

## TRANSPORTE PRIVADO Y FISCALIDAD\*

ÁNGEL LÓPEZ NICOLÁS

Universitat Pompeu Fabra

En este artículo se estima un sistema flexible de demanda de transporte privado con datos microeconómicos de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. El típico problema de registros nulos generados por la infrecuencia de compras se resuelve mediante la explotación de la estructura de panel de esta encuesta. Los resultados muestran que los carburantes se demandan inelásticamente por todos los grupos de hogares, sin embargo la elasticidad precio para los hogares de zonas rurales es significativamente mayor en valor absoluto que para el resto de hogares, lo cual plantea la posibilidad de aplicar tratamientos fiscales complementarios a las accisas sobre carburantes que pagan todos los tipos de conductores.

*Palabras clave:* sistema de demanda, transporte privado, accisas, datos microeconómicos de panel.

**E**l peso de los impuestos indirectos dentro de los ingresos del Estado ha experimentado un incremento significativo en los últimos años debido a la introducción del IVA en 1986 y al paulatino incremento de sus tasas de acuerdo con los requerimientos de la armonización fiscal en la Unión Europea (UE)<sup>1</sup>. En la situación actual resulta difícil predecir cuál será la progresión de las tasas de IVA, ya que los acuerdos de la UE en este sentido están cubiertos con las tasas actuales. Sin embargo, se puede afirmar que la aplicación del impuesto energético en la UE hará que el gravamen sobre el consumo de carburantes crezca, como mínimo al ritmo impuesto por una subida anual de un dólar en el precio de un barril de crudo hasta el año 2000.

La presencia de externalidades<sup>2</sup> en términos de polución y congestión en el consumo de transporte parece justificar la introducción de este impuesto. Ahora bien, es razonable afirmar que la negatividad de estas externalidades varía con el grado de concentración de la población y que, al mismo tiempo, el vehículo privado suele ser en las zonas rurales españolas el único medio de transporte a disposición del consumidor, por lo cual un impuesto indiferenciado puede ser inadecuado no sólo en el sentido de que el grado de externalidad que debe corregir es diferente, sino que grava de la

---

(\*) Se agradecen los comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos y del director de esta revista. Esta investigación ha recibido el apoyo del proyecto DGCYT PB93-0401. Los errores y omisiones son atribuibles exclusivamente al autor.

(1) En 1991 los impuestos indirectos representaron un 21,3 por ciento de los ingresos del Estado, mientras que en 1995 ascendieron al 22,8 por ciento.

(2) Véase Pearson y Smith (1991).

misma manera a hogares con diferentes posibilidades de sustitución por transporte público (que a su vez suele estar subvencionado). En estas circunstancias, la propuesta de introducir mecanismos de gravamen por el uso de vehículos particulares en la ciudad que algunas urbes Europeas están considerando actualmente<sup>3</sup> merece atención, ya que de esta manera se ataca el problema de la congestión urbana gravando a sus causantes directos. Sin embargo, el coste económico y político de los necesarios mecanismos de peaje representan un impedimento de envergadura para su aplicación, de modo que es concebible que el incremento indiscriminado de los precios de los carburantes sea la única opción factible.

Una de las claves para la evaluación de estas alternativas fiscales radica en la capacidad del precio de los carburantes para reducir la demanda de transporte privado en el medio urbano, y de cuál es el efecto de los cambios en su fiscalidad sobre el resto de los hogares. Parece necesario, por tanto, conocer con detalle los patrones de consumo de transporte privado de los hogares españoles.

El objetivo de este trabajo consiste en proporcionar evidencia sobre la demanda de este bien, a partir del análisis de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), con vistas a analizar el impacto de cambios en la fiscalidad de los carburantes sobre los patrones de consumo y el bienestar de los hogares españoles. En concreto, se presenta la estimación de una ecuación de demanda de transporte privado con datos microeconómicos. El uso de este tipo de información nos permite descubrir diferencias en el comportamiento de los hogares de acuerdo con sus características demográficas y evitar los problemas<sup>4</sup> asociados a la agregación de preferencias que se debe invocar cuando se estima el comportamiento del consumidor con datos agregados.

Pero por otra parte, estos datos presentan ciertas características que requieren especial atención en la etapa de modelización econométrica. En particular, el transporte privado debe ser aproximado mediante el gasto en carburantes de la ECPF, cuyos registros (en común con encuestas de otros países) contienen un gran porcentaje de hogares con gastos nulos por causas que varían de hogar a hogar. Con este trabajo también se ilustra la posibilidad de explotar la estructura de panel de la ECPF para resolver los problemas que plantean los gastos originados por la infrecuencia de compras a la hora de estimar consistentemente los parámetros de interés en una ecuación de demanda.

El resto del trabajo se organiza del siguiente modo: la sección 1 contiene una discusión de las características más notables de la información sobre transporte privado en la ECPF, mientras que el modelo económico y su especificación empírica se presentan en la sección 2, donde también se discuten los resultados de la estimación y de un ejercicio de simulación de cambio impositivo. Finalmente, en la conclusión se discuten las implicaciones de los resultados para la política fiscal y de transportes.

---

(3) Véase *The Economist* (Noviembre 12-18, 1994).

(4) Véase Blundell *et al.* (1993).

