

Demanda de bebidas alcohólicas: estimación de especificaciones alternativas y microsimulación de cambios en precios*

José M. Labeaga Azcona

UNED

Cristina Vilaplana Prieto

Universidad Carlos III

Resumen

En este trabajo se presenta un ejercicio empírico de estimación de una ecuación de demanda de bebidas alcohólicas utilizando la Encuesta de Presupuestos Familiares. La ecuación se estima bajo diferentes supuestos económicos y estadísticos y se contrastan los resultados mediante tests formales e intuitivamente, para llegar a la conclusión de que los ceros que se generan en el grupo de bebidas alcohólicas en las encuestas españolas son debidos, básicamente, a la infrecuencia con que los hogares adquieren este bien, contradiciendo algunos resultados previos obtenidos, tanto para España como para otros países. Una vez se ha decidido la especificación más adecuada para el consumo, se ilustra la forma en que se pueden utilizar los parámetros mediante un ejercicio de microsimulación en el que se obtienen medidas tras un cambio en precios a través de un impuesto que se traslada completamente a los consumidores. El ejercicio tiene varias implicaciones. Primero, la importancia de utilizar datos individuales, tanto en la estimación como en la simulación, para ajustar adecuadamente el comportamiento en demanda de bebidas alcohólicas. Segundo, la falta de robustez de los resultados económicos ante cambios en las hipótesis estadísticas. Tercero, la ausencia total de respuesta a los precios de las bebidas alcohólicas por parte de los consumidores españoles y la relativa elasticidad a la renta.

Palabras clave: demanda, bebidas alcohólicas, microeconometría, modelo de simulación, España.

Clasificación JEL: C50, D10, D12.

Abstract

This work presents an empirical estimate exercise of a demand equation for alcoholic beverages using the Spanish Household Budget Survey. The equation is estimated based on various economic and statistical assumptions and the results are verified via formal tests and intuitively, to conclude that the zeros generated in the alcoholic beverages group in the Spanish surveys are due basically to the infrequency with which households acquire this product. In contradiction to some previous results obtained for both Spain and other countries. Once the most suitable specification for consumption has been decided upon, the way in which the parameters may be used is set forth in an exercise of micro-simulation in which measurements are obtained following a price change via tax which is passed on fully to consumers. The exercise yields various implications: firstly, the significance of using individual data, in both the estimation and the simulation, to adequately adjust demand behaviour for alcoholic beverages; secondly, the lack of soundness of economic results in the face of changes in statistical assumptions. Thirdly, the total absence of a response to alcoholic beverages' prices by Spanish consumers and the relative elasticity to income.

Keywords: demand, alcoholic beverages, microeconometrics, simulation model, Spain.

JEL Classification: C50, D10, D12.

* J. M. LABEAGA se ha beneficiado de la financiación proporcionada por la Fundación Banco Bilbao Vizcaya, por el Ministerio de Hacienda y por el proyecto número SEC2002-04294-C02-01-02 del Ministerio de Ciencia y Tecnología.

1. Introducción

En el análisis empírico de la demanda de bienes, los resultados fundamentales a extraer bien de la estimación de ecuaciones individuales, bien del ajuste de sistemas completos, son las elasticidades renta, precio propio y precios cruzados. Es bien sabido que dichos resultados son extremadamente sensibles a los supuestos económicos y estadísticos que se realicen (Mroz, 1987). El primer objetivo de este trabajo consiste en describir y analizar cómo afecta la imposición, o relajación de diferentes restricciones, a las elasticidades obtenidas en el marco de la estimación de una ecuación de demanda de bebidas alcohólicas para la economía española con datos de corte transversal, tanto en lo que se refiere a la distribución de los errores como a la especificación de las ecuaciones.

Existen diversas razones para la elección de dicho bien en un ejercicio de estas características. Primero, es un bien susceptible de continuar sufriendo importantes incrementos en la carga impositiva indirecta, por el hecho de que soporta impuestos especiales, al margen del Impuesto sobre el Valor Añadido (IVA). Esto es debido a la necesidad de completar el proceso de armonización de todos los impuestos indirectos en el marco de la Unión Europea, así como, probablemente, al hecho de tratarse de un bien para el que dichos incrementos tienen un carácter marcadamente progresivo (véase Labeaga y López, 1994a). Segundo, es importante tratar de minimizar el impacto de los costes sociales asociados a su demanda. Como es bien sabido, el uso, y principalmente el abuso de las bebidas alcohólicas, tiene repercusiones tanto en términos productivos —por enfermedades, bajas laborales, poco rendimiento en el puesto de trabajo—, como por los problemas causados por accidentes de tráfico y sus consecuencias en términos, no sólo de muertes, sino de costes sanitarios de los heridos, costes para las compañías de seguros, etcétera, (véase Harwood, Fountain y Livermore, 1998). Aunque cualquier estudio de las anteriores cuestiones requeriría un análisis pormenorizado de aspectos médicos, sociales, culturales, políticos o religiosos, nuestro interés se centra de forma exclusiva en el estudio de los determinantes de su consumo y en el análisis de los efectos de nuevos impuestos sobre la demanda y los pagos. De esta manera se consigue cuantificar en términos económicos cómo se puede ayudar en la compensación de los costes sociales citados. Tercero, la disponibilidad de datos individuales permite aprovechar las ventajas que su uso proporciona, por una parte, para tratar de evitar sesgos de agregación y, por otra, para intentar estimar el efecto que las características demográficas tienen sobre la demanda. Esta consideración no sólo es conveniente, sino necesaria, tal como se ha puesto de manifiesto en numerosas aplicaciones, de entre las cuales Blundell (1988) y Blundell, Browning y Meghir (1994) merecen una referencia especial.

Somos conscientes, no obstante, de que la utilización de datos de corte transversal en lugar de panel plantea una serie de inconvenientes y restricciones que no debemos pasar por alto. En este sentido, al margen de poner de manifiesto los límites para el uso de los resultados obtenidos, con intenciones de política económica o sanitaria, nuestro objetivo en este punto no es otro que enfatizar que en algunas circunstancias pueden ser útiles, y que la dificultad de incorporar todos los aspectos mencionados en un análisis con datos de panel es complicado y, dados los objetivos de este trabajo, su esfuerzo posiblemente no compensa el beneficio de hacerlo. Para cumplir el primer objetivo enunciado, hemos de ser cuidadosos en el tratamiento econométrico de los datos que las encuestas proporcionan para las bebidas alcohólicas. En el caso que nos ocupa para España, las encuestas de presupuestos familiares reflejan un importante porcentaje de observaciones nulas en el consumo de bebi-

das alcohólicas y los supuestos que se consideren para ellas afectarán los resultados obtenidos y, como consecuencia, las conclusiones que se pueden extraer de los mismos.

Las propuestas para la estimación de modelos en los que se plantea el adecuado control de las razones para la existencia de importantes porcentajes de ceros comienzan en el influyente trabajo de Tobin (1958), cuya propuesta de especificación es conocida desde entonces como modelo Tobit. En él, el supuesto básico es que observamos ceros en el consumo de algunos bienes porque los individuos maximizan su utilidad en una solución de esquina. Desde entonces, sobre todo por la evidencia económica de que éste no es el caso para las observaciones nulas, en muchos casos y la evidencia estadística que no permite explicar grandes porcentajes de las observaciones nulas, se han planteado y utilizado diversas alternativas en ecuaciones individuales cuyo exponente más significado es la propuesta de Cragg (1971). En sistemas de ecuaciones Wales y Woodland (1983) y Lee y Pitt (1986) desarrollan modelos multiecuacionales en el espíritu del modelo Tobit para ecuaciones individuales.

Con los condicionantes previos, el trabajo tiene un segundo objetivo que consiste en utilizar los parámetros estimados para simular cómo cambios en los precios de las bebidas alcohólicas pueden alterar tanto la probabilidad de consumir (en el caso de que la especificación lo permita) como la cantidad consumida. Por ello, tras estimar varias especificaciones para una ecuación de demanda y contrastar la más adecuada, tanto en términos económicos como estadísticos, simulamos los efectos que alteraciones impositivas tienen sobre el comportamiento de una tipología diversa de hogares agrupados de acuerdo con algunas características sociodemográficas que nos parecen relevantes. Es bien cierto que los instrumentos de microsimulación permiten una riqueza inusitada con el objeto de poner de manifiesto los efectos de potenciales medidas (fiscales, sanitarias, etcétera), aunque en este trabajo nos centramos en describir muy brevemente su potencial en un caso muy concreto (ver Labeaga y López, 1995).

Aunque el trabajo tiene una serie de resultados con fuertes implicaciones para la especificación de los modelos, por ejemplo, cuadráticos en renta frente a lineales, univariantes frente a bivariantes, modelos con variables medidas con error frente a modelos con variables bien medidas, etcétera, en el contexto en que se plantea el ejercicio, nos interesa resumir dichas implicaciones en los siguientes puntos. Primero, la importancia de utilizar datos individuales, tanto en la estimación como en la simulación, para ajustar adecuadamente el comportamiento en demanda de bebidas alcohólicas. Segundo, la falta de robustez de los resultados económicos ante cambios en las hipótesis estadísticas. Tercero, la ausencia casi total de respuesta a los precios de las bebidas alcohólicas por parte de los consumidores españoles que se muestra como algo común con independencia de la especificación econométrica que se estima y la presencia de una respuesta no desdeñable de la renta.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera: en las secciones 2 y 3 se presentan los modelos de demanda de referencia y las especificaciones econométricas. En la sección 4 se comentan los resultados obtenidos tanto para los contrastes entre diferentes especificaciones, como los efectos que las variables más relevantes tienen sobre la demanda en la especificación preferida. En la sección 5 se realiza un ejercicio de simulación con el que se pretende poner de manifiesto la riqueza de los modelos estimados con datos microeconómicos para extraer conclusiones con contenido de política económica, y enfatizar el potencial de los instrumentos de microsimulación para evaluar *ex-ante* los efectos sobre la demanda de cambios potenciales en las variables. La sección 6 resume las principales conclusiones.

2. Especificación de la demanda para las bebidas alcohólicas

2.1. El contexto económico

De entre todos los modelos de demanda que podrían ser candidatos para ser especificados y estimados, creemos que la aproximación de segundo orden a la función de coste ofrecida por el modelo de Deaton y Muellbauer (1980a), conocido como Sistema de Demanda Casi Ideal (AIM), es la más adecuada por cuanto ofrece flexibilidad, tanto en la respuesta de los precios como de la renta, y posibilita de forma sencilla la inclusión de características sociodemográficas, bien mediante traslación bien escalando las variables. A partir de la optimización de una función de coste, que en su forma logarítmica también es lineal, las curvas de Engel tienen la forma:

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \log X \quad [1]$$

donde w_i es la proporción de gasto en el bien i y X es la renta del consumidor. Sin embargo, para llegar a ecuaciones de demanda, se puede partir de una función de gasto logarítmica:

$$\text{Log} C(u, p) = A(p) + uB(p) \quad [2]$$

donde u es el nivel de utilidad, p el vector de precios y $A(p)$ y $B(p)$ las siguientes funciones de precios:

$$A(p) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \xi_{ij} \log p_i \log p_j \quad [3]$$

$$B(p) = \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} \quad [4]$$

de forma que sustituyendo [3] y [4] en [2] las proporciones de gasto w_i pueden ser derivadas de las condiciones necesarias de la minimización de la función de coste (aplicando el lema de Hotelling):

$$\frac{\partial \log C}{\partial \log p_i} = w_i \quad (i = 1, \dots, n) \quad [5]$$

por lo que es posible expresar las proporciones de gasto en cada uno de los bienes en función de los precios y del nivel de utilidad. Después de sustituir el nivel de utilidad u , obtenemos las siguientes ecuaciones de demanda:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \xi_{ij} \log \left[\frac{p_j}{P} \right] + \beta_i \log \left[\frac{X}{P} \right] \quad (i, j = 1, \dots, n) \quad [6]$$

donde p_j es el precio del bien j , X es la renta (gasto total) y P es el índice de precios definido como:

$$\text{Log} P = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \xi_{ij} \log p_i \log p_j \quad (i, j = 1, \dots, n) \quad [7]$$

Tras sustituir [7] en [6], podemos expresar el sistema de demanda por medio de las siguientes n ecuaciones lineales en precios y renta, pero no en los parámetros:

$$w_i = (\alpha_i - \beta_i \alpha_0) + \sum_j \xi_{ij} \log p_j + \beta_j \left[\log X - \sum_j \alpha_j \log p_j - \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \xi_{ij} \log p_i \log p_j \right] \quad [8]$$

Una ventaja clara del AIM es la facilidad con la que se puede estimar [8] si el índice de precios, $\log P$, en [7] se aproxima por un índice de precios fijo previamente seleccionado. Las restricciones que presupone considerar que los parámetros de las ecuaciones de demanda son constantes para todos los individuos se pueden relajar con la introducción de características propias de las unidades familiares. Los hogares que tenemos en las encuestas difieren en tamaño, composición y edades de los miembros, ocupación y nivel de estudios del sustentador principal, etcétera. La introducción de las mismas permite que, aunque se considere la misma función de demanda para todos los individuos, éstos puedan tener diferentes patrones de comportamiento frente al consumo.

