

# LA NORMALIDAD EN EL GASTO DE LOS CONSUMIDORES: UN ANÁLISIS DE LOS HOGARES DE ESPAÑA

J. VENANCIO SALCINES\*

## Resumen

Este trabajo demuestra, a partir de una aplicación de datos sobre hogares españoles, que se cumple la condición necesaria para que exista una estructura de necesidades del consumidor. A partir de la Encuesta Decenal de Presupuestos Familiares de España 90/91, se realiza un análisis para 962 grupos de hogares, cada uno compuesto por 22 hogares.

Se aplica un test de Kolmogorov-Smirnov a las unidades muestrales descritas, obteniendo como conclusión que la pauta habitual es que los hogares se ajusten a una distribución normal. Este hecho puede ser interpretado económicamente como reflejo de la existencia de un gasto homogéneo y de una pauta de consumo.

Palabras clave: Gasto de hogares, Distribución normal, comportamiento de hogares.

*Recibido: 9 de septiembre de 2002.*

*Enviado a dictamen: 19 de febrero de 2003.*

*Aceptado: 13 de junio de 2003.*

## Introducción

El objetivo de este trabajo es mostrar la existencia de normalidad en el gasto de los hogares. El ajuste del gasto familiar a una distribución normal es un hecho relevante cuando el mismo es observable en muestras muy desagregadas. Es cierto que la normalidad es previsible en todos aquellos análisis que se benefician de la ley de los grandes números, pero no ocurre lo mismo con muestras muy reducidas.

La importancia de observar cómo una muestra se distribuye acorde a una normal, tiene una importancia teórica relevante cuando se aplica al caso de los hogares. Esto es debido a que la media resultante puede considerarse como representativa. Es decir, podemos interpretar que los hogares que comprende la muestra analizada tienen un comportamiento bastante homogéneo. La existencia de una afinidad en el comportamiento de los consumidores se muestra como el primer paso o la condición necesaria para poder definir un sistema de preferencias.

Observar la normalidad en muestras con un elevado número de hogares apenas tiene relevancia. Pero, por otra parte, existen muy pocas fuentes estadísticas sobre hogares que permitan un análisis estadístico desagregado a un nivel superior al percentil.

Las encuestas de ingresos y hogares, también denominadas de presupuestos familiares, son aquellas que recogen un mayor número de casos. No obstante, muy pocas superan la cifra de 10 mil hogares. Una de las principales encuestas de presupuestos familiares del mundo es la de España, ya que analiza 21 mil 155 hogares y abarca a cerca de 90 mil personas. Por ello, se ha elegido la Encuesta Decenal de Presupuestos Familiares de España 90/91 (epf) para realizar este estudio.

## Los sistemas de preferencias

\* Deseo mostrar mi agradecimiento a los evaluadores anónimos por las sugerencias realizadas. J. Venancio Salcines, Facultad de CC. Económicas, Universidad de La Coruña, campus Elvira, s/n. 15071. Correo electrónico: <jvsc@udc.es>.



Durante los años treinta del siglo XX, la teoría de la utilidad ordinal consolida su aparato teórico y, como elemento central de éste, su sistema de preferencias (Johnson, 1913; Allen y Hicks, 1934; Allen, 1936; Hicks, 1939). A partir de la década de los cincuenta, a la par que el utilitarismo económico consolida su cuerpo axiomático (Debreu, 1950), se observa que diferentes autores se muestran reticentes con su sistema de preferencias, basado únicamente en un vector de mercancías, y comienzan a surgir trabajos que proponen modificaciones en los determinantes de la función de utilidad. Un trabajo pionero ha sido el de Theil (1952), que introduce la calidad en el sistema de preferencias. Otras modificaciones han pivotado sobre los atributos de un nuevo tipo de bien, fruto de la composición entre el bien tradicional y el tiempo (Gary Becker, 1965). Las características de las personas, como su vinculación con los demás (Leibenstein, 1950), o elementos propios como adicciones o hábitos, también han sido utilizados para diseñar nuevos sistemas de preferencias (Becker, G.S., 1976; Becker, G.S. y Murphy, 1988; y Stigler y Becker, 1977). Cambios en los determinantes de la función de utilidad, incorporando el precio de algunos bienes, han sido expuestos por Stiglitz, J. (1987). La ruptura con el concepto tradicional de bien ha sido planteada por Lancaster, K.J. (1966), quien generó una función de utilidad que tiene como determinante las características de los bienes. Una meta-función que condiciona a la función tradicional ha sido planteada por Faíña y Salcines (1998) y Salcines y Faíña (2001). El modelo estándar, basado en un agente racional que defiende sus propios intereses, ha sido cuestionado por Daniel Kahneman y Amos Tversky, quienes han sugerido la existencia de motivaciones psicológicas determinantes del comportamiento económico. Aunque sus trabajos no han obligado a desechar el paradigma del actor racional, sí han generado un rango mayor de pensamiento, especialmente en las conductas de ahorro y en la participación en los mercados de valores.