## 1. TRANSPORTE PRIVADO, ¿QUÉ NOS MUESTRA LA ECPF?

Desde 1985, el Instituto Nacional de Estadística ha realizado la ECPF sobre una muestra de 3.200 hogares que se renuevan en un 12,5% cada trimestre. Junto con una serie de variables demográficas, cada hogar proporciona información sobre el gasto en un amplio conjunto de bienes de consumo, lo cual hace que esta encuesta resulte particularmente útil para la investigación microeconómica de la demanda<sup>5</sup>. Nótese, en concreto, que la renovación parcial de la muestra permite la construcción de paneles de hogares de una duración máxima de 8 trimestres.

En cuanto a la información sobre transporte privado, la ECPF no contiene evidencia directa sobre tenencia de vehículos. Sí que se dispone, no obstante, del gasto en carburantes que los hogares han realizado en la semana previa a la visita del entrevistador. Si se considera el *pool* de hogares que colaboran por primera vez a lo largo del periodo 1985-1989, la proporción de gastos nulos asciende al 60% de la muestra. En esta sección transversal resulta imposible saber si el gasto nulo de un hogar se debe a que no dispone de un vehículo propio, a que la compra de carburantes se realizó con anterioridad a la semana de la entrevista o a que el hogar maximiza su utilidad con un consumo nulo de carburantes a pesar de disponer de un vehículo (solución esquina). Aunque estas tres alternativas pueden ser contrastadas econométricamente<sup>6</sup>, el recurso a la información de la encuesta en su formato de panel, y al supuesto razonable de que los hogares que disponen de un vehículo no presentan soluciones esquina para carburantes, permite determinar la causa de los registros nulos sin necesidad de especificar y estimar un modelo econométrico que anide las tres causas. Es útil señalar que este último supuesto puede justificarse en base al hecho de que la compra de un vehículo y su mantenimiento en condiciones de circulación constituyen un "gasto sumergido" que induce a su utilización (al menos para la variación de precios e ingresos presente en la muestra<sup>7</sup>), y por tanto al gasto en carburantes.

Como se muestra en el cuadro 1, cuando se considera la secuencia de registros de gasto a lo largo de todos los trimestres en los que un hogar colabora, la proporción de hogares que nunca presenta un gasto positivo o, bajo el supuesto anterior, no es usuaria de vehículo privado, se reduce a aproximadamente un tercio de la muestra. Esta cifra es comparable con la tasa de 263 vehículos privados por 1.000 habitantes publicada por la OCDE (1992). Para que esta cifra implicase que 2/3 de los hogares en la población es usuaria de un vehículo privado, el tamaño medio del hogar debería ser de 2,53 personas. Aunque la media muestral de la ECPF es de 3,56 personas, si consideramos que existen hogares que disponen de más de un vehículo y que los hogares pequeños están infrarrepresentados en esta encuesta, que además excluye a los consumidores institucionales, los datos analizados no ofrecen una imagen distante de la información que nos muestra esta fuente externa.

Así pues, estamos en condiciones de separar los hogares cuyos gastos nulos pueden ser atribuidos a la infrecuencia de compra de carburantes de aquellos que no parti-

(5) Las ventajas y limitaciones de esta fuente de datos en el campo de la investigación sobre demandas individuales se discuten en detalle en López (1995).

(6) Véase Blundell y Meghir (1987).

(7) En Meghir y Robin (1992) se utiliza un supuesto identificador de naturaleza similar.

cipan en el consumo de transporte privado, y de ofrecer, por tanto, evidencia relevante para el análisis de las cuestiones planteadas en la introducción.

En primer lugar, se constata que la tasa de uso de vehículo privado crece con los ingresos para todos los hogares, pero es más alta para los hogares de poblaciones rurales<sup>8</sup> y de densidad intermedia (véase el gráfico 1). Por otra parte, mientras que el nivel absoluto de gasto en carburantes crece con los ingresos, su porcentaje sobre el gasto total tiende a moverse en sentido contrario, y es mayor para los hogares rurales en todos los niveles de gasto (gráfico 2).

Esta evidencia descriptiva sugiere la coexistencia de elementos progresivos y regresivos en los impuestos sobre carburantes. Por una parte, los impuestos serán soportados por los usuarios de vehículos, característica correlacionada con el nivel de renta. Por otra, la carga fiscal es proporcionalmente mayor para los hogares de rentas bajas. Por tanto, el signo de la contribución final a la progresividad del sistema fiscal dependerá de la suma de estos dos efectos. Por el contrario, los datos muestran sin ambigüedad que la distribución de la carga asociada a un incremento de los precios de los carburantes será menos favorable para los hogares rurales.

## 2. ESTIMACIÓN ECONÓMICA DE LA DEMANDA DE TRANSPORTE PRIVADO

Para conocer cuál es la reacción de los consumidores ante cambios en los impuestos sobre carburantes, necesitamos estimar la elasticidad precio de la demanda. El enfoque que adoptaremos consiste en estimar un modelo económico basado en la teoría del consumidor con la suficiente flexibilidad para capturar la rica variedad de comportamiento presente en los datos microeconómicos. A continuación justificamos la especificación econométrica utilizada, para después analizar con detalle los resultados de la estimación.

### 2.1. Marco teórico y especificación econométrica

La asignación de gasto al capítulo transporte privado que vamos a estimar se enmarca en un proceso de maximización intertemporal de la utilidad en el que las preferencias son aditivamente separables entre periodos [véase Blundell (1988)]. El consumidor determina en una primera etapa su nivel de gasto corriente para cada periodo<sup>9</sup> y, en función de éste y de los precios relativos de los bienes que lo componen (se supone por tanto una estructura de separabilidad débil entre los grupos que componen el gasto corriente<sup>10</sup>), asigna el presupuesto que se destina a transporte privado en una segunda etapa.