Supongamos que el vector de características del hogar h es Z_h . Podemos escribir la ecuación de demanda para el bien i como:

$$q_{ih} = f_i(X_{ih}, p_i, Z_h) \quad [9]$$

En general, en los estudios empíricos se suele asumir que f_i es una función común para toda la muestra, siendo también usual que se considere que los precios, p_i , a los que se enfrentan los individuos sean los mismos. Sin embargo, el modelo [6] posibilita que las variables demográficas entren en la explicación de la demanda de los bienes tanto a través de α_i , como a través de β_i o γ_{ij} .

En el aspecto empírico, lo más habitual suele ser estimar una adecuada generalización lineal de la función [9], siendo una cuestión ampliamente investigada la posible existencia de economías de escala del tamaño familiar en la composición de la cesta de la compra de los hogares (Deaton y Muellbauer, 1980b). Otros análisis más complejos tratan de relacionar los efectos que las características tienen sobre la demanda, introduciéndolas como argumento de la función de utilidad de los individuos (véase de nuevo Deaton y Muellbauer, 1980b). De esta forma, la teoría del consumidor puede utilizarse para sugerir formas funcionales para la ecuación [9]. Además de como interpretación de la demanda, los modelos surgidos de esta manera pueden ser utilizados para realizar análisis de bienestar. Antes de terminar esta sección es necesario mencionar una última cuestión que hace referencia al rango de los sistemas de demanda (Lewbel, 1989). De acuerdo a la definición de rango, el AIM es un sistema de rango dos mientras Banks, Blundell y Lewbel (1997) han propuesto un sistema de demanda integrable a una función de gasto o de utilidad indirecta que tiene rango tres, el Sistema de Demanda Casi Ideal Cuadrático y, más recientemente, Lewbel (2003) propone un sistema también integrable de rango cuatro. Si bien estas consideraciones son muy importantes cuando se ajusta un sistema de demanda completo, dejaremos la discusión, ya que nuestro objetivo fundamental es estimar una ecuación de bebidas alcohólicas en un marco uniecuacional. En este sentido, se puede ajustar el comportamiento del consumidor mediante funciones *ad hoc*, si bien, en tanto en cuanto estemos interesados en realizar análisis de bienestar con posterioridad a la estimación de los parámetros será conveniente imponer las restricciones teóricas que aplican a ecuaciones individuales.

2.2. Datos y variables

Para todo el análisis que se presenta se han utilizado muestras procedentes de las Encuestas de Presupuestos Familiares (EPF). A pesar de las ventajas asociadas a la utilización de datos individuales, existen también una serie de inconvenientes que no se pueden pasar por alto y que, normalmente, se agravan cuando se pretenden estimar ecuaciones de demanda para determinados bienes o grupos de bienes como en el caso del tabaco, bebidas alcohólicas o gasolina. Entre ellos cabe destacar: i) la unidad estadística en las encuestas no es el individuo sino el hogar al que pertenece. Esta carencia se trata de corregir introduciendo algunas variables propias de los hogares, que fundamentalmente hacen referencia a su composición, así como características de la información que únicamente están recogidas para el sustentador principal;¹ ii) quedan fuera del ámbito de estas encuestas los hogares que comparten vivienda y los hogares colectivos (hospitales, cárceles, colegios, etcétera.); iii) existe un problema de colaboración importante de los hogares que proporcionan información periódica, que puede agravarse con datos de gasto en bebidas alcohólicas por la tendencia a sesgar a la baja la información proporcionada para estos bienes.

La EPF es un ejemplo característico de datos de corte transversal. La muestra se utiliza completa sin realizar ninguna selección. En nuestra opinión, para este tipo de análisis, en el que pueden ser importantes algunas medidas agregadas, es preferible ofrecer resultados que representen a la mayor parte de la población en lugar de seleccionar la muestra con un grupo de hogares representativos. Una u otra postura tiene ventajas e inconvenientes indudables, pero el motivo para habernos decantado por no seleccionar la muestra es la realización posterior de análisis de medidas fiscales que puedan ser válidos a nivel poblacional.

La variable endógena en todos los modelos estimados es la proporción de consumo de bebidas alcohólicas respecto del gasto total, tal como se pone de manifiesto en [8]. El epígrafe bebidas alcohólicas comprende todo tipo de vinos, sidras, cervezas y licores. Las variables explicativas utilizadas en las ecuaciones de decisión y de demanda son las siguientes:

Renta. Se mide el efecto de la renta a través de la variable gasto total real expresado en logaritmos (LRENTA). También incluimos su cuadrado para tratar de ajustar modelos más flexibles en la respuesta de la renta (LRENTAC) siguiendo propuestas teóricas recientes, tal como se ha recogido previamente. Una de las razones argumentadas para utilizar el gasto total y no el nivel de ingresos hace referencia a que el período de tiempo en el cual se recogen los gastos es de una semana, mientras que la parte de la renta no consumida, que será el componente de la renta excluida al considerar el gasto total, habría de ser recogida por el ahorro de períodos anteriores, con lo que se producirían heterogeneidades en las variables utilizadas, tanto consumo en un período, como ahorro de otro diferente. Sin embargo, existen dos razones de mayor importancia: la fiabilidad de los datos de gasto frente a los de ingreso² y el hecho de que se esté modelizando la primera etapa del proceso de presupuestación de los hogares en la cual se distribuye el gasto total (o el gasto total en bienes no duraderos) entre todos los productos de la cesta

¹ Una posibilidad tenida en cuenta ha sido considerar la submuestra formada exclusivamente por los hogares unifamiliares, pero la hemos descartado porque las observaciones resultantes son muy pocas y pueden afectar la representatividad de la misma.

² Dicha fiabilidad está perfectamente contrastada con datos españoles (LÓPEZ, 1993).

de la compra. En algunas especificaciones también se introduce la variable gasto total interaccionada con una variable ficticia que recoge la presencia de hijos pequeños en el hogar (NLRENTA).

Precios. A pesar de que la EPF cubre el horizonte temporal de un año, se pueden diferenciar los datos recogidos según el trimestre (incluso la semana) en que la entrevista se llevó a cabo, siendo la distribución de los individuos en los cuatro trimestres proporcional al tamaño muestral considerado. Aunque pudiera argumentarse la falta de variación en esta variable para un período de tiempo tan corto, a lo largo de los cuatro trimestres que componen la muestra de la EPF, los precios de las bebidas alcohólicas se incrementan en cada uno de ellos, con una subida parcial de casi un punto porcentual entre el primero y el segundo y el segundo y el tercero y más del 2 por 100 entre el tercer y cuarto trimestres. La subida global ha sido superior al 3,71 por 100. La variable está definida en términos de precios relativos, es decir, la ratio del índice de precios de las bebidas alcohólicas sobre el índice general de precios de consumo, y está expresada en logaritmos (LPREC). Como ya se ha comentado, si lo que se pretende es la explicación de la demanda de bebidas alcohólicas sin otra desagregación no existen, *a priori*, sustitutos directos, como para que la inclusión de sus precios tenga efectos sobre la demanda³.

En relación al resto de variables utilizadas, debe destacarse que la mayoría de ellas sólo pueden definirse para el sustentador principal.

Ocupación. La profesión o tipo de trabajo desempeñado por los individuos puede, de alguna manera, explicar parte de su consumo. Se recoge este efecto a través de una serie de variables ficticias. OCC1 toma valor 1 si el sustentador principal desempeña una ocupación no manual, siendo 0 en caso contrario. En relación con la ocupación, aunque de forma separada, se define otra variable ficticia (FORCES), que toma valor 1 si el sustentador principal forma parte del personal de las fuerzas armadas, considerando que la posibilidad de enfrentarse a diferentes precios pueda tener influencia sobre la demanda. Otras variables de ocupación que se han probado son DAGR, DWORK, DRICH y DNONW que toman respectivamente el valor uno cuando los sustentadores principales son trabajadores o empresarios agrícolas, obreros, rentistas y altos directivos y retirados. En todos los casos, la especificación final elegida, tanto para las ecuaciones de participación como para las de demanda, incluye aquéllas que proporcionan resultados más satisfactorios.

Situación respecto al empleo. Las encuestas también ofrecen información respecto a la relación del sustentador principal en cuanto al empleo. Se considera que pueden existir diferencias en el consumo motivadas por dicha situación por lo que se define la variable ficticia (UNEM) que toma el valor 1 si el sustentador principal está parado o busca primer empleo, siendo 0 en caso contrario. Otra circunstancia, relacionada con el empleo, que se considera puede establecer diferencias en la cantidad consumida, es la existencia en el hogar de aportadores de ingresos adicionales al sustentador principal. Esta posible influencia se recoge por medio de una variable referida al número de aportadores de ingresos de la familia (NEARN), que en algunos casos se utiliza como variable ficticia. También en este sentido se ha definido una variable ficticia que recoge la posibilidad de que el susten-

³ Bajo el supuesto de separabilidad esto es cierto. Sin embargo en base a los trabajos de JONES (1989a) y JIMÉNEZ y LABEAGA (1994) los precios de las bebidas alcohólicas pueden afectar la demanda de tabaco, es decir, puede no resultar correcto suponer separabilidad entre ambos bienes.

tador principal sea autónomo, tratando de recoger diferencias en gustos, renta, o posibilidad de autoconsumo o autosuministro. La variable (SELEMP) toma valor 1 si el sustentador principal es autoempleado y 0 en caso contrario.

Educación. El nivel educativo de los individuos es otro factor que puede influir las decisiones de demanda en mercancías como las bebidas alcohólicas en las que la información sobre los riesgos de enfermedades o los perjuicios que su consumo puede ocasionar es importante para decidir ser consumidor y determinar la cantidad a consumir. El posible efecto se ha recogido definiendo cuatro variables ficticias (ED1, ED2, ED4 y ED5) que toman, respectivamente, el valor 1 según el sustentador principal sea analfabeto, no tenga estudios, tenga estudios primarios, tenga estudios anteriores a los superiores o superiores, tomando el valor cero en caso contrario. A fin de evitar problemas de multicolinealidad perfecta se ha omitido la variable ficticia referida a los sustentadores principales con estudios medios.

Tamaño del municipio de residencia. Se han definido cuatro variables ficticias (DM1, DM2, DM3 y DM5) que toman, respectivamente el valor 1 según la familia resida en un municipio con menos de 2.000 habitantes, entre 2.000 y 10.000, entre 10.000 y 50.000 o con más de 500.000 habitantes, siendo 0 en caso contrario. La variable ficticia omitida hace referencia a un municipio cuyo número de habitantes esté comprendido entre 50.000 y 500.000.

Región de residencia. Se definen 16 variables ficticias que toman el valor 1 si la familia reside en una determinada Comunidad autónoma y el valor 0 en caso contrario. La variable ficticia omitida es la correspondiente a Andalucía.

Edad. Estas variables recogen los años del sustentador principal y del segundo miembro de hogar (AGE1 y AGE2), así como sus cuadrados (AG1SQ y AGE2SQ), en un intento de captar perfiles de consumo que no sean tan restrictivos como el lineal.

Tamaño del hogar. La existencia en la familia de otros miembros puede influir tanto en la probabilidad, como en el consumo de bebidas alcohólicas. Por una parte, se recoge el posible efecto de estas variables con el número de miembros del hogar cuya edad es superior a 17 años (FSIZE). Por otra, y pensando en diferencias relacionadas con la composición, se desagrega la misma en otras tres variables: número de miembros con edad comprendida entre los 17 y 24 años (NA1), número de miembros de 25 a 60 años (NA2) y número de miembros de más de 60 años (NO). Las clasificaciones escogidas tienen sentido dadas las restricciones legales existentes, aunque también se han utilizado otras alternativas⁴. La existencia de miembros en el hogar entre 0-17 años se ha introducido por medio de cuatro variables que recogen los miembros entre 0-4, 5-8, 9-13 y 14-17 años.

Otras variables. Bajo este epígrafe se recogen variables como la posesión de primera y segunda vivienda, la presencia o no de mujer trabajadora en el hogar y el sexo del sustentador principal. Además, con el fin de recoger distintas respuestas de renta y precios para diferentes grupos de hogares se han introducido todo tipo de interacciones entre estas variables y las características demográficas anteriormente definidas.

⁴ Ver BROWNING (1992) para un excelente resumen de los efectos de las variables de composición familiar en la demanda de bienes.