Los trabajos de Amartya Sen (1977), Salcines (1997) y de Faíña y Salcines (1998) han planteado la necesidad de generar una nueva estructura en la teoría del consumidor. La existencia de una hipotética estructura de necesidades del consumidor, a juicio de Salcines y Faíña (2001), permitiría una mayor capacidad explicativa en los siguientes

puntos: a) al mostrar un mecanismo racional de pensamiento o mecanismo de racionalidad procedimental que proporciona un ahorro en los costes de información; b) al proporcionar una mayor capacidad explicativa sobre los efectos renta.

La teoría tradicional muestra cómo el consumidor realiza su proceso de elección proyectando sus preferencias sobre un conjunto de bienes con  $n$  elementos. Es decir, sobre todos los elementos existentes en el conjunto de elección del consumidor. El desarrollo económico de las sociedades modernas ha provocado que el conjunto de elección haya crecido a niveles difícilmente imaginables por alguno de los padres del marginalismo: Stanley Jevons, Carl Menger o Leon Walras. A pesar de ello, el cuerpo axiomático de la teoría de la elección indica que el axioma número uno, y condición necesaria para el desarrollo del resto del cuerpo teórico, es el de comparabilidad, es decir, al consumidor se le exige la capacidad de comparar entre  $n$  elementos. Numerosos autores ponen en entredicho esta facultad del agente decisor y, por ello, introducen un determinante adicional, el cual facilita al consumidor su proceso de elección. Amartya Sen (1974, 1977), posiblemente influenciado por sus investigaciones en economía del bienestar, planteó la existencia de una ordenación de ordenaciones, indicando que la estructura de la teoría del consumo es demasiado pequeña.

Los trabajos de Salcines y Faíña (2001) profundizan en la teoría del valor mengeriana, planteando una función de necesidades, denominada por los autores 'me-taranking de necesidades', la cual gobernaría sobre la función de utilidad del consumidor. Esta estructura teórica implicaría que el consumidor despreciaría todos los elementos del conjunto de elección que no estuvieran conectados, por sus características, con la necesidad que quisiera satisfacer. De este modo, un consumidor con nivel de renta muy bajo, y que no tuviera satisfechas sus necesidades más inelásticas, como podría ser la alimentación, se enfrentaría exclusivamente a un conjunto de bienes que cumplieran la característica de satisfacer la necesidad de alimentación. Si este desarrollo teórico es correcto, entonces se estaría admitiendo la existencia de una función de necesidades que se superpone sobre una



función de utilidad, lo que implicaría igualmente ahorros en los costes de información del individuo.

Las necesidades son un término difícilmente definible, al menos cuando se desea buscar un concepto medible estadísticamente. Carl Menger (1871), en el desarrollo de su teoría del valor,<sup>1</sup> utilizó conceptos de gasto, como la alimentación, para referirse a las necesidades humanas. Actualmente las oficinas gubernamentales de estadística desarrollan las encuestas de ingresos y gastos de los hogares, parece, por tanto, lógico que se pudiese vincular una necesidad económica con una familia de gasto. En los siguientes apartados podrá observarse que, por norma, los hogares con un nivel de renta per capita similar, y con características socioeconómicas y socio-laborales heterogéneas, destinan la misma parte de su renta a satisfacer una misma necesidad. Es decir, los hogares, cuando se enfrentan a un conjunto de elección, compuesto por *m* necesidades, tienden a comportarse del mismo modo si su nivel de renta es el mismo o si-milar. Este hecho reforzaría los desarrollos teóricos que promueven la existencia de un sistema de preferencias compuesto por necesidades económicas.

La existencia de una estructura de necesidades generalizada para el conjunto de consumidores tendría como condición necesaria que éstos mostrasen un gasto homogéneo para cada necesidad, es decir, que se ajustase la muestra de hogares a una distribución normal.