(8) Se entiende por hogares rurales aquellos cuyo domicilio se encuentra en poblaciones menores de 10.000 habitantes, que representan un 27% de la muestra. El resto de hogares se ha dividido entre urbanos (municipio de más de 500.000 habitantes, 13% de la muestra) y de zona intermedia.

(9) En la determinación del gasto corriente influye tanto el pasado como el futuro (mediante la inclusión en el modelo econométrico de precios retardados y tasas de interés), por lo que esta variable recoge todos los efectos intertemporales que pueden afectar a las demandas corrientes.

(10) Separabilidad débil entre dos grupos de bienes implica que sus tasas marginales de sustitución no dependen de la distribución del gasto dentro de cada uno de los grupos. Este concepto no debe confundirse con la separabilidad aditiva, supuesto que impone restricciones severas sobre el signo y magnitud de las elasticidades precio y renta [Véase Deaton y Muellbauer (1980b)].

Gráfico 1: TASA DE USO DE VEHÍCULOS POR DECILAS DE INGRESO Y ZONA DE RESIDENCIA

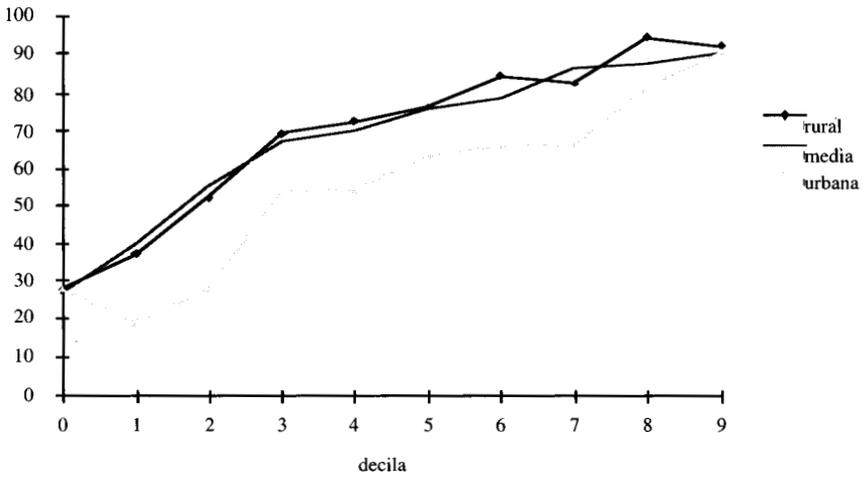
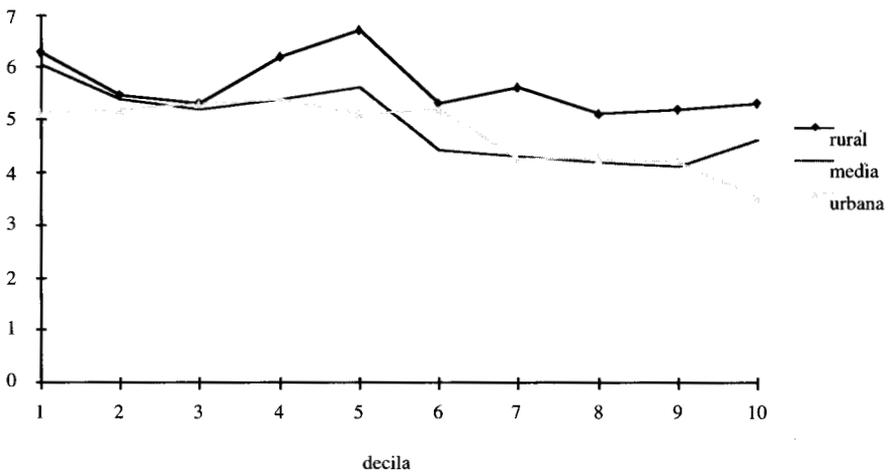


Gráfico 2: PORCENTAJE DE GASTO DEDICADO A CARBURANTES POR DECILAS DE INGRESO Y ZONA DE RESIDENCIA



Una de las formas funcionales que, siendo consistentes con la estructura de separabilidad anterior, incorpora un grado de flexibilidad satisfactorio para las respuestas renta y precio, y es a la vez fácilmente estimable, es la del Sistema Casi Ideal (AIM) de Deaton y Muelbauer (1980a). En coeficientes presupuestarios, el AIM representa el gasto del hogar  $h$  en el bien  $i$  del siguiente modo

$$w_{hi} = \alpha_i(z1_h) + \beta_i(z2_h) \log \frac{Y_h^*}{P} + \sum_{j=1}^N \gamma_{ij}(z3_h) \log p_j \quad [1]$$

donde  $\alpha_i(z1_h)$ ,  $\beta_i(z2_h)$  y  $\gamma_i(z3_h)$  son funciones lineales de las características demográficas de los hogares,  $Y^*$  es gasto total,  $P$  es un índice de precios de Stone (que aproxima al deflactor correspondiente al modelo original) y  $p_i$  es el precio del bien  $i$ . Nótese que las curvas de Engel asociadas a este sistema de demanda, funciones del logaritmo del gasto real total, pueden capturar estructuras no lineales en la relación entre gasto total y gasto en carburantes. Por otra parte, el efecto de las variables demográficas puede ser incorporado a través de factores que modifican la constante o interacciones con los coeficientes de precios y renta. Estas interacciones permiten controlar parte de la gran heterogeneidad que presentan los datos individuales y captar diferencias en elasticidades para grupos de población que difieren en composición socioeconómica.