3. Razones para las observaciones nulas en las encuestas y propuestas para su tratamiento econométrico

Un problema muy frecuente en la mayoría de las encuestas con información individual o de hogar es el hecho de que los períodos para la recogida de información suelen ser muy cortos (dos semanas en el caso del *Family Expenditure Survey* del Reino Unido o una semana para la gran mayoría de bienes en las encuestas españolas)⁵. En estas circunstancias, un porcentaje elevado de ceros puede deberse a la infrecuencia con la que los individuos realizan sus compras. El problema que se presenta en estos casos es que el *consumo deseado* y el *observado* difieren: existe un error de medida entre la variable que pretendemos ajustar y aquella para la que se dispone de información, que en este caso afecta tanto a la variable dependiente, como al gasto total utilizado como variable independiente. De hecho, uno de los problemas que acusan las encuestas individuales es que no se produce en ningún caso una evaluación del consumo sino que se recogen los actos de compra y, por tanto, el investigador se ve en la necesidad de asociar consumo a gasto.

Sin embargo, no es ésta la única explicación para las observaciones nulas. Las encuestas a hogares proporcionan para éste y otros consumos un importante porcentaje de dichas observaciones cuyas razones pueden ser varias: i) *soluciones de esquina*: los individuos maximizan su utilidad consumiendo cero; ii) *no participación*: los individuos no pueden ser consumidores del bien para ningún valor de las variables exógenas (precios, renta, características socioeconómicas); iii) *errores de medida*, que pueden ser de varios tipos: a) el gasto registrado no se corresponde con el gasto correcto (por ejemplo, por ocultación de información)⁶; b) el gasto registrado no se corresponde con el consumo deseado debido a un problema de error de medida; iv) *efectos no observables*: variaciones en los gustos de los consumidores o diferencias no observables para hogares particulares.

Dada la estructura de los datos sobre los que se lleva a cabo este análisis, no podemos ni pretendemos preocuparnos del último motivo enunciado puesto que únicamente se dispone de una observación para cada hogar. Por ello, tampoco va a ser posible identificar si se trata de errores de medida o efectos inobservables en la mayoría de las ocasiones. Con datos de corte transversal es difícil, si no imposible, establecer de manera adecuada cuáles de estos determinantes afectan a la observación de tan importante porcentaje de ceros en la muestra. Así como en el caso de otros bienes las razones parecen mejor establecidas, por ejemplo con el tabaco, la gasolina o el ocio⁷, en el caso de las bebidas alcohólicas deben ser los datos y el análisis empírico los que ayuden a determinar las fuentes de dicha existencia⁸.

El tratamiento econométrico de modelos mediante los que se pueden tratar las observaciones nulas contempla tres aspectos fundamentales. En primer lugar, la distribución de los errores. Los modelos pueden no ser adecuados porque se está suponiendo una determina-

⁵ LÓPEZ (1993).

⁶ KEMSLEY, REDPATH y HOLMES (1980).

⁷ Existen numerosas aplicaciones para diversos países que así lo establecen. Con datos de la economía española GARCÍA y LABEAGA (1996) consideran el análisis de las mismas en el caso de la demanda de tabaco y LÓPEZ (1995) y LABEAGA y LÓPEZ (1997) para el caso del consumo de gasolina.

⁸ Aunque YEN (1994) con datos americanos y ANGULO, GIL y GRACIA (2001) con datos españoles apuntan a la existencia de las mismas razones.

da distribución, con frecuencia la normal, y los supuestos de las mismas no se ajustan a los datos (véase Atkinson, Gomulka y Stern, 1989). Segundo, el ajuste mediante un modelo univariante impone la restricción de que el efecto de las variables relevantes sobre la decisión de participar (ser consumidor) y la cantidad demandada sean iguales. Por tanto, la modelización errónea de la ecuación de decisión puede ser otra fuente de inadecuada especificación del modelo (Cragg, 1971). En tercer lugar, puede que no exista ninguna decisión previa en el comportamiento de los individuos y que el verdadero problema sean los errores en las variables (gasto en bebidas alcohólicas y gasto total en este caso). De ser así, el tratamiento econométrico requiere especificaciones diferentes a las típicas para variables con problemas de observabilidad.

Nuestra pretensión, como primera aproximación, es realizar un análisis uniecuacional. Aun siendo conscientes de las restricciones teóricas y limitaciones empíricas que ello conlleva, (véase Deaton y Muellbauer, 1980a y 1980b; Jones, 1989a y 1989b o Jiménez y Labeaga, 1994), el análisis de un sistema completo con una adecuada desagregación de bienes es poco menos que imposible en este contexto (Wales y Woodland, 1983 o Lee y Pitt, 1986). En este sentido, aunque es factible seleccionar un subsistema tratable empíricamente sobre el que imponer y contrastar las restricciones teóricas, esto no deja de ser restrictivo desde el punto de vista de la estimación conjunta de sistemas de demanda. Por otra parte, el hecho de realizar un análisis uniecuacional implica restringir las especificaciones econométricas susceptibles de ser estimadas (Pudney, 1989). Ante este *trade off*, con las limitaciones apuntadas, y teniendo en cuenta la existencia de múltiples aplicaciones en las que se estiman sistemas completos de demanda con datos individuales, tanto para España (Labeaga y López, 1992, 1994a, 1994b) como para otros países (Baker, McKay y Symons, 1990; Blundell, Baker y Smith, 1994), hemos preferido llevar a cabo estimaciones con carácter individual.

La práctica más común en las aplicaciones empíricas de modelos económicos al enfrentarse a un problema de censura en las observaciones muestrales ha sido la utilización del modelo Tobit (Tobin, 1958). Dicha práctica conlleva la restricción de que el mismo proceso estadístico sirve para determinar tanto el valor de las observaciones con continuidad (modelo de regresión lineal), como la probabilidad de observar dichos valores (modelo de elección discreta). En muchas ocasiones dicha modelización se lleva a cabo sin un análisis previo acerca de las razones para la existencia de observaciones cero en la muestra. Fue habitual, hasta la aparición del influyente artículo de Heckman (1979), suponer que la decisión sobre la probabilidad de participar en el mercado de trabajo y el número de horas a ofrecer por parte de los que participan estuvieran gobernadas por la misma especificación, y, consecuentemente, fuera el mismo conjunto de variables el que influyera en ambas decisiones. Normalmente, por razones que más adelante resultarán obvias, todos estos análisis se han llevado a cabo mediante el uso de datos de corte transversal.

Los modelos univariantes tipo Tobit describen correctamente el comportamiento de los individuos cuando los ceros se producen como consecuencia de sus decisiones racionales (soluciones de esquina). En este sentido, los estimadores serán consistentes cuando los supuestos utilizados para la distribución sean adecuados y, obviamente, cuando la especificación de la ecuación de demanda sea correcta. Un ejemplo claro de especificación incorrecta vendría generado por la existencia de una decisión previa al consumo por parte de los individuos. Por ejemplo, supongamos que la renta, tal y como postula el modelo teóri-

co, es un determinante importante de la cantidad consumida y de la probabilidad de consumir, pero afecta de distinta forma a ambas decisiones: puede darse el caso de que la proporción de individuos ricos que consumen bebidas alcohólicas sea muy elevada, pero la proporción de gasto descienda con la renta. Podría suceder, asimismo, que el nivel de educación fuera un determinante importante de la decisión de consumir bebidas alcohólicas, de forma que individuos con niveles de educación más altos fueran menos propensos a consumir, pero la proporción de su gasto, dado que serían individuos con niveles elevados de renta, podría ser mayor que para individuos con bajos niveles educativos. En estos casos, los modelos presentados tampoco son capaces de predecir ambos efectos. Se produce un claro error de especificación que afecta a la probabilidad tanto de observar ceros como observaciones con continuidad.

En el modelo Tobit se recogen ambos efectos bajo la misma especificación. Para subsanar los defectos de dicho modelo, una posibilidad consiste en suponer que la existencia de una proporción de consumos nulos es debida a motivos sociológicos o de otro tipo; los individuos no consumen por razones de salud, educación, religiosos, etcétera, es decir, son no bebedores genuinos. Asimismo, existe otro porcentaje de la población que son potenciales consumidores pero a la vista de los valores de su conjunto de variables relevantes (renta, precios, características demográficas) deciden no consumir. Para el resto observamos consumos positivos.

Los supuestos anteriores implican, primero, la necesidad de reespecificar el modelo tratando de recoger adecuadamente tanto la probabilidad de consumir (o ser consumidor potencial), como la cantidad consumida para los que deciden hacerlo. Segundo, se debe situar el modelo en un contexto de elección racional consistente con las preferencias individuales. Tercero, debe establecerse algún mecanismo que permita clasificar las variables que influyen cada una de las decisiones. El origen de los modelos de estas características fue el trabajo de Cragg (1971) con una aplicación a la demanda de bienes duraderos. Más recientemente Deaton e Irish (1984), Atkinson, Gomulka y Stern (1984, 1989), Blundell y Meghir (1987a) o García y Labeaga (1996) han aplicado las propuestas de Cragg, o modificaciones de las mismas, para analizar la demanda de diversos bienes, siendo probablemente el consumo del tabaco donde existe mayor consenso sobre la utilidad de una especificación que Cragg denominó doble-valla (*double-hurdle*). El acierto de esta terminología es claro, dado que antes de observar un gasto positivo los individuos deben sobrepasar dos vallas: primero decidir ser consumidores (o compradores potenciales) del bien en cuestión, y segundo consumir una cantidad positiva del mismo.

Aunque posiblemente las bebidas alcohólicas no parecen, a la vista de información de panel disponible en encuestas españolas, el bien más idóneo para el que postular la existencia de este doble proceso de decisión, nuestro interés en este trabajo consiste en contrastar las especificaciones derivadas respecto a los modelos restringidos⁹. La razón es que cuando únicamente disponemos de una observación, es indistinguible el que un hogar proporcione una cifra nula de consumo en bebidas alcohólicas por cuestiones de soluciones de esquina, porque sea un hogar formado por no bebedores genuinos, por infrecuencia de compra o por cualquier otra de las causas citadas.

⁹ Existen algunos trabajos que postulan la existencia de este tipo de procesos para la demanda de bebidas alcohólicas como YEN (1994) utilizando datos americanos y ANGULO, GIL y GRACIA (2001) con datos españoles.

La alternativa más sencilla al modelo Tobit que incorpore el proceso de decisión citado es el P-Tobit. En términos empíricos se puede estimar esta ecuación conjuntamente con la demanda mediante los modelos Probit-Tobit, lo que constituye el caso más sencillo de modelo de doble-valla con probabilidad constante y común para todos los individuos de sobrepasar la primera valla. Uno de los puntos clave para la facilidad o dificultad de estimar conjuntamente dichos modelos consiste en considerar si existe o no correlación entre los errores de ambas ecuaciones. Una vez se construye la función de verosimilitud bajo los supuestos adecuados (modelo Tobit, P-Tobit, doble-valla con y sin correlación), se pueden obtener estimadores consistentes, eficientes y asintóticamente normales bajo la hipótesis nula en cada uno de los casos¹⁰. No obstante toda la discusión anterior, los modelos propuestos hasta el momento son correctos, o recogen adecuadamente el proceso de generación de ceros, si éstos son debidos a la primera o segunda causa enunciadas al comienzo de esta sección. En otro caso, tendremos errores de especificación de las ecuaciones a estimar. Finalmente, los estimadores resultantes tampoco serán consistentes si las perturbaciones no cumplen los supuestos postulados.

El tercer motivo enunciado para las observaciones nulas en las encuestas es la existencia de errores en las variables. Esto implica que los modelos que solventan el problema de falta de observabilidad no sean adecuados dado que el problema es que las observaciones cero pueden no corresponder, ni con soluciones de esquina, ni con los deseos de no participación por parte de los consumidores, sino con un problema de medida en el consumo de los mismos¹¹. El modelo propuesto por Deaton e Irish (1984) trata de recoger este hecho a través de una estimación de la probabilidad de infrecuencia. No obstante, dicha especificación será incapaz de discernir si los ceros son debidos a otras causas, por ejemplo, información falsa o efectos no observables ni tampoco diferenciar entre las verdaderas observaciones que sufren problemas de error de medida debido a la infrecuencia y aquellas que estando bien medidas son nulas debido a no participación. En el caso que estamos considerando, si el problema de los ceros es únicamente infrecuencia de compra, la probabilidad de observar gastos nulos tras la primera valla debe ser cero, algo que no ocurre en el modelo P-Tobit (salvo que la estimación de p sea igual a la unidad) en cuyo caso los parámetros de dicho modelo no estarán identificados y, más importante aún, el modelo P-Tobit se reducirá al Tobit. En cualquier caso, aun cuando dicho proceso recogiera de forma adecuada los ceros en la primera decisión, aquellos individuos que compran infrecuentemente estarán proporcionando valores de su consumo que seguirán estando medidos con error.