#### Los datos

Las Encuestas de Presupuestos Familiares son realizadas por el Instituto Nacional de Estadística (ine) de España desde 1958. Las unidades de análisis son los hogares privados que residen en viviendas familiares principales. El ámbito geográfico de la investigación lo constituye todo el territorio español, y el ámbito del estudio corresponde al periodo abril 1990-marzo 1991. El número de hogares analizados es de 21 mil 155. Sus categorías de consumo

<sup>1</sup> Carl Menger ha sido considerado por algunos economistas como el padre de la Escuela Austriaca, Huerta de Soto (1994), mientras que otros lo consideran un marginalista coherente ontológicamente con los desarrollos posteriores de la teoría tradicional de la utilidad, McCulloch (1977).

están adaptadas al Sistema Europeo de Cuentas Económicas (sec) y se clasifican según una nomenclatura elaborada por el ine, basada en la nomenclatura de la Oficina de Estadística de las Comunidades Europeas (osce). Los gastos de consumo se recogen siempre en términos brutos. Para la realización del análisis estadístico, expuesto en los siguientes apartados, se ha utilizado la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-1991 en formato cinta y los paquetes estadísticos spss y Statgraphics, así como las librerías estadísticas del Centro de Supercomputación del Gobierno de Galicia (cesga). La computadora utilizada era de arquitectura vectorial, en particular se trabajó con el modelo VP2400 de Fujitsu.

Las nueve clases de gastos descritas por la epf han sido asimiladas a necesidades económicas. Los hogares han sido clasificados por nivel de gasto per capita. Se ha utilizado el concepto Asignación Media al Consumo (AMeG), el cual se define como:

$$\text{AMeG en X} = \frac{\text{Gasto per capita en la Variedad X}}{\text{Gasto total per capita del hogar}}$$

Dado que los objetivos de este trabajo conllevarían operar a un nivel desagregado, se ha optado por trabajar con muestras de 22 hogares, es decir, de analizar la epf a nivel de mililas.

#### Normalidad de las decisiones de gasto

El análisis de la normalidad se ha realizado utilizando el test de Kolmogorov-Smirnov, también conocido como el test K-S. El contraste de Kolmogorov (1941) y Smirnov (1948) es un test para bondad de ajuste, que se engloba dentro de los contrastes no paramétricos. Estos contrastes no exigen ningún supuesto, o muy pocos, acerca de la familia de distribuciones a que pertenece la población; estos procedimientos además soportan observaciones en donde las mediciones se realizan en forma cualitativa o bien se refieren a alguna característica ordenable.

El contraste de Kolmogorov-Smirnov es un test para bondad de ajuste alternativo al  $\chi^2$ . Este contraste considera



que la masa total de probabilidad discreta está repartida uniformemente entre los  $N$  valores muestrales, de forma que ordenados los valores muestrales, de menor a mayor, la función de distribución empírica de la muestra es:

$$F_N(x) = \frac{N_i}{N}$$

Donde  $N_i$  son las frecuencias absolutas muestrales acumuladas hasta el valor  $x$ . Si es cierta la hipótesis  $H_0$  –que la muestra procede de una población con una función de distribución  $F(x)$  determinada–, las diferencias  $F_N(x) - F(x)$  para una muestra suficientemente grande no serán significativas. El test de Kolmogorov-Smirnov atiende a la mayor de las desviaciones verticales entre  $F_N(x)$  y  $F(x)$ , donde el estadístico  $D_N$  recibe el nombre de estadístico de Kolmogorov-Smirnov.

$$D_N = \text{máxima } | F_N(x) - F(x) |$$

Una vez definido el estadístico  $D_N$ , se construye el contraste para  $H_0$  ( $F(x)$ ) de la siguiente forma: fijado el nivel de significación, se busca en las tablas de valores críticos del test de Kolmogorov-Smirnov el valor  $D$  –que depende tanto del nivel de significación  $\alpha$  como del tamaño muestral  $N$ – tal que:

$$P(D_N > D) = \alpha$$

Una vez hallado  $D$  la regla de decisión es la siguiente: a) Si el valor del estadístico  $D_N$  es mayor que el valor crítico  $D$ , entonces  $P(D_N > D) < \alpha$ , con lo que estamos ante una muestra “rara” y, bajo el principio de que las muestras raras no se obtienen y, si se obtienen, es que no son raras, rechazamos  $H_0$  ( $F(x)$ ), y diremos que las desviaciones entre la muestra y la población son significativas; b) Si el valor del estadístico  $D_N$  es menor que el valor crítico  $D$ , entonces  $P(D_N > D) > \alpha$  y aceptamos  $H_0$  ( $F(x)$ ).