En cuanto al tratamiento econométrico, optaremos por el uso de un *pool* de hogares independientes a la hora de estimar [1]. En principio, el formato de panel de la encuesta permitiría el control de componentes no observables y la inclusión de efectos dinámicos en la especificación. Sin embargo, la adaptación de los métodos de estimación de panel a la presencia de una gran proporción de gastos nulos queda fuera de los objetivos de este trabajo<sup>11</sup>, especialmente si tenemos en cuenta que tales gastos nulos introducen la necesidad de modificar las técnicas de estimación estándar en una sección transversal, como a continuación nos disponemos a comentar.

La literatura empírica comprende una serie de trabajos<sup>12</sup> que acomodan el proceso de generación de ceros en la variable dependiente dentro de una función de verosimilitud, por lo que la infrecuencia de compra podría ser tratada, en principio, mediante la optimización de tal función con las técnicas tradicionales. Fuera del ámbito de la estimación máximo-verosímil, sin embargo, Keen (1987) muestra que la infrecuencia de compras se puede también tratar mediante la corrección del sesgo que origina el error de medida en el gasto corriente. En concreto, nótese que gasto y consumo subyacente difieren debido a la concentración del primero en el momento en que se adquieren los bienes. Por ejemplo una compra semanal de alimentos se suele consumir diariamente a razón de 1/7 del importe total.

(11) La razón por la cual no se ha aplicado uno de estos estimadores reside en la dificultad de resolver la cuestión de la infrecuencia de compras y la heterogeneidad simultáneamente. Por ejemplo, las tradicionales transformaciones intragrupos o de primeras diferencias [véase Arellano y Bover (1990) y Labeaga (1993)] no son satisfactorias en este caso debido a la coexistencia de ceros y gastos positivos a lo largo del historial de los hogares en el panel, lo cual también impide una aplicación tradicional de análisis dinámico que capture los posible efectos hábito en la demanda de carburantes.

(12) Deaton y Irish (1984), Blundell y Meghir (1987), Pudney (1989), Jones (1989) y García y Labeaga (1993).

Así pues, la relación entre gasto,  $y_{hj}$ , y consumo,  $y_{hj}^*$ , se puede expresar de la siguiente manera

$$y_{hj} = D_{hj} \frac{y_{hj}^*}{P_{hj}} \quad [2]$$

$$\text{Prob}(D_{hj} = 1) = P_{hj}$$

donde  $D_{hj}$  es 1 si se observa al hogar  $h$  comprando y 0 si no existe gasto positivo y  $P_{hj}$  es la probabilidad de que tal compra se produzca.

El consumo del  $j$ ésimo bien se modeliza, en general, como

$$y_{hj} = E(y_{hj}^* / z_h, x_h^*) + u_{hj} = \alpha_j z_h + \beta_j x_h^* + u_{hj} \quad [3]$$

donde  $x_h^*$  es el consumo total,  $z_h$  son variables demográficas y precios relativos,  $u_{hj}$  es ruido blanco y alfa y beta son parámetros a estimar. A partir de estas ecuaciones podemos escribir

$$y_{hj} = \frac{D_{hj}(\alpha_j z_h + \beta_j x_h^* + u_{hj})}{P_{hj}} \quad [4]$$

por tanto

$$\begin{aligned} y_{hj} &= \alpha_j z_h + \beta_j x_h^* + \eta_{hj} \\ \eta_{hj} &= \frac{(D_{hj} - P_{hj})y_{hj}^* + D_{hj}u_{hj}}{P_{hj}} \end{aligned} \quad [5]$$

donde  $\eta_{hj}$  depende de  $u_{hj}$  y de los factores que determinan la frecuencia de compras.

Nótese también que la suma del gasto total cumple

$$\sum_{j=1}^N y_{hj} = \sum_{j=1}^N (\alpha_j z_h + \beta_j x_h^* + \eta_{hj}) = x_h^* + \sum_{j=1}^N \eta_{hj} \quad [6]$$

Por tanto, si se usa el gasto observado como regresor, tenemos

$$y_{hj} = \alpha_j z_h + \beta_j \left( \sum_{j=1}^N y_{hj} - \sum_{j=1}^N \eta_{hj} \right) + \eta_{hj} \quad [7]$$

pero  $\sum_{j=1}^N \eta_{hj}$  no es observable y queda incorporado en el término de error de la siguiente regresión

$$\begin{aligned} y_{hj} &= \alpha_j z_h + \beta_j \left( \sum_{j=1}^N y_{hj} \right) + \varepsilon_{hj} \\ \varepsilon_{hj} &= \eta_{hj} - \beta_j \sum_{j=1}^N \eta_{hj} \end{aligned} \quad [8]$$

que, al estar correlacionado con el gasto total observado, genera inconsistencias en la estimación MCO.

