$

CUADRO 3
Tasas de reposición estimadas.

Duración	(1971 - 95)	(1980 - 95)
t=1	.00128 (.00003)	.00165 (.00004)
t=2	.00177 (.00004)	.00216 (.00005)
t=3	.00221 (.00006)	.00258 (.00007)
t=4	.00276 (.00008)	.00304 (.00009)
t=5	.00378 (.00013)	.00408 (.00014)
t=6	.00516 (.00022)	.00522 (.00020)
t=7	.00755 (.00039)	.00717 (.00033)
t=8	.01172 (.00077)	.01042 (.00060)
t=9	.01839 (.00152)	.01577 (.00111)
t=10	.02806 (.00289)	.02277 (.00200)
t=11	.04210 (.00527)	.03255 (.00347)
t=12		.04459 (.00564)
t=13		.06000 (.00880)
t=14		.07386 (.01234)
t=15		.08524 (.01609)
t=16		.09386 (.01978)
t=17		.09773 (.02287)
t=18		.09816 (.02726)
t=19		.09526 (.02726)
t=20		.08837 (.02761)

Nota: Entre paréntesis se dan las desviaciones típicas estimadas.

En primer lugar, hay que señalar la gran similitud que existe entre las tasas estimadas con ambas muestras. En segundo lugar, como ya se apuntó al analizar los coeficientes estimados, se comprueba que las tasas de retirada dependen positivamente de la duración de los automóviles. Es decir, cuanto más antiguo es el vehículo que se posee, mayor es la probabilidad de que se produzca su retirada, lo que implica una evolución monótonamente creciente de las tasas de retirada con relación a la duración. Sin embargo, la existencia de heterogeneidad tanto en los automóviles como en los consumidores se hace más fuerte a partir de duraciones superiores a los 18 años. Este fenómeno se refleja en un estancamiento de la tasa de retirada en estas edades debido a que son más influyentes los individuos con funciones de riesgo no decreciente. Además, se comprueba que estas tasas estimadas son semejantes a las medias muestrales que se presentan en el Cuadro A1.2 del apéndice de datos.

6. Conclusiones

El estudio realizado, a través de modelos de duración, sobre las tasas de retirada ha confirmado claramente su dependencia respecto a la antigüedad de los automóviles. La importancia de la duración en la explicación del comportamiento de la tasa de retirada de automóviles, obtenida a partir de las bajas registradas, es crucial. Las estimaciones son muy robustas en cuanto a la influencia de la duración sobre la tasa de retirada de los automóviles en España. Como se esperaba a priori, la duración estimula la retirada. De esta manera, a medida que la edad media del parque automovilístico aumente, se deberían observar incrementos en las bajas de automóviles. En consecuencia, las retiradas irán creciendo en importancia relativa como componente de la demanda por reposición.

En cuanto al resto de las variables empleadas, los resultados son bastante coherentes. Cabe destacar que, en general, los efectos que tienen estas variables sobre la tasa de retirada dependen de la antigüedad de los automóviles. Existe una alta sensibilidad de la tasa de retirada frente a variaciones en los precios de los automóviles nuevos. El efecto de incrementos en la renta es significativo y positivo, especialmente en los coches más nuevos, ya que cuanto más antiguo es el automóvil, menos relevancia tiene sobre la decisión de darlo de baja. Además, se comprueba que en el periodo más reciente (desde 1987) la renta tiene un papel mucho más importante en esta decisión. La influencia de los

tipos de interés viene determinada por el coste financiero que representan, debido a su impacto negativo sobre la decisión de dar de baja el automóvil. Por todo esto, se confirma la hipótesis de partida, según la cual, la retirada de automóviles depende de la situación económica. En efecto, en épocas expansivas, se producirá un aumento en la tasa de reposición que además será más acusado en los automóviles más antiguos. De esta forma y, teniendo en cuenta que en estas etapas las matriculaciones de turismos aumentan, se observaría una disminución paulatina de la edad media del parque como resultado del incremento de la tasa de renovación del parque.