La estimación del modelo de demanda bajo el supuesto de que las variables (demanda del bien de que se trate y gasto total) estén medidas con error se puede realizar por procedimientos de mínimos cuadrados (MC) sin necesidad de especificar una distribución para la frecuencia de compra. Dichos métodos han sido propuestos por Pudney (1985), Keen

¹⁰ Las expresiones de dichas funciones de verosimilitud se pueden consultar en GARCÍA y LABEAGA (1996). La estimación máximo verosímil de todos los modelos citados se ha llevado a cabo mediante programas FORTRAN que incorporan subrutinas de la NAG Library. En este caso se ha utilizado la EO4LBF para optimización y la FO1AAF para inversión de matrices. Como subrutinas propias se han empleado las de aproximación de las distribuciones y funciones de densidad normal y normal bivalente que a su vez requieren la S15AEF y todas las complementarias de la NAG. Finalmente, el hessiano se ha aproximado de la forma que sugieren BERNDT, HALL, HALL y HAUSMAN (1974).

¹¹ Por ejemplo, si un individuo compra bebidas alcohólicas cada 15 días y la encuesta se realiza durante una semana al trimestre, tendrá una probabilidad 1/2 de que su consumo (gasto) observado sea cero.

(1986) y Blundell y Meghir (1987b). Su problema más importante, tal como apuntan Hsiao (1989) y Meghir y Robin (1992) es que el error de medida no es lineal y, como consecuencia, los estimadores de los parámetros correspondientes a curvas no lineales de Engel estarán sesgados (tal como prueban Hausman, Newey y Powell, 1995). De hecho, una forma sencilla para caracterizar la distribución de la frecuencia de compra que no adolezca de los problemas asociados a la propuesta de Deaton e Irish es asumir que la ecuación que determina la probabilidad de comprar es una buena aproximación a la misma suponiendo que el error esté distribuido normalmente. Por otra parte, tal como hemos apuntado, la generalización del modelo a uno con frecuencia de compra variable por individuos sólo requiere parametrizar p por medio de alguna función de las variables exógenas. Tras estimar dicha probabilidad se pueden corregir las observaciones positivas del gasto en bebidas alcohólicas (y también del gasto total) y aplicar procedimientos de MC a dicha submuestra. El mayor problema de este procedimiento consiste en suponer que la decisión de compra es exógena a la cantidad comprada.

Si el verdadero motivo para la existencia de tan elevado porcentaje de ceros es únicamente la infrecuencia de compra¹², la forma correcta de tratar el problema en estimaciones uniecuacionales ha sido puesta de manifiesto por Deaton e Irish (1984), Blundell y Meghir (1987a) y Pudney (1989), entre otros. Con este tipo de procedimiento se pueden estimar consistentemente los parámetros de la ecuación de demanda introduciendo explícitamente en la función de verosimilitud la probabilidad de observar compra para cada individuo. Dicho proceso no constituye sino una forma de relajar los supuestos tan restrictivos que están implícitos en el uso de modelos Tobit de tipo I (en terminología de Amemiya).

Otro procedimiento sencillo de estimación para el caso en que los ceros son únicamente debidos a infrecuencia fue propuesto por Keen (1987) y ha sido ampliamente aplicado a la estimación de sistemas completos de demanda. Dicho método consiste en instrumentar el gasto total con la renta. Su limitación es que no es posible considerar que las curvas de Engel subyacentes a las ecuaciones de demanda son no lineales, debido a que los estimadores resultantes no son consistentes por la existencia de errores no lineales en las variables, y esto es una imposición bastante restrictiva sobre los datos (véase Hsiao, 1989 y Hausman, Newey y Powell, 1995). Por otra parte, Meghir y Robin (1992) sugieren modelar la probabilidad de compra y corregir las observaciones positivas con dichas probabilidades, para estimar el modelo por procedimientos mínimo-cuadráticos sobre la submuestra de observaciones positivas.

Para finalizar con esta sección, es conveniente comentar el problema de la endogeneidad de la renta. La dificultad de estimación del modelo por procedimientos de MC radica, en este

¹² Este supuesto es el que se sigue en la mayoría de trabajos que estiman sistemas completos de demanda (BAKER, MCKAY y SYMONS, 1991; BLUNDELL, BAKER y SMITH, 1994). Por otra parte, ATKINSON, GOMULKA y STERN (1989) han postulado y tratado de contrastar especificaciones alternativas. Ninguno de ellos analiza con carácter previo a la estimación cuáles son las razones para los ceros. LABEAGA y LÓPEZ (1994a) estiman un sistema de demanda tras cerciorarse de que efectivamente los bienes que lo componen están afectados por una única causa y que dicha causa es la infrecuencia. Para ello explotan la estructura de panel de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares contrastando los porcentajes de ceros en trimestres separados y a lo largo de todo el período muestral. Su conclusión en el caso de las bebidas alcohólicas es que del 30 por 100 de los ceros en períodos individuales se pasa a solamente un 5 por 100 cuando se sigue la información proporcionada por los hogares a lo largo del máximo de ocho trimestres correspondientes a aquellos hogares que colaboran durante dicho período.

caso, en que también el gasto total está afectado por el error de medida de la variable dependiente por lo que es necesario disponer de instrumentos para proceder a la estimación. El instrumento más adecuado para el gasto total es la renta, bajo el supuesto de que dicha variable no esté afectada por decisiones de compra. En este punto se han de utilizar dos supuestos extremadamente importantes. Primero, se supone que el proceso de presupuestación se realiza en dos etapas. Segundo, la exogeneidad de las variables demográficas que actúan como restricciones que permiten la identificación de los modelos. Dado el supuesto de separabilidad entre las decisiones de consumo y ocio (oferta de trabajo) postulado a lo largo de todo el análisis, la renta puede servir como instrumento, si bien, como ponen de manifiesto Browning y Meghir (1991), estos supuestos de separabilidad raramente se cumplen.

4. Resultados

En esta sección procedemos a resumir los resultados más interesantes del análisis llevado a cabo. En primer lugar, es necesario citar que, aunque la fuente de generación de las observaciones nulas fuera la infrecuencia de compra exclusivamente y, por tanto, estuviéramos frente a un problema de errores en las variables, el ajuste de un modelo de elección discreta permite al menos extraer conclusiones acerca de los efectos que las variables demográficas, así como renta y precios, tienen sobre la explicación de dicha frecuencia, o sobre la probabilidad de consumir bebidas alcohólicas, si verdaderamente existe alguna decisión previa subyacente. Además, en algunos casos puede suponer un modelo en forma reducida o una primera etapa para construir las probabilidades de compra que posibiliten la corrección de las variables que sufren errores de medida.

El primer objetivo es presentar estimaciones de especificaciones bajo los supuestos enunciados en la sección previa, así como realizar contrastes entre los modelos estimados. Siguiendo el recorrido por los distintos modelos, analizaremos algunos aspectos de contrastación de los mismos antes de introducir y comentar los coeficientes de la ecuación de demanda *preferida*. Los contrastes de razón de verosimilitudes (Tabla 4) ponen de relieve con una claridad meridiana el rechazo de los modelos uniecuacionales (Tobit y similares) frente a modelos bivariantes (doble-valla bajo varios supuestos), lo que, en principio, puede interpretarse como la existencia de una especificación inadecuada de la probabilidad de ser consumidor potencial de bebidas alcohólicas. Ello conlleva que los parámetros del modelo conjunto no estén identificados y el modelo doble-valla se reduzca al Tobit¹³. Si ninguno de los dos resulta adecuado, la tercera vía para la estimación puede ser correcta. Es decir, es posible que estemos frente al problema de errores en las variables de gasto en bebidas alcohólicas y gasto total. Finalmente, el contraste entre modelos bivariantes refleja que no es necesario introducir correlación entre las perturbaciones de ambas vallas, posiblemente porque la especificación es lo suficientemente rica como para no dejar fuera factores sistemáticos que afecten la demanda de bebidas alcohólicas y que se reflejen en la distribución de las perturbaciones (véase García y Labeaga, 1996).

¹³ El intento de estimar el modelo P-Tobit que propusieron DEATON e IRISH (1984) ha resultado infructuoso precisamente porque no era posible lograr convergencia en el parámetro de la primera decisión que recoge la probabilidad de ser consumidor potencial (común para todos los hogares). Esto no hace sino confirmar los resultados obtenidos para los modelos de doble-valla.

TABLA 1
COEFICIENTES ESTIMADOS PARA MODELOS UNIVARIANTES

Variable explicativa	Probit	Tobit	G-Tobit	SCLS
CONSTANT	-11,2970 (16,3)	-0,1545 (8,60)	-0,2694 (18,3)	0,0657 (11,5)
LPREC	1,3018 (4,11)	0,0385 (4,83)	0,0212 (4,52)	0,0264 (12,4)
LRENTA	-2,4360 (14,4)	0,0356 (8,14)	0,0578 (16,3)	-0,0093 (6,80)
LRENTAC	-0,1262 (12,2)	-0,0021 (7,91)	-0,0032 (15,0)	0,0003 (3,26)
NLRENTA	-0,0055 (1,43)	-0,0002 (2,21)	-0,0001 (1,20)	-0,0002 (6,79)
UNEM	0,0320 (0,73)	0,0004 (0,36)	0,0005 (0,73)	-0,0009 (3,47)
DAGR	0,0547 (1,57)	0,0060 (6,87)	0,0015 (3,00)	0,0059 (25,7)
DWORK	0,1595 (6,13)	0,0039 (6,06)	0,0024 (6,37)	0,0026 (15,3)
DNONW	0,0613 (1,77)	0,0019 (2,14)	0,0013 (2,39)	0,0009 (4,01)
DRICH	-0,2309 (5,68)	-0,0047 (4,42)	-0,0033 (4,81)	-0,0023 (8,19)
DSEX	-0,4525 (15,6)	-0,0148 (19,0)	-0,0081 (15,1)	-0,0093 (42,0)
N1	-0,0589 (2,69)	-0,0009 (1,66)	-0,0008 (2,41)	-0,0002 (1,30)
N2	-0,0467 (2,87)	-0,0014 (3,31)	-0,0008 (3,07)	-0,0008 (7,70)
N3	-0,0329 (2,18)	-0,0008 (2,20)	-0,0005 (2,28)	-0,0005 (5,54)
N4	-0,0435 (2,25)	-0,0008 (1,64)	-0,0005 (1,91)	-0,0003 (2,45)
NA1	-0,0225 (1,50)	-0,0009 (2,54)	-0,0004 (1,79)	-0,0007 (6,87)
NA2	0,0589 (3,41)	0,0018 (4,18)	0,0010 (4,18)	0,0014 (12,9)

(Continúa.)

TABLA 1 (Cont.)

Variable explicativa	Probit	Tobit	G-Tobit	SCLS
NA3	0,0489 (2,41)	0,0019 (3,93)	0,0011 (3,79)	0,0016 (12,4)
AGEHH	0,0046 (1,07)	-0,0001 (0,94)	-0,0001 (1,96)	0,0001 (2,17)
AGEHH2/100	-0,0046 (1,08)	-0,0001 (0,99)	-0,0001 (1,99)	-0,0001 (1,87)
RG2	-0,0186 (0,42)	0,0015 (1,37)	0,0003 (0,38)	0,0017 (5,77)
RG3	-0,0268 (0,49)	0,0028 (1,96)	0,0005 (0,55)	0,0037 (9,57)
RG4	0,0806 (1,25)	0,0035 (2,12)	0,0019 (1,97)	0,0028 (6,61)
RG5	-0,4578 (9,44)	-0,0066 (4,98)	-0,0073 (8,13)	-0,0003 (0,79)
RG6	0,4242 (6,27)	0,0092 (5,97)	0,0064 (7,10)	0,0054 (13,9)
RG7	0,0715 (2,17)	0,0043 (5,16)	0,0015 (2,92)	0,0038 (16,9)
RG8	0,1637 (4,57)	0,0057 (6,40)	0,0029 (5,46)	0,0041 (17,7)
RG9	-0,2398 (5,09)	-0,0062 (4,91)	-0,0046 (5,42)	-0,0036 (10,1)
RG10	0,4406 (10,5)	0,0023 (23,4)	0,0085 (16,0)	0,0020 (79,1)
RG11	-0,0224 (0,47)	0,0018 (0,01)	-0,0002 (0,26)	0,0003 (1,07)
RG12	0,0880 (2,32)	0,0018 (1,92)	0,013 (2,40)	0,0004 (1,70)
RG13	0,5291 (7,33)	0,0149 (9,22)	0,0089 (10,2)	0,0106 (25,8)
RG14	0,0362 (0,49)	0,0030 (1,63)	0,0011 (1,03)	0,0029 (5,98)
RG15	0,2075 (2,66)	0,0078 (4,15)	0,0046 (4,34)	0,0062 (12,9)
RG16	-0,0465 (1,24)	-0,0007 (0,76)	-0,0007 (1,08)	-0,0001 (0,24)

TABLA 1 (Cont.)