La solución típica a este problema consiste en encontrar instrumentos válidos para la variable contaminada. Pero el método de variables instrumentales proporciona estimaciones consistentes sólo si el error de medida es aditivamente separable de la variable que se incluye como regresor, es decir, si la variable contaminada entra en la especificación de manera no lineal entonces la estimación por este método no es consistente, como muestran Hsiao (1989) o Hausman *et al.* (1995). Dado que las curvas de Engel de nuestro sistema de demanda pertenecen a la familia Working-Leser y son, por tanto, no lineales en gasto total, debemos recurrir a un método alternativo de estimación.

Siguiendo la propuesta de Meghir y Robin (1992), optamos por la corrección de los errores de medida del gasto que aparece como variable dependiente (gasto en carburantes en este trabajo) y el gasto total, que aparece como regresor. Para ello, estos autores utilizan información sobre el número de compras que los hogares realizan durante el periodo de muestreo. La ECPF carece de tal información. No obstante, nótese que la ecuación [2] muestra la relación entre gasto observado y consumo subyacente, que quedan ligadas por las probabilidades de compra y que, en concreto, tal relación sugiere llevar a cabo la corrección de las variables contaminadas de acuerdo con la siguiente expresión

$$y_{hj}^* = y_{hj}P_{hj}$$

$$\sum_{j=1}^N y_{hj}^* = \sum_{j=1}^N y_{hj}P_{hj} \quad [9]$$

donde la probabilidad de observar una compra,  $P_{hj}$ , puede ser estimada por el cociente entre el número de veces que se observa un gasto positivo y el número de veces que el hogar  $h$  colabora en el panel.

Una vez eliminados los errores de medida, Meghir y Robin (1992) han demostrado que un algoritmo de variables instrumentales estándar sobre el grupo de hogares con gastos positivos proporciona una estimación consistente de los parámetros de interés. En esta etapa es necesario señalar que el recurso a la estimación con instrumentos ya no está condicionado por los problemas de error de medida que hemos discutido, sino por el hecho de que, según la estructura de separabilidad que hemos supuesto, el gasto total es una variable endógena que queda determinada en la primera etapa del proceso de decisión del consumidor.

## 2.2. Estimación y resultados

El sistema que finalmente consideramos contiene dos ecuaciones, gasto en carburantes y resto de gasto en bienes no duraderos. Por tanto incorporamos el supuesto de separabilidad débil entre transporte público y privado<sup>13</sup>. En principio esto podría introducir sesgos de especificación, sin embargo se debe señalar que las variables de localización que interaccionamos con los precios son *proxies* de la disponibilidad de transporte público. Por tanto, en la medida en que disponibilidad esté correlacionada

(13) Se descartó la opción de incluir una ecuación de transporte público por la dificultad de manejar la ocurrencia de ceros en las dos capítulos de gasto simultáneamente. Queda como posibilidad futura un tratamiento paralelo al que Jiménez y Labeaga (1994) dan al tabaco y el alcohol.

con utilización, la tasa marginal de sustitución de transporte privado por el resto de bienes está en realidad condicionada al uso de transporte público, por lo que las posibilidades de sesgo de especificación son reducidas en este sentido<sup>13</sup>.

Debido a la aditividad del sistema, excluimos de la estimación la segunda ecuación (resto de bienes no duraderos). Asimismo, la restricción de homogeneidad se impone durante la estimación expresando el precio del carburante como proporción del precio del grupo resto de bienes no duraderos. Así pues, sobre la muestra de 3.833 hogares que registran un gasto positivo en su último trimestre de colaboración, y utilizando como instrumentos el ingreso total, variables demográficas y precios, aplicamos mínimos cuadrados bietápicos a la ecuación [1]. A continuación procedemos a comentar los resultados, que aparecen detallados en el cuadro 3 en el apéndice.

En cuanto al ajuste del modelo, es bien sabido que cuando se usan datos microeconómicos éste suele ser bajo, por lo que no es sorprendente que obtengamos un  $R^2$  del 12%. Aunque los efectos de las variables demográficas, de los precios y de la renta que son relevantes para la evaluación de alternativas fiscales son identificados de manera significativa, queda un gran porcentaje de variación sin explicar.

Dentro de las variables demográficas que se incluyen en la especificación como factores que modifican la constante, el efecto más claro corresponde a la edad del sustentador y a la existencia de niños. Si el sustentador tiene menos de 35 años, el modelo estimado predice un incremento del 5% en el porcentaje sobre gasto total con respecto a hogares donde el cabeza de familia tiene una edad comprendida entre 35 y 50 años (característica omitida para la variable edad), mientras que si hay niños, se produce un descenso en la misma cuantía con respecto a la pareja sin niños.

El efecto de la condición de trabajo autónomo sobre los patrones de consumo de transporte privado es uno de los aspectos de interés sobre los que se pretendía obtener evidencia. Para ello se han estimado varias especificaciones donde la variable ficticia que recoge el carácter de trabajador autónomo del cabeza de familia ha sido interaccionada con los términos de precio y renta. En ninguno de los casos hemos obtenido un coeficiente con significación. Debe señalarse, sin embargo, que el gasto asociado a los vehículos comerciales sólo será registrado como gasto del hogar por una minoría de los hogares de la ECPF cuyo cabeza de familia es trabajador autónomo, por lo que se hace necesario recurrir a alguna fuente de información más directamente asociada a los gastos de empresas para dilucidar esta cuestión. El resto de las variables demográficas tampoco parecen modificar de manera significativa la predicción del modelo para el hogar base, sin embargo se opta por incluirlas en la estimación puesto que son conjuntamente significativas y porque su exclusión podría contribuir a agravar el problema de la heterogeneidad no observable.