La implantación de la obligatoriedad de pasar la ITV para los vehículos de turismo ha conseguido uno de sus objetivos: contener el progresivo envejecimiento del parque automovilístico español. Tiende a favorecer el adelanto en la retirada, siendo este efecto más acusado en aquellos turismos con mayor antigüedad. En esta misma línea han actuado los Planes Renove, ya que claramente han incentivado la retirada de automóviles en 1994 y 1995. Además se ha contrastado que los consumidores perciben por igual rebajas fiscales que rebajas en el precio de los automóviles. Por lo tanto, como la sensibilidad de la tasa de retirada frente a variaciones en el precio es muy alta, se puede concluir que la aplicación de planes que disminuyan la imposición indirecta que grava la compra de vehículos nuevos como el Plan Prever que se aplica en la actualidad, ayudarán a la renovación del parque automovilístico español.

En conclusión, la tasa de retirada de automóviles en España se explica principalmente por la antigüedad de éstos, aunque existen otros factores económicos (renta, tipos de interés y precios) y de entorno (ITV, Planes Renove y accidentes) que pueden dar lugar a adelantos o retrasos en la decisión de retirada.

Apéndice 1

A1.1 Selección de la muestra

En la construcción de la variable dependiente se han utilizado datos procedentes de los Boletines Estadísticos anuales de la DGT desde 1969 hasta 1995. La DGT emplea criterios distintos para determinar qué turismos forman parte del parque automovilístico y qué matriculaciones se consideran como tales. Por ejemplo, las matrículas reservadas (correspondientes a organismos públicos como el ejército, la policía, etc.) no se contabilizan en el

parque. Sin embargo, pasan a contabilizarse cuando se subastan a propietarios particulares. Esto provoca, en algunos años, saltos entre el parque con t y $t - 1$ años, es decir, en un año s se tiene $Q_{s,t} > Q_{s-1,t-1}$. Por este motivo, se ha optado por la ecuación [2] para calcular la tasa de retirada de automóviles (véase la nota 4).

De las series de bajas existe amplia disponibilidad de datos, pero no ocurre lo mismo con el parque. Desde el comienzo, las series de parque que se publican sólo distinguen en la antigüedad hasta los 10 años. Fue en 1984, tras la informatización de la base de datos de la DGT, cuando se pasó a clasificar hasta los 20 años de antigüedad. A pesar de esta limitación, es posible construir series de parque automovilístico por antigüedad con una clasificación superior a los 10 años utilizando la regla de movimiento del parque —ecuación [3]—. En este proceso se pierden dos observaciones temporales, lo que explica que nuestro período muestral comience en 1971 en lugar de 1969.

A1.2 Variables explicativas

Renta: Los datos proceden de la Contabilidad Nacional y de los Boletines del Banco de España para los años más recientes, de los que sólo había datos provisionales en la primera. Con el fin de controlar el efecto que sobre la demanda pueda tener el crecimiento de la población, las medidas de renta se utilizan en términos per cápita. En concreto, se calculan dos índices de renta per cápita a partir de series homogéneas de Renta Neta Disponible y de PIB, ambas a precios de mercado. Para obtener índices en términos relativos se ha deflactado por el IPC.

Tipos de Interés: Se han elaborado tres series en función de la institución financiera. Por una parte, se considera el tipo máximo observado en cada año dentro de los tipos de interés libres declarados por los bancos (tipos máximos mayores) cargados a créditos y préstamos a tres o más años. Por otra parte, se realiza la misma operación con los tipos de interés de las cajas de ahorro. Debido a la falta de datos entre 1971-74, para completar la serie se toma el tipo de interés menor dentro del tipo máximo de la banca. Los datos de estas dos series proceden de los Boletines Estadísticos del Banco de España. Por último, se dispone de información del tipo de interés que se cargaba en las compras a plazos de vehículos con anterioridad a la liberalización de los tipos de interés, a finales de los años 70. El principal problema que presenta esta serie consiste en que sólo se observan tres variaciones en toda la década, lo que la hace poco atractiva para su utilización en las estimaciones.