Dado que los contrastes Kolmogorov-Smirnov y  $\chi^2$  cumplen un objetivo similar, hemos decidido efectuar algunas consideraciones. Se podrá ver en las mismas que algunas

de ellas inciden directamente en este trabajo:

- ◆ El test Kolmogorov-Smirnov no se ve afectado por reagrupaciones de las observaciones, mientras que el test  $\chi^2$ , al disminuir los grupos, se pierde información, así como grados de libertad.
- ◆ El test Kolmogorov-Smirnov es aplicable a pequeñas muestras mientras que el test  $\chi^2$  está diseñado para grandes muestras.
- ◆ La potencia del test Kolmogorov-Smirnov es mayor que la del  $\chi^2$ , si bien tiende a igualarse cuando el tamaño de la muestra crece.
- ◆ El test  $\chi^2$  puede fácilmente ser modificado cuando hay parámetros desconocidos, mientras que el test Kolmogorov-Smirnov no tiene tal flexibilidad.
- ◆ El test  $\chi^2$  es aplicable cuando la población es discreta o continua; el test Kolmogorov-Smirnov requiere la continuidad de  $F(x)$ .

### Normalidad de las decisiones de gasto de los hogares españoles

De cara a observar el comportamiento de los hogares se hallaron las “asignaciones medias al gasto” de los mismos. Para ello se construyó, a partir del grupo de gastos (archivo 2) de la *epf*, un fichero con 21 mil 155 casos, los cuales representan la asignación media al gasto en términos per capita de cada hogar (AMeG). Posteriormente se generó una matriz de datos, donde cada caso se corresponde con una milila (agrupación de 22 hogares). A cada una de estas agrupaciones o mililas se les realizó la prueba de Kolmogorov-Smirnov, obteniendo de este modo no sólo los resultados de dicho test, sino también las medias y desviaciones típicas de cada milila.

A la matriz de datos que representa la agrupación por mililas se le realizó un ajuste curvilíneo, a fin de estudiar qué tipo de función se adaptaba mejor al comportamiento observado de la AMeG, así como se estudió la relación existente entre la AMeG y las mililas analizadas. La información relevante obtenida a partir del ajuste curvilíneo quedó recogida en el siguiente Cuadro, donde se



muestran los distintos métodos utilizados, la F de Snedecor y la significación de ésta.

Cuadro 1

Necesidad o Grupo de Gasto	F	Signif. F	Método
Alimentación	3192.38	.000	Cúbico
Vestimenta	64.89	.000	Cúbico
Vivienda	212.29	.000	Cúbico
Hogar	17.05	.000	Cúbico
Sanidad	403.93	.000	Cúbico
Transporte y comunicaciones	641.53	.000	Potencial
Cultura y Hostelería	187.09	.000	Cúbico
Mobiliaría	218.48	.000	Potencial
Seguros	153.27	.000	Potencial

De la lectura del Cuadro 2 se puede concluir que al menos 90% de las 962 mililas analizadas se ajustan a una

distribución normal en las siguientes necesidades de gasto: alimentos, vestimenta, vivienda, hogar, transporte y comunicaciones, cultura y hostelería. Esto significa que los 22 hogares que conforman una milila realizan un gasto similar en cada una de esas necesidades. Este hecho es invariante ante el nivel de renta de los hogares que conforman la milila.

En el caso de la necesidad de alimentos se pudo observar que 99.4% de las mililas no rechazaban la hipótesis de normalidad. Es decir, sólo 0.6% de las mililas presentaban una diferencia máxima observada absoluta superior a 0.281. Esta necesidad fue la segunda, después de la de vivienda, que presentó un mejor comportamiento. El número de mililas que no rechazaban la hipótesis nula en vivienda fue de 99.8%. En el caso de la necesidad de vestimenta, observamos que únicamente 2% de las mililas rechazaban la hipótesis de normalidad. 98.0%

En el caso de la necesidad de hogar se pudo observar cómo prácticamente 90% de las mililas tampoco rechazaban la hipótesis nula. La necesidad de transporte y comunicaciones presentó solamente 3.7% de mililas que rechazaban la hipótesis de normalidad, y este porcentaje bajó considerablemente en el momento en que nos situamos en las necesidades de cultura o hostelería. El rechazo en la primera fue de 3.4%, mientras que en la segunda alcanzó 7.2%.