En lo que atañe a los efectos renta, la distribución de elasticidades varía entre 0,17 y 0,86 para las centilas quinta y la noventa y cinco respectivamente, por lo que se puede afirmar que los carburantes presentan características de bien de necesidad (véase el gráfico 4). En cuanto a la respuesta precio, en el cuadro 3 se aprecia que la *dummy* de zona rural tiene un efecto significativo en su interacción con el precio. Ello indica que la elasticidad precio para los hogares rurales difiere de la de los hogares de

(14) Véase Browning y Meghir (1991).

Gráfico 3: ELASTICIDADES PRECIO POR DECILAS DE INGRESOS Y ZONA DE RESIDENCIA

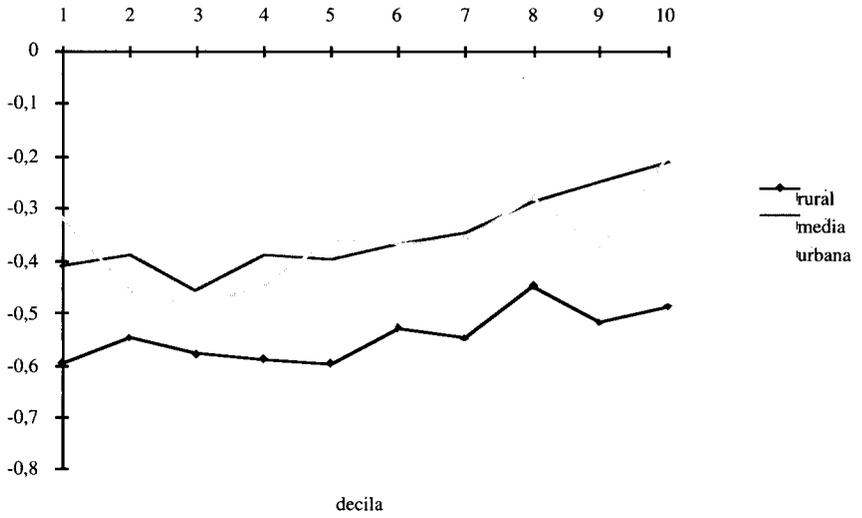
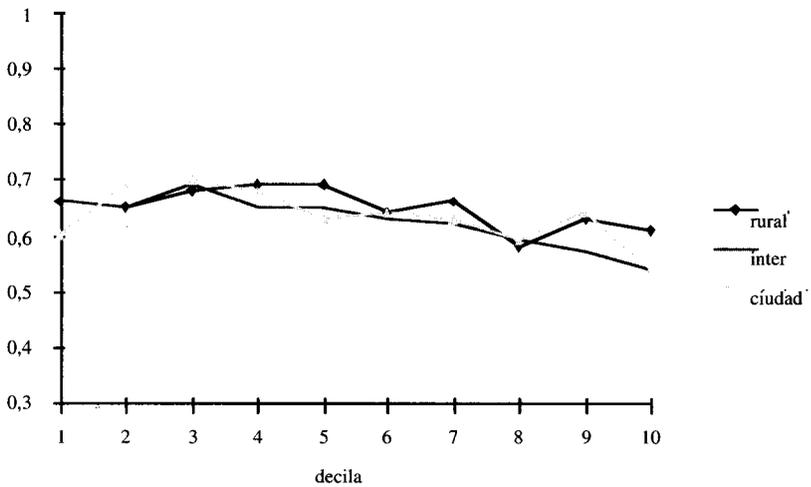


Gráfico 4: ELASTICIDADES RENTA POR DECILAS DE INGRESO Y ZONA DE RESIDENCIA



zonas urbanas y de población intermedia. Por ejemplo, para la cuarta decila de ingresos las elasticidades precio son, en valor absoluto, 0,60, 0,40 y 0,36 para hogares rurales, de zona intermedia y urbanos respectivamente. Esta diferencia de magnitudes es representativa de lo que ocurre a lo largo de toda la distribución de ingresos (como se muestra en el gráfico 3). Este resultado es sorprendente en el sentido de que, *a priori*, se esperaba que la mayor posibilidad de sustitución por transporte público en las ciudades determinase una mayor elasticidad para los hogares urbanos<sup>14</sup> que para el resto de hogares.

Para cuantificar las diferencias en comportamiento entre los tres grupos de hogares, presentamos en el cuadro 4 los efectos sobre el gasto en carburantes que nuestro modelo predice para un incremento impositivo del 10%. Nótese que, dado que estamos ante un bien de demanda inelástica, todos los hogares acaban gastando más que en la situación inicial, pero la respuesta diferencial de los hogares rurales se traduce en un menor incremento en el nivel de gasto que el resto de hogares. Por ejemplo, en la mediana de la distribución del gasto total, se estima que los hogares rurales aumentan su gasto en 776 ptas. por trimestre, mientras que los de zona urbana y de población intermedia lo hacen en 2.977 ptas. y 2.240 ptas. respectivamente. La proporción de 1 a 4 entre esas cifras se mantiene a lo largo de la distribución de ingresos, excepto para la decila superior, donde la diferencia se reduce a la mitad.

### 3. SUMARIO Y CONCLUSIONES

En este trabajo se ha utilizado la ECPF para estimar los parámetros de una ecuación de demanda de carburantes que captura diferencias de comportamiento asociadas a las características demográficas de los hogares. La estructura de panel de esta encuesta ha sido explotada de acuerdo con las líneas propuestas por Meghir y Robin (1992) para resolver el típico problema de la infrecuencia de compra que contamina los registros de gasto.