Precios de los automóviles: Se ha construido un índice Paasche²² a partir del volumen total de ventas anuales y del precio de un modelo representativo de cada empresa, que se elige mediante el control de por las ventas anuales de cada una según la cilindrada. Los datos de ventas proceden de los informes de la ANFAC (Asociación Nacional de Fabricantes de Automóviles y Camiones) y de los Boletines Estadísticos de la DGT. Los precios se han tomado de las revistas especializadas *Autopista* y *La Guía del Comprador de Coches*. Se obtienen como una media aritmética entre los precios de junio y diciembre. Son precios de venta al público al contado, luego incluyen los impuestos indirectos²³. Debido a que durante el período muestral se han producido entradas en el sector, ha sido preciso introducir correcciones en el índice. La filosofía de estas correcciones consiste en que, en el año de aparición de una nueva marca, no ocasione variaciones en el índice. Al igual que los casos anteriores, se ha deflactado con el IPC.

Precios de los combustibles: Se ha empleado la misma metodología que para el índice de precios de los automóviles. Los datos proceden de la *Enciclopedia del Petróleo, Petrolquímica y Gas*, editada desde 1972. Se han construido dos índices, uno para las gasolinas (normal, súper y sin plomo, que aparece a mediados de los 80) y otro para el gasóleo. Con anterioridad a 1991, los precios de los combustibles estaban regulados, de forma que, en el caso de observarse distintos precios en un año, se calcula una media aritmética. A partir de la desregulación de 1991, se calcula la media aritmética con todos los precios reales. Estos precios son los que más se han observado dentro de las bandas establecidas en cada año. Aproximadamente, a lo largo del año se revisan estas bandas entre 26 y 41 veces.

ITV: El Real Decreto 2344/1985, de 20 de noviembre, establece la obligatoriedad para los automóviles de turismo de pasar la ITV a partir de 1987. La primera revisión se debe realizar a los 5 años y luego es bianual hasta los 10 años, cuando pasa a ser anual. También se fijaba un calendario especial para la primera revisión en los automóviles que superaban los 5 años en 1987, y hasta 1991 no se regula la situación. En el cuadro A1.1 se muestra cuál es la

²²El índice Paasche en precios se define como $IP = \left(\sum_{i,s} w_{i,s} \cdot \frac{p_{i,t0}}{p_{i,s}} \right)^{-1}$, donde el subíndice i , representa los productos, $w_{i,s}$ es la ponderación del valor en cada momento del producto i respecto al global de la producción en ese momento, y $p_{i,s}$ es el precio del producto i en el periodo s .

²³Hasta 1985 estaban sometidos al impuesto de lujo; a partir de 1986 pasó a ser el IVA. En 1992, tras la reducción del IVA, se introduce el impuesto especial sobre determinados medios de transporte (IEDMT).

fecha límite para pasar la primera revisión según la antigüedad del automóvil en este período transitorio.

CUADRO A1.1
Fecha máxima de la revisión de la ITV.

Antigüedad (t) en el curso del año	1ª revisión: antes de:
$t \geq 16$	31-3-87
$13 \leq t \leq 15$	31-12-87
$13 \leq t \leq 14$	31-12-88
$9 \leq t \leq 12$	31-12-89
$7 \leq t \leq 9$	31-12-90
$5 \leq t \leq 7$	31-12-91

Planes Renove: Consistieron en exenciones fiscales en la compra de un automóvil nuevo cuando se daba de baja el antiguo. El Plan Renove I (Real Decreto Ley 4/1994, publicado en el BOE del 12-4-94) suponía una rebaja de 100.000 pesetas y se aplicaba a todos los automóviles con 7 años o más. Estuvo vigente entre los meses de abril y junio de 1994. El Plan Renove II (Real Decreto Ley 10/1994, publicado en el BOE del 12-12-94) sólo daba el incentivo (70.000 pesetas) a vehículos con 10 años o más. Comenzó en octubre y se prolongó hasta marzo de 1995.