Variable explicativa	Probit	Tobit	G-Tobit	SCLS
RG17	0,2722 (5,89)	0,0071 (6,36)	0,0041 (6,26)	0,0047 (16,4)
DM1	0,1873 (5,74)	0,0086 (10,6)	0,0063 (8,34)	0,0071 (33,2)
DM2	0,0022 (0,08)	0,0046 (6,76)	0,0041 (2,14)	0,0049 (27,3)
DM3	0,0133 (0,52)	0,0024 (3,80)	0,0022 (2,07)	0,0026 (15,6)
DM5	0,0679 (1,96)	0,0029 (3,27)	0,0020 (2,52)	0,0022 (9,62)
ED1	0,0088 (0,22)	0,0031 (3,08)	0,0027 (0,95)	0,035 (12,3)
ED2	0,0454 (1,91)	0,0031 (5,32)	0,0024 (3,89)	0,0029 (18,6)
ED4	-0,1521 (5,14)	-0,0035 (4,62)	-0,0020 (5,40)	-0,0020 (9,93)
ED5	-0,2321 (5,79)	-0,0045 (4,32)	-0,0021 (5,24)	-0,0021 (7,69)
NEARN	0,0357 (2,36)	0,0009 (2,45)	0,0005 (1,67)	0,0005 (5,20)
σ_v		0,0316	0,0104	0,0072
τ			0,5000 (19,1)	
Log de la función de verosimilitud	-13.912,03	-25.564,58	-28.691,27	
R ² /Pseudo-R ²	0,09	0,09	0,11	
% correctamente predicho	69,85	69,85		

NOTAS:

- T-Student tests en valor absoluto en paréntesis.
- LRENTAC es la renta al cuadrado. NLRENTA es la interacción entre la renta y una variable ficticia que indica la presencia de hijos.
- τ es el coeficiente de asimetría.
- G-Tobit son los estimadores Gamma-Tobit.
- SCLS son los estimadores mediante el método de POWELL (1986).

FUENTE: Elaboración propia.

A continuación se han contrastado los supuestos sobre la distribución de las perturbaciones. En el modelo Tobit se supone que la distribución es normal. Para relajar dicha hipótesis se han estimado dos modelos adicionales: en el primero se relaja la hipótesis de simetría de la distribución por la razón obvia de que pueda ser asimétrica a la izquierda debido a la existencia de un punto de acumulación en cero. Para ello se estima un modelo Gamma-Tobit¹⁴. En el segundo se ajusta la especificación que propone Powell (1986) que consiste en simetrizar artificialmente la distribución y estimar sobre la resultante por MC recortados mediante un procedimiento iterativo hasta obtener convergencia (en terminología de Powell, *Symmetrically Censored Least Squares*). Los resultados parecen haber corregido alguno de los problemas. Así se pone de manifiesto que la asimetría de la distribución afecta en gran manera a la estimación de los coeficientes (Tabla 1). Sin embargo, tampoco parece proporcionar resultados en sintonía con la teoría (dado que no se cumple la condición de negatividad para un porcentaje importante de la muestra). La razón para ello es, a nuestro entender, muy sencilla. Ambos modelos relajan la hipótesis de simetría aunque sólo sirven en el caso en el que el modelo Tobit sea la especificación adecuada a los datos, pero no se cumpla la hipótesis de normalidad. Sin embargo, cuando la especificación subyacente al modelo Tobit no parece adecuada, como ponen de manifiesto los comentarios anteriores, dichos modelos tampoco lo son. En cualquier caso, estos resultados sugieren que, a veces, resulta inadecuado mantener la hipótesis de normalidad al llevar a cabo las estimaciones.

Habiendo dejado claro que ni los modelos que relajan los problemas de especificación que incorpora el Tobit, ni los que relajan los supuestos sobre normalidad de los errores, permiten ajustar de forma adecuada el comportamiento de los hogares españoles en relación con la demanda de bebidas alcohólicas, aunque relajar la simetría haya servido para obtener unos parámetros que proporcionan valores de las elasticidades más acordes con la teoría y la realidad para una parte de la muestra, trataremos la tercera causa apuntada, que es la infrecuencia de compra y, como consecuencia, un problema de errores en el gasto en bebidas alcohólicas y en el gasto total que los hogares proporcionan. Para ello ya hemos mencionado que el punto de partida ha sido tratar de ajustar el modelo de infrecuencia de Deaton e Irish (1984) y hemos dado una explicación estadística e intuitiva sobre la imposibilidad de lograr convergencia en su estimación.

Por otra parte, si el modelo Probit ajusta de forma adecuada la probabilidad de compra, un procedimiento posible de estimación es corregir las variables que sufren errores con la probabilidad o frecuencia de compra estimada. Para garantizar la consistencia de los resultados hemos de imponer el supuesto de que la política de compras y la decisión de gasto de los hogares son independientes. En otro caso, los resultados estarán sesgados (Meghir y Robin, 1992). Después de realizar dichas correcciones en las variables afectadas se puede estimar el modelo con las observaciones positivas. Otro procedimiento más sencillo y que permite estimar con todas las observaciones fue propuesto por Keen (1986) tal como ya hemos mencionado¹⁵. Los resultados correspondientes a ambas estimaciones están recoge-

¹⁴ Véanse GOMULKA (1986) y ATKINSON, GOMULKA y STERN (1989). Los errores de dicho modelo siguen una distribución gamma que permite asimetrías. El parámetro de asimetría se estima conjuntamente por máxima verosimilitud con el resto de parámetros del modelo.

¹⁵ Estas dos últimas estimaciones se han realizando en especificaciones con y sin el término cuadrático en renta. Dicha forma de proceder es debida al problema de inconsistencia en los resultados en presencia de errores en las variables no lineales (Véase HSIAO, 1989 y HAUSMAN, NEWEY y POWELL, 1995). Los resultados incluyendo o extrayendo dicho término son muy diferentes, debido a la alta significatividad del mismo.

TABLA 2
COEFICIENTES ESTIMADOS PARA MODELOS BIVARIANTES

Variable explicativa	Doble-valla independiente	Doble-valla con correlación	Modelo de Heckman
<i>Primera valla</i>			
CONSTANT	-9,3775 (22,1)	-9,4959 (20,5)	-2,6805 (21,1)
LPREC	1,2266 (1,36)	1,5485 (1,73)	1,1951 (3,83)
LRENTA	1,3858 (26,2)	1,4433 (25,1)	0,3856 (27,4)
AGEHH	0,0032 (1,73)	0,0028 (0,92)	0,0018 (2,81)
DSEX	-0,4883 (8,57)	-0,5999 (8,80)	-0,4778 (18,6)
ED1	-0,2459 (3,47)	-0,1659 (2,30)	-0,1529 (4,23)
ED2	-0,1930 (3,21)	-0,1488 (2,48)	-0,0300 (1,39)
ED4	-0,0012 (0,01)	-0,0542 (0,29)	-0,2539 (9,26)
ED5	0,2531 (0,68)	0,3021 (0,74)	-0,4709 (13,3)
<i>Segunda valla</i>			
CONSTANT	0,3468 (23,0)	0,3253 (11,5)	0,6706 (6,03)
LPREC	0,0312 (3,45)	0,0311 (3,57)	-0,0377 (1,33)
LRENTA	-0,0768 (21,2)	-0,0718 (11,2)	-0,1191 (6,61)
LRENTAC	0,0042 (18,7)	0,0039 (10,7)	0,0055 (6,77)
NLRENTA	-0,0002 (0,22)	-0,0002 (0,27)	-0,0001 (0,65)
UNEM	-0,0012 (1,04)	-0,0011 (0,98)	-0,0018 (0,90)
DAGR	0,0055 (6,40)	0,0066 (7,47)	0,0058 (3,63)
DWORK	0,0032 (4,46)	0,0030 (4,12)	0,0015 (1,31)
DNONW	0,0005 (0,54)	0,0011 (1,10)	-0,0003 (0,02)
DRICH	-0,0041 (3,23)	-0,0038 (2,89)	-0,0016 (0,79)

(Continúa.)

TABLA 2 (Cont.)

Variable explicativa	Doble-valla independiente	Doble-valla con correlación	Modelo de Heckman
DSEX	-0,0106 (12,3)	-0,0107 (11,8)	0,0202 (2,24)
N1	-0,0011 (2,12)	-0,0010 (1,73)	0,0001 (0,07)
N2	-0,0012 (2,50)	-0,0009 (1,80)	-0,0006 (0,77)
N3	-0,0009 (2,06)	-0,0007 (1,66)	-0,0012 (0,53)
N4	-0,0009 (1,76)	-0,0007 (1,27)	0,0001 (0,11)
NA1	-0,0005 (1,44)	-0,0003 (0,71)	-0,0003 (0,43)
NA2	0,0023 (5,59)	0,0028 (6,55)	0,0017 (2,20)
NA3	0,0020 (4,07)	0,0024 (4,91)	0,0015 (1,62)
AGEHH	-0,0001 (0,11)	-0,0004 (0,34)	-0,0002 (0,97)
AGEHH2/100	0,0004 (0,38)	0,0006 (0,56)	0,0001 (0,64)
RG2	0,0007 (0,69)	0,0008 (0,71)	0,0019 (0,92)
RG3	0,0030 (1,98)	0,0030 (2,03)	0,0041 (1,55)
RG4	0,0024 (1,30)	0,0024 (1,33)	0,0020 (0,66)
RG5	-0,0060 (4,95)	-0,0060 (4,92)	0,0046 (1,71)
RG6	0,0087 (4,77)	0,0086 (4,84)	0,0034 (2,24)
RG7	0,0032 (3,50)	0,0032 (3,53)	0,0028 (1,84)
RG8	0,0058 (6,06)	0,0055 (5,92)	0,0038 (2,37)
RG9	-0,0065 (4,98)	-0,0065 (5,12)	-0,0020 (0,82)
RG10	0,0228 (26,3)	0,0224 (26,4)	0,0184 (10,6)
RG11	0,0006 (0,45)	0,0006 (0,40)	0,0004 (0,18)
RG12	0,0006 (0,61)	0,0005 (0,48)	-0,0007 (0,40)

TABLA 2 (Cont.)

Variable explicativa	Doble-valla independiente	Doble-valla con correlación	Modelo de Heckman
RG13	0,0140 (7,95)	0,0137 (8,03)	0,0078 (2,78)
RG14	0,0033 (1,61)	0,0032 (1,63)	0,0029 (0,85)
RG15	0,0065 (2,98)	0,0064 (3,05)	0,0046 (1,36)
RG16	-0,0005 (0,45)	-0,0006 (0,60)	0,0002 (0,11)
RG17	0,0063 (4,87)	0,0062 (4,89)	0,0030 (1,52)
DM1	0,0081 (9,51)	0,0073 (8,52)	0,0061 (4,15)
DM2	0,0051 (7,37)	0,0054 (7,59)	0,0057 (4,62)
DM3	0,0024 (3,52)	0,0026 (3,71)	0,0027 (2,30)
DM5	0,0018 (1,80)	0,0019 (1,87)	0,0013 (0,82)
ED1	0,0058 (6,09)	0,0056 (6,07)	0,0128 (3,38)
ED2	0,0036 (5,73)	0,0036 (5,89)	0,0040 (2,55)
ED4	-0,0027 (3,01)	-0,0026 (2,96)	0,0107 (2,44)
ED5	-0,0038 (3,07)	-0,0037 (3,04)	0,0214 (2,69)
NEARN	0,0009 (2,24)	0,0007 (1,69)	0,0004 (0,53)
λ			0,0654 (4,33)
σ_v	0,0294	0,0289	0,0211
ρ		0,0918 (1,11)	
Log de la función de verosimilitud	-31.123,23	-31.085,09	-31.138,70
% correctamente predicho	69,85	69,85	

NOTAS:

- 1. T-Student tests en valor absoluto en paréntesis
 - LRENTAC es la renta al cuadrado. NLRENTA es la interacción entre la renta y una variable ficticia que indica la presencia de hijos.
 - λ es el coeficiente del factor corrector.
 - ρ es el coeficiente de correlación entre los errores de las dos vallas.
- FUENTE: Elaboración propia.

TABLA 3
COEFICIENTES ESTIMADOS PARA ESPECIFICACIONES ALTERNATIVAS

Variable explicativa	Modelo de Keen	Modelo de Keen	Modelo de MR1	Modelo de MR2	Modelo de H1	Modelo de H2
LPREC	0,0238 (4,32)	0,0239 (4,33)	0,0231 (4,42)	0,0232 (4,44)	0,0003 (0,04)	0,0343 (4,31)
LRENTA	0,0062 (0,88)	-0,0041 (6,91)	-0,0339 (10,2)	-0,0068 (23,2)	-0,1651 (7,41)	-0,0102 (8,60)
LRENTAC	-0,0007 (1,48)		0,0016 (8,20)		0,0091 (7,01)	

NOTAS:

- Todas las especificaciones contienen las mismas variables que los modelos de las Tablas 1 y 2.
- MR1 y MR2: Modelos de Meghir y Robin.
- H1 y H2: Modelos para infrecuencia y no participación
- Los instrumentos utilizados en los modelos de Keen y Meghir y Robin son la renta, las características demográficas y las interacciones entre ellas. En los modelos H1 y H2, además, se ha utilizado el inverso de la ratio de Mill, dado que se ha estimado el modelo Probit incluyendo la renta en lugar del gasto.
- LRENTAC es la renta al cuadrado.