Los resultados de la estimación sugieren que, tanto en el medio urbano como en el rural, el transporte privado se demanda inelásticamente. En conjunción con la sencillez administrativa, ello puede justificar su uso como generador de ingresos fiscales en términos de eficiencia económica ya que, *ceteris paribus*, las reglas de imposición óptima sugieren gravar más los bienes cuya elasticidad precio es baja. Ahora bien, la demanda de transporte privado de los hogares rurales es más elástica que la del resto de hogares, y ello determina que, ante incrementos en los precios, el nivel de consumo de éste último grupo disminuya en una menor cuantía que el de los primeros. Al mismo tiempo, la carga fiscal asociada al consumo de carburantes es proporcionalmente mayor para los hogares rurales, puesto que dedican un mayor porcentaje de su presupuesto al transporte privado. Aunque el uso de las accisas sobre carburantes como impuestos *pigouvianos* no es puesto en cuestión por estos resultados, es necesario considerar que sus efectos no son homogéneos para toda la población. Y, en concreto, si la reducción en la demanda de transporte privado asociada a un potencial incremento en accisas es menor en medios donde la congestión y la polución son preocupantes que en zonas donde las posibilidades de sustitución por transporte público son limitadas, cabe considerar el interés y la posibilidad de combatir estos efectos

(15) El estimador de Keen (1987) —un mínimos cuadrados bietápico sobre todas las observaciones— también produce un coeficiente negativo en la interacción de la *dummy* rural con los precios, aunque su estadístico *t* (1,70) es más bajo.

externos mediante mecanismos complementarios y/o alternativos. En particular, la aplicación de peajes por el uso del transporte privado en medios urbanos reforzaría el efecto precio de las accisas sin afectar a su consumo en zonas menos congestionadas.



#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arellano, M. y O. Bover (1990): "La Econometría de Datos de Panel", *Investigaciones Económicas* (Segunda Época), vol. XIV nº 1, págs. 3-45.
- Blundell, R. (1988): "Consumer Behaviour: Theory and Empirical Evidence: A survey", *The Economic Journal* 98, págs. 16-55.
- Blundell, R. y C. Meghir (1987): "Bivariate Alternatives to the Tobit Model", *Journal of Econometrics* 34, págs. 179-300.
- Blundell, R.P. Pashardes, y G. Weber (1993): "What Do We Learn About Consumer Demand Patterns from Micro-Data?" *American Economic Review* 83, págs. 570-597.
- Browning M. y C. Meghir (1991): "The Effects of Male and Female Labour Supply on Commodity Demands", *Econometrica* 59, págs. 925-951.
- Deaton, A. y M. Irish (1984): "Statistical Models for Zero Expenditures in Household Surveys", *Journal of Public Economics* 23, págs. 59-80.
- Deaton, A. y J. Muellbauer (1980a): "An Almost Ideal Demand System", *American Economic Review* 70 (3), págs. 312-336.
- Deaton, A. y J. Muellbauer (1980b): *Economics and Consumer Behaviour*, Cambridge University Press.
- Hsiao, C. (1989): "Consistent Estimation of Some Non-linear in Variables Errors Models", *Journal of Econometrics* 41, págs. 159-185.
- García, J. y J.M. Labeaga (1993): "A Cross Section Model with Zeroes: An application to the Demand for Tobacco", *Economics WP 26*, Universitat Pompeu Fabra, Barcelona.
- Hausman, J.A., Newey, W.K. y Powell, J.L. (1995): "Non-Linear Errors in Variables. Estimation of Some Engel Curves", *Journal of Econometrics* 65, págs. 205-233.
- Jiménez, S. y Labeaga, J.M. (1994): "Is it Possible to Reduce Tobacco Consumption Via Alcohol Taxation?", *Health Economics* 3, págs. 231-241.
- Jones, A. (1989): "A Double Hurdle Model of Cigarette Consumption", *Journal of Applied Econometrics* 4.
- Keen, M. (1987): "Zero Expenditures and the Estimation of Engel Curves", *Journal of Applied Econometrics* 1 (3).
- Labeaga, J.M. (1993): "Individual Behaviour and Tobacco Consumption: A Panel Data Approach", *Health Economics* 2, págs. 103-112.
- López, A. (1995): "Algunas Consideraciones Sobre el Uso de Datos Microeconómicos en el Análisis de la Demanda", *Hacienda Pública Española* 132, págs. 133-145.
- Meghir, C. y Robin, J.M. (1992): "Frequency of Purchase and the Estimation of Demand Systems", *Journal of Econometrics* 53, págs. 53-85.
- OECD (1992): *Estudios económicos de la OECD. España*. Organización para el Desarrollo y la Cooperación Económica. París.
- Pearson, M. y Smith, S. (1991): *The European Carbon Tax: An Assessment of the European Commission's Proposals*, Institute for Fiscal Studies, London.
- Pudney, S. (1989): *Modelling individual choice. The econometrics of corners, kinks and holes*. Basil Blackwell. Oxford.