Apéndice 2

La DGT publica las cifras del parque automovilístico clasificado según antigüedad desde 1969, pero en los primeros años incluía en una categoría todos aquellos automóviles que superaban los 10 años de antigüedad. Con el fin de obtener una muestra mayor, se ha optado por perder dos observaciones temporales en favor de una clasificación que distinga hasta los 11 años. Por lo tanto, se tiene una muestra que va desde 1971 hasta 1995 y que clasifica hasta un máximo de 11 años de duración. El estudio que se ha realizado es semejante al presentado en el texto con la muestra que comprende el período 1980-95. A pesar de que la muestra permite realizar un análisis de más largo plazo, es necesario ser conscientes del problema de censura que existe.

El modelo econométrico especificado es completamente paralelo al expresado en la ecuación [11]. La estimación se ha realizado por mínimos cuadrados generalizados y eliminando la última categoría de duración, es decir, se cuenta con 275 observaciones. La única variable adicional que se incorpora en la

A1.3 Estadísticos descriptivos de las variables

CUADRO A1.2
 Estadísticos descriptivos de las variables.

Variable	Media		Desv. Típica		Máximo		Mínimo	
	71-95	80-95	71-95	80-95	71-95	80-95	71-95	80-95
Muestra	71-95	80-95	71-95	80-95	71-95	80-95	71-95	80-95
$\hat{\lambda}_{ts}$	0.012	0.042	0.015	0.041	0.090	0.140	.0006	.0007
PI	1.489	1.212	0.199	0.153	1.957	1.449	1	.981
PVP	1.047	0.980	0.063	0.042	1.155	1.046	.936	.912
POIL	1.070	1.009	0.174	0.145	1.411	1.247	.842	.799
PLINA	0.974	0.768	0.197	0.194	1.311	1.062	.708	.573
RBAN	0.050	0.081	0.056	0.036	0.125	0.125	-.090	.018
ITV	0.156	0.381	0.316	0.396	1	1	0	0
RNOVE	0.008	0.028	0.143	0.213	0.5	0.5	0	0
t	5.5	10	3.458	6.063	11	20	1	1

Medias de las tasas de retirada empíricas por duración en el periodo 1980-95:

(1)	0.0024	0.0017	0.0007	0.0070
(2)	0.0025	0.0010	0.0011	0.0039
(3)	0.0031	0.0012	0.0014	0.0048
(4)	0.0035	0.0013	0.0018	0.0053
(5)	0.0044	0.0016	0.0023	0.0067
(6)	0.0056	0.0019	0.0031	0.0088
(7)	0.0076	0.0025	0.0043	0.0113
(8)	0.0109	0.0033	0.0063	0.0157
(9)	0.0163	0.0051	0.0090	0.0245
(10)	0.0247	0.0088	0.0136	0.0419
(11)	0.0357	0.0137	0.0194	0.0664
(12)	0.0488	0.0185	0.0251	0.0856
(13)	0.0626	0.0216	0.0323	0.1020
(14)	0.0752	0.0239	0.0438	0.1178
(15)	0.0858	0.0254	0.0451	0.1291
(16)	0.0927	0.0278	0.0432	0.1383
(17)	0.0955	0.0286	0.0377	0.1407
(18)	0.0947	0.0289	0.0374	0.1401
(19)	0.0904	0.0289	0.0379	0.1338
(20)	0.0830	0.0270	0.0347	0.1221

Nota: Todos los índices se han construido de forma que toman valor 1 en 1971 para la muestra 1971-95, y en 1980 para la muestra 1980-95.

CUADRO A2.1

Estimaciones de la función de retirada de automóviles en España.