Fuente: Elaboración propia a partir de la epf 90/91 en soporte cinta.

Las cifras observadas anteriormente se redujeron considerablemente al estudiar el gasto en sanidad. Solamente 56.6% de las mililas estudiadas se ajustaron a una normal. Este dato indica una fuerte disparidad en la asignación media al gasto en sanidad entre las diferentes agregaciones de gasto estudiadas (mililas). La hipótesis explicativa que se utilizó para explicar este dato fue la confianza en el sistema sanitario español. Existe un número relevante de hogares de segmento de renta alto que destina una cantidad insignificante o nula a gasto sanitario. Esto es debido a que son usuarios del sistema público de salud. Por el contrario, son abundantes los hogares de segmento de renta bajo que asignan una parte muy significativa de su renta al gasto sanitario, lo que implica la utilización del sistema privado de salud. Dado que la sanidad pública española es de carácter universal, se interpretó que su utilización esta ligada exclusivamente a la confianza del usuario en la misma. Se deduce, por tanto, que el nivel de confianza en el sistema es aleatorio y no está vinculado al nivel de renta.

La última clase de gasto o necesidad es la de seguros, mostrando un nivel de no rechazo de la hipótesis nula



de 72.6%. Este dato no se consideró relevante ni significativo. El *ine* ha observado que los hogares cubrían de modo deficiente algunos productos de carácter intangible como los seguros, por ello decidió que en la *epf* 90/91 los datos asignados a la rúbrica de seguros fuesen fruto de una estimación. El método utilizado sería la asignación de un porcentaje por tramos de renta. Esto implicó que un número muy importante de mililas mostrasen un valor muy semejante, pero en aquellos tramos de renta donde coincidió un cambio de porcentaje, la homogeneidad desapareció totalmente.

Del Cuadro 2 se concluirá que aquellas necesidades aparentemente más necesarias para el desarrollo de la vida humana tienen un mayor número de mililas que se ajustan a una distribución normal, como es el caso de la alimentación y la vivienda. Posiblemente, si la sanidad española no fuese un sector intervenido por el Estado, mostraría un comportamiento similar al de las otras necesidades estudiadas.

El análisis de la normalidad también debe realizarse por segmentos de renta. Esto permitiría observar si la homogeneidad en el consumo desaparece en algunos tramos de renta. En un principio, el sentido común podría indicar que los segmentos de renta baja deberían mostrar una elevada homogeneidad, superar el test K-S y tener una reducida desviación típica. Esto sería consecuencia de su reducido campo de elección de bienes. Podríamos incluso afirmar que las clases menos pudientes muestran comportamientos similares por el simple hecho de que su restricción presupuestaria les impide adquirir la mayoría de los bienes, con lo cual deben centrarse únicamente en los más necesarios para la vida. Un razonamiento en esta línea implicaría mantener la hipótesis de que las clases más adineradas muestran un comportamiento heterogéneo. Se podría afirmar que, al ser su campo de elección de bienes muy amplio, sería muy fácil que el comportamiento de un hogar fuese muy diferente al de los demás. En este caso tendría que haber muchos hogares que rechazasen la hipótesis de normalidad.

Un análisis del Cuadro 3 mostrará que el razonamiento expuesto es ligeramente incorrecto. Es cierto que a mayor nivel de renta se reducirá la normalidad y que la

causa de ello es la expuesta en el párrafo anterior. Pero es igualmente cierto que esta reducción en el número de asignaciones media al gasto que no rechazan la hipótesis nula es prácticamente simbólica. Las cien primeras mililas de la *epf* representan a 10% de los hogares españoles de menor renta, y 96% del gasto de estas mililas se ajusta a una distribución normal. Este valor es muy similar al observado para los otros tramos de renta.

Los hogares de mayor poder adquisitivo de la *epf* se corresponden con las mililas 900 a la 962, representando estas 62 mililas a 6% de los hogares españoles con mayor nivel de gasto. A tenor del Cuadro 3, 90 por ciento del gasto de este tramo no rechaza la hipótesis nula. Si nos situáramos en tramos de renta inferiores constataríamos que los valores de gasto que no rechazan  $H_0$  oscilan entre 94 y 97 por ciento.