FUENTE: Elaboración propia.

dos en la Tabla 3¹⁶. Parece claro, a la vista de ellos que el consumo cero en bebidas alcohólicas tampoco es un problema solamente de infrecuencia (basta calcular los valores de las elasticidades). Las razones se deben buscar en que los instrumentos utilizados no sean adecuados, que las hipótesis de separabilidad no se cumplan, o que haya problemas de selección de muestra. En todo caso, nuestra opinión es que el problema de los ceros en el consumo de estos bienes puede estar generado por la combinación de varias causas a las que se debe dar tratamiento conjunto. Es cierto que existe un porcentaje importante de infrecuencia, como lo detecta el análisis de los datos en forma de panel de la ECPF (véase Labeaga y López, 1996), pero no es menos cierto que dicha causa no es capaz de explicar todos los ceros.

Para tratar ambos problemas de forma simultánea y subsanar las deficiencias de los estimadores obtenidos hemos seguido un procedimiento similar al de Keen, pero teniendo en cuenta la selección de muestra. En la primera etapa se ha ajustado un modelo Probit (utilizando como variable explicativa la renta en lugar del gasto) y en la segunda un procedimiento de variables instrumentales sobre las observaciones positivas corrigiendo la ecuación con el inverso de la ratio de Mill calculada con los parámetros estimados en la primera etapa (la lambda de Heckman también se utiliza como instrumento por el argumento mencionado). Los resultados de esta estimación también están recogidos en la Tabla 3. Cabe destacar la no significatividad del parámetro de precios cuando se incluye el término cuadrático para la renta, que resulta ser muy significativo, así como la gran importancia del término corrector de la selección de muestra. Esto sugiere, probablemente, que la primera decisión es dominante en el sentido de que una vez que un individuo decide ser consumi-

¹⁶ Aunque no se presentan todos los coeficientes, los resultados completos están disponibles para el lector interesado. jlabeaga@cee.uned.es

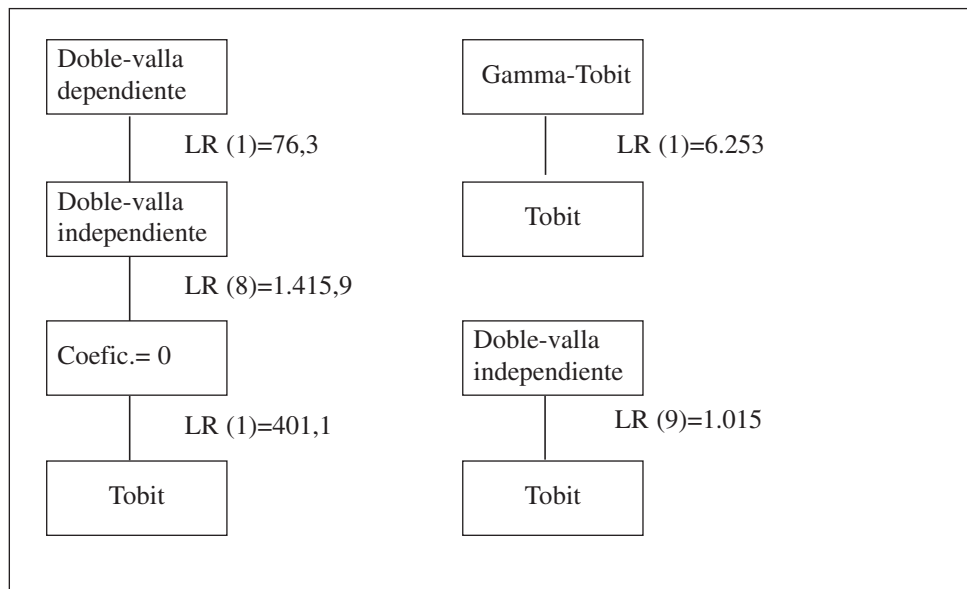
dor de bebidas consume una cantidad positiva, por lo que no se producen soluciones de esquina, siendo los ceros no explicados en la primera decisión producto de la infrecuencia con la que se compran dichas mercancías. La poca variabilidad de los precios, unida a que en dicho período no se produjeran, al menos en el agregado, reducciones importantes en la demanda, pueden ser dos posibles explicaciones del primer resultado. La presencia de selección de muestra lo es para el segundo. En sintonía con los resultados ofrecidos por otros autores (Banks, Blundell y Lewbel, 1997), la hipótesis de linealidad en la renta se rechaza y se estima un término cuadrático que presenta una gran influencia sobre la demanda. Además, la educación de los individuos, el tamaño del municipio de residencia, y la variable que indica la presencia de trabajadores agrarios dentro del hogar, junto con la pertenencia del mismo a algunas regiones, son los determinantes fundamentales de la demanda.

Aunque no vamos a entrar a fondo en los problemas teóricos que presentan los modelos estimados,¹⁷ consideraremos algunas de las deficiencias más importantes que se enfatizan en estudios recientes. Una de las restricciones importantes impuestas implícitamente en el ejercicio llevado a cabo anteriormente consiste en suponer separabilidad entre bebidas alcohólicas y el resto de los bienes que componen la cesta de la compra de los hogares españoles, aun cuando se continúe manteniendo la hipótesis de separabilidad entre demanda de bienes y oferta de trabajo. Si tratamos de relajar dicha restricción, es decir, pensamos, por ejemplo, que los precios de vestido y calzado afectan al consumo de bebidas alcohólicas, entonces los resultados obtenidos para las elasticidades estarán sesgados. De hecho, la especificación de la ecuación individual de demanda será inadecuada porque deberá contener el resto de las variables precio. En Jiménez y Labeaga (1994), por ejemplo, se estima un subsistema condicionado de demanda en el que las bebidas alcohólicas actúan como condicionantes de la demanda de tabaco. La evidencia sugiere que tabaco y bebidas alcohólicas son bienes complementarios (una vez seleccionada la muestra de individuos que consumen bebidas alcohólicas) y, consecuentemente, los resultados obtenidos para las elasticidades son diferentes.

De los resultados del análisis llevado a cabo podríamos resaltar que, en el caso de las bebidas alcohólicas, confirman que el modelo Tobit es inapropiado y resulta rechazado por especificaciones bivariantes tal como recoge la Tabla 4, aunque en el modelo bivalente con correlación dicho coeficiente no es significativamente distinto de cero. Existen problemas de simetría en la distribución de los errores; relajar dicha hipótesis contribuye a mejorar parcialmente los resultados, aunque parece no explicar totalmente el porcentaje de ceros que la encuesta proporciona. Parece que el modelo de dominancia de la primera valla es adecuado aun cuando con el efecto precio muy pobremente identificado. El hecho de que dicho modelo sea el más adecuado significa que, una vez que los individuos han decidido comprar bebidas alcohólicas o ser consumidores de dicho bien, en la segunda valla únicamente toman decisiones sobre la cantidad a comprar, pero no se dan soluciones de esquina, algo que parece coherente desde la propia observación de la realidad. Podemos concluir, por tanto, que para las bebidas alcohólicas se dan simultáneamente diversas causas para la existencia de los ceros observados en el consumo por parte de los hogares. La infrecuencia y la no participación se revelan como las causas predominantes a la vista de los resultados empíricos, pero sin olvi-

¹⁷ Para un excelente resumen de algunos de los problemas que se discuten se puede consultar BLUNDELL (1988), BLUNDELL, PASHARDES y WEBER (1993) o BLUNDELL, BROWNING y MEGHIR (1994).

TABLA 4
CONTRASTES ENTRE ESPECIFICACIONES ALTERNATIVAS



NOTAS:

- LR: Test de razón de verosimilitudes.
- Grados de libertad entre paréntesis.

FUENTE: Elaboración propia.

dar que se han utilizado ciertos supuestos en el análisis empírico y que su relajación, estimando sistemas completos como Labeaga y López (1994a) o sistemas condicionales de demanda como Jiménez y Labeaga (1994), ponen de manifiesto la necesidad de evidencia ulterior con datos de panel (posiblemente en contextos económicos alternativos) que permitan confirmar los resultados, aunque esto queda fuera del ámbito del presente trabajo.

Finalmente, se resumen los resultados más interesantes, desde el punto de vista económico, del análisis llevado a cabo. En el caso del ajuste de modelos de elección, en primer lugar la renta de los hogares y la edad del sustentador principal, ambas tienen un efecto parabólico sobre la probabilidad de compra. A medida que aumentan se incrementa dicha probabilidad hasta un umbral a partir del cual descende. En un caso puede estar aproximando el nivel de educación que hará que hogares con mayor conocimiento de los perjuicios de las bebidas alcohólicas dejen de consumir. En otro estarán aproximando los problemas de salud inherentes a individuos de mayor edad. El efecto de la educación sobre dicha probabilidad confirma las anteriores sospechas. Cuanto mayor es el nivel educativo menor es la probabilidad de consumir (o la frecuencia de compra en su caso). En relación a la ocupación, la probabilidad es significativamente mayor para los obreros que en la categoría de referencia (administrativos y cuadros medios) y significativamente menor en el caso de los altos directivos. La presencia de aportadores adicionales de ingresos y de miembros adultos en la familia incrementa la probabilidad de compra, reflejando simplemente que la probabilidad de que existan varios consumidores en familias con más miembros es mayor. En el caso en que el sustentador principal es

mujer dicha probabilidad se reduce drásticamente. El único resultado destacable en relación con las variables ficticias de tamaño del municipio es el incremento de la probabilidad en las zonas rurales respecto a la categoría de referencia (municipios de entre 50.000 y 500.000 habitantes). Finalmente, también se aprecian diferencias en relación con la región de residencia del hogar. Así, mientras que en Canarias y Cataluña la probabilidad de comprar (o de ser consumidor) es significativamente menor que en Andalucía (comunidad de referencia), en Cantabria, Castilla-La Mancha, Comunidad Valenciana y Madrid la situación es la contraria.

En las ecuaciones de demanda propiamente dicha, se debe destacar, en primer lugar, la no significatividad del parámetro de precios cuando se incluye el término cuadrático de renta y la significatividad del término corrector de la selección muestral. Además, la educación de los individuos, el tamaño del municipio de residencia y la variable que indica la presencia de trabajadores agrarios dentro del hogar, junto con la pertenencia del mismo a algunas regiones, son los determinantes fundamentales de la demanda. Por lo que hace referencia a las elasticidades precio-propio, en los modelos de demanda preferidos (Tabla 3) ninguno de sus valores ni evaluados en la media de las variables, ni calculados para diferentes valores de las mismas, son estadísticamente distintos de cero, por lo que no se presentan los resultados. La Tabla 5 presenta elasticidades renta bajo el supuesto de efectos fijos (véase Atkinson, Gomulka y Stern, 1989) y en el caso de infrecuencia con los modelos estimados, tal como proponen Meghir y Robin (1992) pero instrumentado el gasto total. Cabe resaltar de ambos conjuntos de resultados que las diferencias que proporcionan los dos modelos son muy grandes, lo que pone de manifiesto la importancia de las hipótesis estadísticas a la hora de ajustar modelos económicos.

Respecto a las elasticidades, se espera que tanto las elasticidades-renta como las elasticidades precio-propio no sean muy grandes en magnitud¹⁸. En el caso de los precios existen diversas razones que justifican este hecho. Primero, el consumo de bebidas alcohólicas conlleva hábitos sociales (y familiares) importantes de forma que, al menos para un porcentaje de la población, pueden ser considerados como bienes cuya demanda no se reducirá sustancialmente por cambios en los precios. Segundo, es difícil encontrar sustitutos directos para dichos bienes. En algunos casos, dado el hábito, puede producirse la sustitución entre diversos productos e incluso entre productos de diferentes calidades y precios, pero el consumo global no se verá modificado en gran manera por un aumento de precios. Por lo que hace referencia a la renta, las bebidas alcohólicas no parece que puedan ser un bien de lujo para los consumidores españoles, al menos en el agregado, en atención a lo extendido que está su consumo. Más bien, dados los hábitos, los consumidores adquieren estos productos para satisfacer una necesidad. Un cambio en el gasto dedicado al consumo de estos bienes puede estar justificado por el paso a productos de precio superior (incrementos en la renta), o el cambio a productos de calidad inferior (disminuciones en la renta). No obstante, no se espera que varíen de forma importante las cantidades consumidas antes y después de la modificación en la renta.