Estimación en niveles por MCG: 275 observaciones; período muestral: 1971-1995, duración máxima 11 años

Variable dependiente: $y_{ts} = Ln \left(\frac{\hat{\lambda}_{ts}}{1 - \lambda_{ts}} \right)$

Variable	Sin interacciones		Con interacciones	
Constante	-12.444	(-15.17)	-12.485	(-15.50)
PIB	3.260	(12.11)	3.247	(10.70)
PVP	-2.200	(-8.32)	-1.559	(-6.25)
POIL	0.974	(5.16)	1.213	(5.97)
PLINA	0.679	(2.83)	0.614	(3.50)
RBAN	-0.121	(-0.21)	-0.734	(-1.01)
ITV	-0.356	(-5.20)	-0.151	(-0.83)
RNOVE	0.371	(0.58)	0.694	(1.50)
ACCI	2.354	(7.34)	1.577	(4.73)
DUR2	0.362	(10.16)	0.710	(6.62)
DUR3	0.589	(15.39)	1.386	(6.80)
DUR4	0.815	(19.17)	2.132	(7.19)
DUR5	1.156	(23.38)	2.990	(7.73)
DUR6	1.438	(25.44)	3.954	(8.26)
DUR7	1.773	(26.39)	5.042	(8.75)
DUR8	2.151	(26.17)	6.273	(9.19)
DUR9	2.543	(25.06)	7.569	(9.47)
DUR10	2.922	(23.08)	8.924	(9.59)
DUR11	3.281	(21.11)	10.336	(9.61)
PIB*Ds87	--		0.155	(4.21)
PIB* t*	--		-0.214	(-5.48)
PVP* t2	--		-0.033	(-3.63)
POIL* t	--		-0.065	(-1.80)
RBAN* Ds77	--		0.802	(1.09)
RBAN* Ds91	--		-0.474	(-1.07)
ITV* t	--		0.049	(1.68)
ACCI * t	--		0.169	(2.93)
DS7981	--		-0.052	(-1.64)
M1	9.067		1.736	
M2	6.195		-0.361	

Notas: 1) Se presentan estimadores en dos etapas robustos a heterocedasticidad.

2) El estadístico *t* se da entre paréntesis.

3) M1 y M2 son estadísticos que contrastan ausencia de autocorrelación de primer y segundo orden (véase Arellano y Bond [1991]).

estimación corresponde a una interacción de los tipos de interés con una variable ficticia que recoge un efecto escalón entre 1971-1977, debido a que en este periodo los tipos de interés estaban regulados, lo que hace pensar que los agentes se podrían comportar de forma diferente, como de hecho ocurre.

En el Cuadro A2.1 se aprecia que todos los coeficientes estimados presentan los mismos signos que en el Cuadro 1, lo que indica que el modelo es robusto en el tiempo. Evidentemente, en el caso de las variables que dependen de la duración (ITV y Planes Renove), en las que, además, los efectos más importantes se encuentran en duraciones altas, no se obtiene la significatividad alcanzada para el período 1980-1995. En el Cuadro A2.2 se presentan las semielasticidades obtenidas con esta muestra. Como se comenta en el texto, en valor absoluto son más pequeñas que las obtenidas para el Cuadro 2, debido a que la tasa de retirada empírica media es mucho más alta en estos años. En cualquier caso, siguen siendo los precios de los automóviles nuevos la variable explicativa que mayor impacto tiene sobre la tasa de retirada, seguida de la renta.

CUADRO A2.2
Semielasticidades estimadas (1971-1995).

variables	media $\forall t$	t=1	t=5	t=10
PIB (-87)	1.850	0.355	0.877	4.270
PIB (+87)	3.662	1.958	2.351	6.773
PVP	-3.812	-0.298	-0.991	-15.068
POIL	0.774	0.107	0.238	1.774
PLINA	0.708			
ITV	0.101	0.0	0.011	0.300
RBAN ⁽¹⁾	0.001			
RBAN ⁽²⁾	-0.039			
RBAN ⁽³⁾	-0.156			
RNOVE	0.020			

Notas: 1) ⁽¹⁾, ⁽²⁾ y ⁽³⁾ Corresponden al periodo 1971-1977, 1978-1990 y 1991-1994, respectivamente.
2) Las semielasticidades están multiplicadas por 100.