Fecha recepción del original: Diciembre, 1994

Versión final: Octubre, 1995

## APÉNDICE

Cuadro 1: PORCENTAJE DE HOGARES QUE NO REGISTRA NINGÚN GASTO POSITIVO A LO LARGO DEL TOTAL DE TRIMESTRES COLABORADOS

Trimestres	4	5	6	7	8	Total
Nunca gastan (%)	35,5	35,9	35	32	28	33,6
Tamaño muestra	2029	1887	1531	935	1505	7887

Cuadro 2: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LA MUESTRA EMPLEADA EN LA ESTIMACIÓN

Variable	Media	Desv. típica
GASTO TOTAL	510782,1	341047,5 Ptas.
INGRESO TOTAL	426743,2	267569,7 Ptas.
MIEMBROS HOGAR	4,096269	1,464211
PERCEPTORES	1,705714	0,8874627
EDAD < 35	0,2233238	DUMMY
35<EDAD<50	0,3788155	DUMMY
EDAD>65	0,092095	DUMMY
PARADO	0,0558309	DUMMY
AUTÓNOMO	0,1836681	DUMMY
OBRAERO	0,135664	DUMMY
CUELLO BLANCO	0,0553092	DUMMY
INACTIVO	0,1766241	DUMMY
MUJER ACTIVA	0,002348	DUMMY
PENSIONISTA	0,0031307	DUMMY
ANALFABETO	0,2003652	DUMMY
UNIVERSITARIO	0,0926167	DUMMY
NIÑOS HASTA 6	0,3555961	DUMMY
" ENTRE 6 Y 14	0,6428385	DUMMY
" " 14 Y 23	0,6744065	DUMMY
DEPENDIENTES	0,1093139	DUMMY
HOGAR RURAL	0,2648056	DUMMY
HOGAR URBANO	0,1367075	DUMMY
EN ALQUILER	0,1286199	DUMMY
SEGUNDA VI.	0,1228803	DUMMY
CARBURANTES	29977,45	23802,29 Ptas.

**Cuadro 3: ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE DEMANDA DE TRANSPORTE PRIVADO**

VARIABLE	PARÁMETRO	ERROR TÍPICO	T-ESTADÍSTICO
CONSTANTE	0,283271	0,02830	10,01
<i>GASTO REAL E INTERACCIONES CON VARIABLES FICTICIAS</i>			
LOG GASTO REAL	-0,016389	0,0023076	-7,10
" * TRABAJO AUTONOMO	0,00019552	0,0001150	1,70
<i>PRECIOS E INTERACCIONES CON VARIABLES FICTICIAS</i>			
LOG PRECIO CARBURANTES	0,032941	0,0059010	5,58
" * ZONA RURAL	-0,00952286	0,0028813	-3,31
" * ZONA URBANA	-0,00001016	0,0036161	-0,00
<i>MODIFICADORES DE LA CONSTANTE</i>			
MIEMBROS DEL HOGAR	0,00169441	0,0011004	1,54
NUMERO PERCEPTORES	0,00072959	0,0007424	0,98
<i>MODIFICADORES DE LA CONSTANTE VARIABLES FICTICIAS</i>			
EDAD < 35	0,00398971	0,0019078	2,09
35 < EDAD < 50	0,00222956	0,0015083	1,48
65 < EDAD	-0,00054674	0,0023063	-0,24
PARADO	-0,00178299	0,0027736	-0,64
TRABAJADOR CUELLO AZUL	-0,00026815	0,0017506	-0,15
INACTIVO	-0,00330308	0,0020555	-1,61
ADULTO CON NIÑOS	0,016087	0,01786	0,90
PENSIONISTA	-0,024830	0,01468	-1,69
ANALFABETO	0,00042933	0,0014706	0,29
EDUCACIÓN UNIVERSITARIA	0,00216129	0,0023469	0,92
NIÑOS HASTA 6 AÑOS	-0,00374149	0,0014889	-2,51
NIÑOS ENTRE 7-14 AÑOS	-0,00366190	0,0012825	-2,86
NIÑOS ENTRE 14-23 AÑOS	-0,00301513	0,0011866	-2,54
OTROS MIEMBROS DEPENDIENTES	0,00370548	0,0025094	1,48
VIVIENDA ALQUILADA	0,00292335	0,0015828	1,85
DUEÑO VIVIENDA SECUNDARIA	-0,00276018	0,0016274	-1,70
<i>R CUADRADO AJUSTADO</i>		0,122	
<i>MEDIA DE LA VARIABLE DEPENDIENTE</i>		0,064	

Nota: El hogar base se define como pareja sin niños, edad del sustentador entre 50 y 65 años, estudios medios, trabajador de cuello blanco que vive en casa de propiedad en un municipio de tamaño medio.

**Cuadro 4: INCREMENTO EN GASTO ASOCIADO A UN INCREMENTO DEL 10% EN EL PRECIO DE LOS CARBURANTES**

Decila	Zonas rurales	Zonas urbanas	Zonas intermedias
1	385	1566	1244
2	421	987	793
3	581	2305	1869
4	675	2640	2162
5	776	2977	2440
6	877	1719	1402
7	1025	3938	3256
8	1243	2308	1928
9	1651	5968	4949
10	6287	12004	11242

#### ABSTRACT

In this paper we estimate a flexible demand system for private transport with data from the Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. The usual problem of zero records caused by infrequency of purchase is solved by exploiting the panel structure of this survey. The results show that carburants are demanded inelastically by all types of households, but the price elasticity for households in rural areas is significantly greater in absolute value than that for the rest of households, which suggests the possibility of complementary fiscal policies for the universally applied excise duties.

*Keywords:* environmental taxes, household panel data, private transport.