En la Tabla 5 se presentan las elasticidades renta bajo dos supuestos diferentes para su cálculo, siguiendo las propuestas de Atkinson, Gomulka y Stern (1989). En relación a los valores de la elasticidad gasto total surgen dos reflexiones a tener en cuenta. Primero, cuan-

¹⁸ Se están utilizando de forma equivalente los términos renta y gasto total, si bien los cálculos se han realizado utilizando el gasto total.

TABLA 5
ELASTICIDADES RENTA BAJO DIFERENTES SUPUESTOS

Panel A. Supuesto de efectos fijos (Modelo Tobit)

	Media
Toda la submuestra	0,962
Primer decil de gasto	1,151
Último decil de gasto	0,397
Hogares con sustentador principal no retirado	0,935
Hogares con sustentador principal retirado	1,049
Hogares sin hijos	1,007
Hogares con tres hijos o más	0,894

Panel B. Supuesto de infrecuencia (Modelo de Meghir y Robin, instrumentado el gasto)

	Media
Toda la submuestra	0,281
Primer decil de gasto	0,777
Último decil de gasto	-0,707
Hogares con sustentador principal no retirado	0,230
Hogares con sustentador principal retirado	0,447
Hogares sin hijos	0,386
Hogares con tres hijos o más	0,114

FUENTE: Elaboración propia.

do comparamos los resultados obtenidos con otros disponibles que utilizan datos de hogares, las diferencias no son importantes bajo el supuesto de efectos fijos. No se puede rechazar, excepto para los hogares más ricos, que las bebidas sean un bien de lujo. Atkinson, Gomulka y Stern (1989) encuentran que las bebidas alcohólicas son un lujo en Reino Unido para el 98 por 100 de las familias, y Baker, McKay y Symons (1990) confirman este resultado, aunque sin tanta rotundidad. Segundo, bajo el supuesto de infrecuencia, las bebidas no son un bien de lujo para la mayoría de las familias españolas y son un bien inferior para los hogares más ricos. Recordemos que si somos conscientes de que los zeros son debidos a la infrecuencia con la que los hogares compran, estas últimas son las elasticidades relevantes por cuanto se calculan sobre la submuestra de hogares que proporcionan consumos positivos. En otro caso, tendríamos una combinación de las elasticidades de participación (modelo de elección discreta) y de demanda. El recorte tan drástico en los valores que se observa en los dos paneles de la tabla, refleja cómo afecta a dichos valores el diferente tratamiento que se da a los zeros¹⁹.

¹⁹ MROZ (1987) constituye un excelente estudio de los efectos que las hipótesis económicas y estadísticas tienen sobre las elasticidades estimadas en el caso de la oferta de trabajo.

Los efectos precio en la estimación de la demanda de bebidas alcohólicas no han sido bien identificados y dicho resultado sugiere que una modificación de los mismos no afectaría a la demanda de los hogares españoles, lo cual puede ser correcto en un contexto de corto plazo, aunque no parece que sea muy sostenible en el largo plazo, al menos desde el punto de vista teórico, por cuanto para una parte no desdeñable de la muestra no se satisfacen las condiciones de negatividad²⁰. No debemos pasar por alto, no obstante, que la pobre identificación de estos efectos pudiera estar motivada por la escasa variación de los precios en el período que contempla la encuesta, lo que limita en gran medida la estimación de sus efectos. En el caso de la renta, si ser consumidor es una cuestión de decisión previa, podría suceder que lo importante fuera la elasticidad renta de la participación y no la elasticidad renta de la demanda.

5. Simulación de cambios de precios

En esta sección se presenta un ejercicio de microsimulación de los efectos que cambios en los precios tendrían sobre la proporción de gasto dedicado a bebidas alcohólicas en las cestas de consumo de los hogares españoles y sobre el incremento en los pagos impositivos que sufrirían dichos hogares. Dado que se han estimado efectos precio estadísticamente iguales a cero en todos los modelos presentados en este trabajo, se ha tomado como base para realizar esta simulación el sistema de demanda estimado por Labeaga y López (1994a). La reforma simulada consiste en incrementar el tipo de IVA que soportan las bebidas alcohólicas del 13 al 15 por 100. Se ha de tener presente que los resultados de esta reforma pueden ser contemplados como un umbral inferior a lo que ocurriría si se tuvieran en cuenta los cambios en las accisas que se produjeron (para detalles adicionales véase Labeaga y López, 1994a). Los resultados se presentan en las Tablas 6 y 7 y tienen varias implicaciones fundamentales. En primer lugar, se observa una gran dispersión en las medidas calculadas para diferentes tipos de hogares, lo que refuerza la consideración de características individuales en ejercicios de esta naturaleza. Segundo, la reducción en la proporción de gasto dedicada a bebidas alcohólicas después del cambio en los precios ha sido general, con especial incidencia en hogares con jubilados, familias con más hijos y hogares con menores niveles de renta. Tercero, los pagos impositivos se incrementan en media para todos los grupos de hogares, por lo que un hogar está pagando un 11,5 por 100 más en concepto de IVA, de media, que lo que pagaba con anterioridad a la reforma. Cuarto, en todas las submuestras existen algunos hogares que pagan menos en concepto de impuestos indirectos puesto que se reduce su consumo de forma que compensan el incremento en los pagos debido al incremento en los tipos, aunque en media todas las familias pagan más. Cabe recordar que el ejercicio se realiza en el contexto de un sistema de demanda, aunque sólo se incrementen los precios de las bebidas alcohólicas. Quinto, el incremento en los pagos se reduce con el número de hijos a partir del primero. Es también en hogares con varios hijos en los que la redistribución de la

²⁰ En el contexto de un modelo de adicción racional (a la BECKER y MURPHY, 1988), BALTAGI y GRIFFIN (2002) presentan elasticidades de corto plazo para los licores de entre $-0,10$ y $-0,30$ utilizando datos correspondientes a Estados americanos observados a lo largo de un período prolongado. Parece bastante obvio que en un agregado de bebidas alcohólicas dichas elasticidades serán menores.

TABLA 6
CAMBIOS EN LA PROPORCIÓN DE GASTO

	Media	Desviación típica
Todas las observaciones	-5,77	9,51
Hogares con jubilados	-7,09	11,77
Hogares sin jubilados	-5,39	8,71
Hogares sin hijos	-5,86	10,27
Hogares con 1 hijo	-5,46	8,80
Hogares con 2 hijos	-5,67	7,31
Hogares con 3 hijos	-5,16	6,06
Hogares con 4 hijos	-13,01	23,44
Hogares con 5 o más hijos	-12,12	6,11
Decil de gasto 1	-6,54	6,67
Decil de gasto 2	-8,39	10,51
Decil de gasto 3	-8,58	10,59
Decil de gasto 4	-6,85	8,51
Decil de gasto 5	-6,77	9,56
Decil de gasto 6	-6,30	8,25
Decil de gasto 7	-6,46	10,85
Decil de gasto 8	-4,90	8,25
Decil de gasto 9	-3,65	9,50
Decil de gasto 10	-1,54	9,09

NOTA:

– Los cambios en la proporción de gasto recogen la disminución en el gasto dedicado a bebidas alcohólicas respecto al gasto total tras la reforma.

FUENTE: LABEAGA y LÓPEZ (1994a).

cesta de la compra (reduciendo la demanda de bebidas alcohólicas) es más significativa. Parece que la presencia de hijos en el hogar contribuye a este replanteamiento de la composición de la cesta de la compra por las necesidades que los descendientes tienen o por la concienciación, en términos de ejemplo, que la ausencia de su consumo supone (Browning, 1992).

El incremento en los pagos en hogares con jubilados es de un 49,25 por 100 mayor que en el resto, dado que el incremento de precios afecta de manera especial a la cantidad demandada de los primeros, probablemente reflejando, además, diferencias en el poder adquisitivo o mayor sensibilidad a los problemas de salud. Por otra parte, el patrón de pagos por deciles de gasto muestra un carácter progresivo y es solamente en las familias numerosas donde se reduce la proporción demandada de una manera generalizada. Todos los comentarios anteriores sugieren que el incremento de la imposición sobre las bebidas alcohólicas puede conseguir un doble efecto, esto es, un aumento de la recaudación (con la posibilidad de reducir otros impuestos si se realizan planteamientos en contextos neutrales) y la reducción de costes sociales que su consumo genera, todo ello sin afectar en gran manera al bienestar individual (Labeaga y López, 1996).

TABLA 7
CAMBIOS EN LOS PAGOS IMPOSITIVOS

	Media	Desviación típica
Todas las observaciones	157,44	313,61
Hogares con jubilados	115,23	223,17
Hogares sin jubilados	171,98	338,05
Hogares sin hijos	145,96	312,25
Hogares con 1 hijo	182,63	312,23
Hogares con 2 hijos	166,73	327,71
Hogares con 3 hijos	145,96	312,25
Hogares con 4 hijos	105,24	194,92
Hogares con 5 o más hijos	61,09	93,66
Decil de gasto 1	38,60	95,21
Decil de gasto 2	59,32	102,49
Decil de gasto 3	91,40	153,36
Decil de gasto 4	103,98	164,74
Decil de gasto 5	139,77	195,96
Decil de gasto 6	151,74	216,05
Decil de gasto 7	181,03	344,77
Decil de gasto 8	194,44	257,76
Decil de gasto 9	234,07	397,29
Decil de gasto 10	380,03	631,61

NOTA:

– Los cambios en los pagos impositivos muestran los incrementos expresados en pesetas de 1983 por trimestre.

FUENTE: LABEGA y LÓPEZ (1994a).

6. Conclusiones

En este trabajo se han estimado distintas especificaciones de ecuaciones de demanda de bebidas alcohólicas en contextos uniecuacionales con datos de corte transversal para la economía española. Además de ajustar los modelos de demanda que hemos considerado más adecuados, también hemos analizado las probabilidades de comprar bebidas alcohólicas (o ser bebedor) que los modelos predicen. Finalmente, se han efectuado algunos análisis de simulación para tener en cuenta cómo afecta la introducción de impuestos a la demanda y a los pagos impositivos de los hogares. Los objetivos del estudio han sido varios. Primero, evaluar los determinantes de la decisión de ser consumidores, de comprar y de la cantidad a comprar. Segundo, obtener valores correctos para las elasticidades que permitan llevar a cabo los análisis de simulación citados de forma adecuada.

El hilo conductor del trabajo ha sido en todos los casos el adecuado tratamiento del elevado porcentaje de ceros mediante el modelo correcto que permita tener en cuenta la verdadera razón para los mismos. Tradicionalmente, la presencia de censura en una variable cuyo comportamiento se pretende explicar ha sido tratada por medio de mode-

los adecuados a variables dependientes limitadas. El modelo Tobit, el modelo de selección muestral o el modelo de doble valla han servido a estos propósitos. Mientras que dichos modelos se han mostrado útiles en el caso de la demanda de tabaco, en oferta de trabajo, demanda de vivienda, demanda de transporte público, etcétera, no son capaces de explicar la demanda de bebidas alcohólicas. Son bien sabidas las causas de los ceros y han sido expuestas en diversas fases del análisis. Su conocimiento ha marcado la pauta del tratamiento econométrico.

El análisis en un contexto de datos de corte transversal ha puesto de manifiesto lo inadecuado de los modelos de decisión por sí solos para explicar el elevado porcentaje de observaciones cero que se dan en las encuestas. La infrecuencia tampoco los explica al cien por cien y, por tanto, el tratamiento ha de complicarse en la medida en que ambas causas actúan de forma conjunta. No obstante, cuando se ha realizado dicho análisis no se han obtenido resultados adecuados para el efecto de los precios. La renta, con un efecto no lineal, la ocupación de los individuos, la edad y, en cierto modo, la presencia de hijos menores dentro del hogar contribuyen a la explicación de la demanda de bebidas alcohólicas. El ejercicio tiene varias implicaciones que deseamos enfatizar. Primero, la importancia de utilizar datos individuales tanto en la estimación como en la simulación, para ajustar adecuadamente el comportamiento en demanda de bebidas alcohólicas. Segundo, la falta de robustez de los resultados económicos ante cambios en las hipótesis estadísticas. Tercero, la ausencia total de respuesta a los precios de las bebidas alcohólicas por parte de los consumidores españoles y la modesta respuesta a la renta en el modelo preferido.