Referencias

- Akerlof, G. (1970): "The market for "lemons": qualitative uncertainty and the market mechanism", *Quarterly Journal of Economics* 84, pp. 488-500.
- Arellano, M. y S. Bond (1991): "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies* 58, pp. 277-297.

- Arellano, M. y O. Bover (1990): "La econometría de los datos de panel", *Investigaciones Económicas* 14, pp. 3-45.
- Asociación Española de Fabricantes de Automóviles y Camiones (ANFAC) (1980-1995), *Boletines Estadísticos*, Madrid.
- Banco de España (1972-1995), *Boletines Estadísticos*, Madrid.
- Bover, O., M. Arellano y S. Bentolila (1996): "Duración del desempleo, duración de las prestaciones y ciclo económico", *Estudios Económicos* 57, Banco de España.
- Deaton, A. y J. Muellbauer (1983), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Dirección General de Tráfico (1969-1994), *Boletines Estadísticos*, Madrid.
- Eberly, J. C. (1994): "Adjustment of consumer durables stocks: evidence from automobile purchases", *Journal of Political Economy* 102, pp. 403-436.
- Grosman, S. y G. Laroque (1990): "Asset pricing and optimal portfolio choice in the presence of illiquid durable consumption goods", *Econometrica* 58, pp. 25-51.
- Han, A. y J.A. Hausman (1990): "Flexible parametric estimation of duration and competing risk models", *Journal of Applied Econometrics* 5, pp. 1-28.
- Hotz, J. y R. Miller (1993): "Conditional choice probabilities and the estimation of dynamic models", *Review of Economic Studies* 60, pp. 497-529.
- Hotz, J., R. Miller, S. Sander y J. Smith (1994): "A simulation estimator for dynamic models of discrete choice", *Review of Economic Studies* 61, pp. 265-289.
- Jenkins, S. P. (1995): "Easy estimation methods for discrete time duration models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57, pp. 129-138.
- Kiefer, M. (1988): "Economic duration data and hazard functions", *Journal of Economic Literature* 26, pp. 646-679.
- Leland, H. (1979): "Quacks, lemons and licensing: a theory of minimum quality standards", *Journal of Political Economy* 87, pp. 1328-1346.
- Licandro, O. y A. Sampayo (1997): "La demanda de automóviles en España: un análisis de la evolución y variabilidad de las tasas de reemplazo", Documento de Trabajo 97-12, FEDEA.
- Luike-Motorpress (1970-1995), *Autopista*, Madrid.
- Moral, M.J. (1995): "La función de demanda para productos diferenciados: una aplicación de modelos de elección discreta", mimeo.
- Moral, M.J. (1996): "La reposición de automóviles en España: una aplicación de los modelos de duración", Documento de Trabajo 9606, Fundación Empresa Pública.
- Editorial Moredi, S.A. (1985-1994), *Guía del Comprador de Coches* Madrid.
- Oilgas, S.A. (1972-1995), *Enciclopedia del Petróleo, Petrolquímica y Gas*, Madrid.
- Rust, J. (1994): "Structural estimation of Markov decision processes", en Engle, R. y McFadden (eds.) *Handbook of Econometrics* (Volumen 4), North Holland, Amsterdam.

Abstract

This paper studies automobiles scrapping in Spain from 1980 to 1995 and 1971 to 1995 with data about the evolution of car stock. The probability to scrap a car conditional to the fact that it is "t" years old (hazard function) is modeled depending on age, cyclical and trend factors, fuel and automobile prices, the risk to have an accident and law requirements like ITV and Planes Renove. Results confirm that the longer duration the higher the replacement probability is. The impact of the considered variables depends on age. The more important estimated semielasticities are the ones associated with automobiles price and income. Planes Renove have caused a significant increase in the scrappings.