Referencias bibliográficas

- [1] ANGULO, A.M., GIL, J. M. y GRACIA, A. (2001): «The Demand for Alcoholic Beverages in Spain», *Agricultural Economics*, 26, 71-83.
- [2] ATKINSON, A.B., GOMULKA, J. y STERN, N. H. (1984): «Household Expenditure on Tobacco 1970-1980: Evidence from the *Family Expenditure Survey*», ERSC Programme on Taxation, Incentives and the Distribution of Income, DP 57.
- [3] ATKINSON, A.B., GOMULKA, J. y STERN, N. H. (1989): «Spending on Alcohol: Evidence from the *Family Expenditure Survey* 1970-1983», *The Economic Journal*, 100, 808-827.
- [4] BAKER, P., MCKAY, S. y SYMONS, E. (1990): «The Simulation of Indirect Tax Reforms: The IFS Simulation Program for Indirect Taxation (SPIT)», WP90/11, Institute for Fiscal Studies, Londres.
- [5] BALTAGI, B.H. y GRIFFIN, J. M. (2002): «Rational Addiction to Alcohol: Panel Data Analysis of Liquor Consumption», *Health Economics*, 11, 485-491.
- [6] BANKS, J., BLUNDELL, R. y LEWBEL, A. (1997): «Quadratic Engel Curves, Welfare Measurement and Consumer Demand», *The Review of Economics and Statistics*, 79, 527-539.
- [7] BECKER, G.S. y MURPHY, K. M. (1988): «A Theory of Rational Addiction», *Journal of Political Economy*, 96, 675-700.
- [8] BERNDT, R.W., HALL, B. H., HALL, R.E. y HAUSMAN, J.A. (1974): «Estimation and Inference in Non-linear Structural Models», *Annals of Economic and Social Measurement*, 3, 653-665.

- [9] BLUNDELL, R. (1988): «Consumer Behaviour: Theory and Empirical Evidence. A Survey», *The Economic Journal*, 98, 16-65.
- [10] BLUNDELL, R., BAKER, P. y SMITH, S. (1994): *Simulating the Effects of Indirect Tax Policy: A European Analysis*, Report Series, Institute for Fiscal Studies. Londres.
- [11] BLUNDELL, R., BROWNING, M. y MEGHIR, C. (1994): «A Microeconomic Model of Intertemporal Substitution and Consumer Demand», *Review of Economic Studies*, 61, 57-80.
- [12] BLUNDELL, R. y MEGHIR, C. (1986): «Selection Criteria for a Microeconomic Model of Labour Supply», *Journal of Applied Econometrics*, 1, 55-81.
- [13] BLUNDELL, R. y MEGHIR, C. (1987a): «Bivariate Alternatives to the Tobit Model», *Journal of Econometrics*, 34, 179-200.
- [14] BLUNDELL, R. y MEGHIR, C. (1987b): «Engel Curve Estimation with Individual Data», en HEIJMANS, R. y NEUDECKER, H. (eds.), *The Practice of Econometrics*, Dordrecht: Kluwer.
- [15] BLUNDELL, R., PASHARDES, P. y WEBER, G. (1993): «What Do We Learn about Consumer Demand Functions from Micro-data?», *American Economic Review*, 83, 570-597.
- [16] BLUNDELL, R. y WALKER, I. (1984): «A Household Production Specification of Demographic Variables in Demand Analysis», *The Economic Journal*, 94, 59-68.
- [17] BROWNING, M. (1992): «Children and Household Economic Behaviour», *Journal of Economic Literature*, 100, 123-168.
- [18] BROWNING, M. y MEGHIR, C. (1991): «The Effects of Male and Female Labour Supply on Commodity Demands», *Econometrica*, 59, 925-951.
- [19] CRAGG, J.G. (1971): «Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods», *Econometrica*, 39, 829-844.
- [20] DEATON, A.S. e IRISH, M. (1984): «Statistical Models for Zero Expenditures in Household Budgets», *Journal of Public Economics*, 23, 59-80.
- [21] DEATON, A.S. y MUELLBAUER, J.N.J. (1980a): «An Almost Ideal Demand System», *American Economic Review*, 70, 312-326.
- [22] DEATON, A.S. y MUELLBAUER, J.N.J. (1980b): *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press. Cambridge.
- [23] GARCÍA, J. y LABEAGA, J.M. (1996): «Alternative Approaches to Modelling Zero Expenditure: An Application to Spanish Demand for Tobacco», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 489-506.
- [24] GOMULKA, J. (1986): «Gamma-Tobit: A Tobit Type Model with γ -Distributed Error Term», *Working Paper 67*, Taxation, Incentives and the Distribution of Income, ESRC.
- [25] HARWOOD, H., FOUNTAIN, D. y LIVERMORE, G. (1998): *The Economic Costs of Alcohol and Drug Abuse in the United States 1992*. Report prepared for the National Institute on Drug Abuse and the National Institute of Alcohol Abuse and Alcoholism, National Institute of Health, Department of Health and Human Services. NIH Publication No. 98-4327. National Institutes of Health. Rockville, MD.
- [26] 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, 205-233.
- [27] HECKMAN, J.J. (1979): «Sample Selection Bias as a Specification Error», *Econometrica*, 47, 153-161.

- [28] HSIAO, C. (1989): «Consistent Estimation for Some Non Linear Errors-in-variables Models», *Journal of Econometrics*, 41, 159-185.
- [29] INE (1981): «La Encuesta de Presupuestos Familiares 1980-1981», Instituto Nacional de Estadística. Madrid.
- [30] INE (1991): «La Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-1991», Instituto Nacional de Estadística. Madrid.
- [31] JIMÉNEZ, S. y LABEAGA, J.M. (1994): «Is it Possible to Reduce Tobacco Consumption Via Alcohol Taxation?», *Health Economics*, 2, 231-241.
- [32] JONES, A. M. (1989a): «A Systems Approach to the Demand for Alcohol and Tobacco», *Bulletin of Economic Research*, 41, 85-105.
- [33] JONES, A. M. (1989b): «A Double-hurdle Model of Cigarette Consumption», *Journal of Applied Econometrics*, 4, 23-39.
- [34] KEEN, M.J. (1986): «Zero Expenditure and Estimation of Engel Curves», *Journal of Applied Econometrics*, 1, 277-286.
- [35] KEMSLEY, W.F.F., REDPATH, R.U y HOLMES, M. (1980): *Family Expenditure Survey*. HMSO. Handbook Londres.
- [36] LABEAGA, J.M. (1993): «Individual Behaviour and Tobacco Consumption: A Panel Data Approach», *Health Economics*, 2, 103-112.
- [37] LABEAGA, J.M. (1999): «A Double-hurdle Rational Addiction Model with Heterogeneity: Estimating the Demand for Tobacco», *Journal of Econometrics*, 93, 49-72.
- [38] LABEAGA, J.M. y LÓPEZ, A. (1992): «The Simulation of Indirect Tax Reforms for Spain», DT 9213, Fundación Empresa Pública, Madrid.
- [39] LABEAGA, J.M. y LÓPEZ, A. (1994a): «Simulating the Effects of Indirect Tax Policy: Spain», en *Simulating the Effects of Indirect Tax Policy: A European Analysis*, BLUNDELL, R.W., BAKER, P. y SMITH, S. (eds.), IFS Report Series. Londres.
- [40] LABEAGA, J.M. y LÓPEZ, A. (1994b): «Demographic Translation and the Cross-section Determinants of Subsistence Expenditures for Spanish Households», *Inversiones Económicas*, 18, 289-311.
- [41] LABEAGA, J.M. y LÓPEZ, A. (1995): «Reformas fiscales de impuestos indirectos: un programa de simulación para España», *Hacienda Pública Española*, 133, 131-144.
- [42] LABEAGA, J.M. y LÓPEZ, A. (1996): «Flexible Demand System Estimation and the Revenue and Welfare Effects of the 1995 VAT Reform on Spanish Households», *Revista Española de Economía*, 13, 181-197.
- [43] LABEAGA, J.M. y LÓPEZ, A. (1997): «A Study on Petrol Consumption Using Spanish Panel Data», *Applied Economics*, 29, 795-802.
- [44] LEE, L.F. y PITT, M.M. (1986): «Microeconomic Demand Systems with Binding Non-negativity Constraints: The Dual Approach», *Econometrica*, 54, 1237-1242.
- [45] LEWBEL, A. (1989): «A Demand System Rank Theorem», *Econometrica*, 57, 701-705.
- [46] LEWBEL, A. (2003): «A Rational Rank for Demand System», *Journal of Applied Econometrics*, 18, 127-135.
- [47] LÓPEZ, A. (1993): *Microeconomic Models of Consumer Demand and Simulation of Indirect Tax Reforms: An Application with Spanish Household Data*, Tesis Doctoral, European University Institute, Florencia.

- [48] LÓPEZ, A. (1995): «Transporte privado y fiscalidad», *Revista de Economía Aplicada*, 3, 25-39.
- [49] MEGHIR, C. y ROBIN, J. M. (1992): «Frequency of Purchase and the Estimation of Demand Systems», *Journal of Econometrics*, 53, 53-85.
- [50] MROZ, T. (1987): «The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions», *Econometrica*, 55, 765-799.
- [51] NAG (1978): *NAG Library Manual*, NAG Library Computer Programs. Numerical Algorithm Group. Oxford.
- [52] POWELL, J.L. (1986): «Symmetrically Trimmed Least Squares Estimation for Tobit Models», *Econometrica*, 54, 1435-1460.
- [53] PUDNEY, S.E. (1985): «Frequency of Purchase and Engel Curve Estimation», *Discussion Paper A56*, DEMEIC Econometrics Programme, London School of Economics.
- [54] PUDNEY, S. E. (1989): *Modelling Individual Choice. The Econometrics of Corners, Kinks and Holes*, Basil Blackwell. Oxford.
- [55] TOBIN, J. (1958): «Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables», *Econometrica*, 26, 24-36.
- [56] WALES, T.J. y WOODLAND, A. D. (1983): «Estimation of Consumer Demand Models with Binding Non-negativity Constraints», *Journal of Econometrics*, 21, 263-285.
- [57] YEN, S.T. (1994): «Cross-section Estimation of US Demand for Alcoholic Beverage», *Applied Economics*, 26, 381-392.

APÉNDICE
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

TABLA A1
MEDIAS Y DESVIACIONES TÍPICAS POR SUBMUESTRAS

Variable	Todas observaciones		Obser. positivas	
	Media	Des. T	Media	Des. T
Proporción de gasto en bebidas alcohólicas	0,016	0,024	0,021	0,024
LGASTO	8,085	0,718	8,229	0,646
LPREC	-0,352	0,137	0,025	0,027
AGEHH	50,530	15,100	49,657	14,407
Ocupación				
UNEM (Desempleado)	0,044		0,045	
FORCES (FF AA)	0,011		0,011	
OCC1 (Ocupación no manual)	0,576		0,576	
DAGR (Agrarios)	0,119		0,123	
DNONW (Retirados)	0,275		0,238	
DRICH (Rentistas y directivos)	0,061		0,057	
DWORK (Obreros)	0,301		0,333	
Composición del hogar				
FSIZE (Tamaño hogar)	2,503	1,029	2,950	1,301
N1 (Miembros 0-4 años)	0,212	0,490	0,216	0,494
N2 (Miembros 5-8)	0,342	0,649	0,351	0,649
N3 (Miembros 9-13)	0,360	0,682	0,375	0,687
N4 (Miembros 13-17)	0,278	0,579	0,292	0,588
NA1(Miembros 18-24)	0,368	0,693	0,397	0,711
NA2 (Miembros 25-60)	1,596	0,900	1,700	0,862
NO (Miembros más de 60)	0,538	0,772	0,517	0,776
NEARN (número aportad.)	2,557	0,776	2,609	0,800
Educación				
ED1 (Analfabetos y sin estudios.)	0,070		0,052	
ED2 (Primarios)	0,256		0,249	
ED4 (Anteriores a superiores)	0,131		0,131	
ED5 (Superiores)	0,068		0,063	
Tamaño del municipio				
DM1 (<2.000 habitantes)	0,122		0,126	
DM2 (2.000-10.000)	0,168		0,162	
DM3 (50.000-500.000)	0,184		0,183	
DM5 (>500.000)	0,120		0,121	

APÉNDICE (Cont.)

Variable	Todas observaciones		Obser. positivas	
	Media	Des. T	Media	Des. T
Región de residencia				
RG2 (Aragón)	0,055		0,053	
RG3 (Asturias)	0,029		0,027	
RG4 (Baleares)	0,020		0,020	
RG5 (Canarias)	0,037		0,025	
RG6 (Cantabria)	0,022		0,026	
RG7 (Castilla-León)	0,141		0,141	
RG8 (Castilla La Mancha)	0,100		0,108	
RG9 (Cataluña)	0,039		0,031	
RG10 (C. Valenciana)	0,067		0,078	
RG11 (Extremadura)	0,054		0,054	
RG12 (Galicia)	0,076		0,075	
RG13 (Madrid)	0,019		0,023	
RG14 (Murcia)	0,015		0,016	
RG15 (Navarra)	0,015		0,016	
RG16 (País Vasco)	0,075		0,072	
RG17 (La Rioja)	0,051		0,058	

FUENTE: Elaboración propia.