Cuadro 3  
AMEG que no rechaza  $H_0$

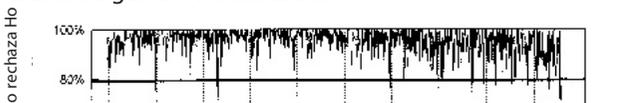
Mililas	Valores Porcentuales
de 1 a 100	96%
de 101-200	97%
de 201-300	97%
de 301-400	97%
de 401-500	97%
de 501-600	95%
de 601-700	95%
de 701-800	94%
de 801-900	94%
a partir de 900	90%

Fuente: Elaboración propia a partir de la *epf* 90/91 en soporte cinta.



El Gráfico 1.1 nos permite observar la evolución de la asignación media al gasto que no rechaza la  $H_0$  para el conjunto de las mililas estudiadas. La mayoría de las mililas se sitúan en niveles muy cercanos a 100%. Desde los primeros hogares hasta la milila 600 se observa que son muy escasas las mililas con un nivel inferior a 80%, estando la mayoría entre niveles de 95 y 100%. En los niveles más altos de renta es cuando se observa que crece ligeramente el número de mililas que se encuentra por debajo del umbral de 80%. Es importante señalar que, de las cerca de mil mililas estudiadas, ninguna llega al umbral de 60%. Si nos referimos globalmente a toda la muestra tenemos que la AMeG que no rechaza la hipótesis nula es de 95.3 por ciento.

En los Gráficos 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 y 9 mostramos los diferentes valores calculados del estadístico  $D_N$  para cada una de las clases de gasto o necesidades. El porcentaje de la AMeG que no rechaza la hipótesis de normalidad



En la necesidad de alimentación (Gráfico 1), se observó como dato más importante el insignificante número de mililas –gráficamente sólo se vislumbraron tres mililas– que rechazan la hipótesis de normalidad. En los niveles inferiores, medio y medio alto de renta se observó que las diferencias máximas observadas absolutas, resultantes de aplicar el test de Kolmogorov-Smirnov, son muy bajas y similares, de modo que no se acercan al valor 0.200. En los niveles de renta más alto se presentó una mayor variación relativa entre las diferencias máximas observadas absolutas, no obstante la práctica totalidad de las mililas estarían siempre situadas por debajo del valor crítico  $D = 0.281$ . Gráficamente se constató que es a partir de la milila 750 cuando se observan más casos de mililas con un  $D_N > D$ . Un examen más detallado de esta parte de la muestra nos indicó que las mililas que con un nivel de significación  $\alpha = 0.05$  tienen un valor calculado del estadístico  $D_N$  superior al valor crítico  $D$ , son la 942 ( $D_N = 0.37967$ ), la 934 ( $D_N = 0.29947$ ), la 856 ( $D_N = 0.29251$ ), la 838 ( $D_N = 0.33493$ ), la 798 ( $D_N = 0.33068$ ).

Al analizar la necesidad de vestimenta (Gráfico 2), podemos observar que la práctica totalidad de mililas presentaron unas diferencias máximas observadas in-

fieriores al valor crítico 0.281. Esto nos llevaría a afirmar que las frecuencias observadas en las AMeG de los hogares españoles no rechazan la hipótesis de normalidad. No obstante, y dentro de este marco descrito, tenemos que puntualizar que las mililas de renta que

Gráfico 1  
Valores calculados del estadístico  $d_N$

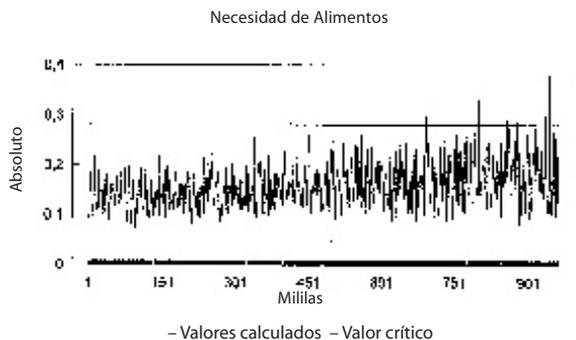


Gráfico 2  
Valores calculados del estadístico  $d_N$

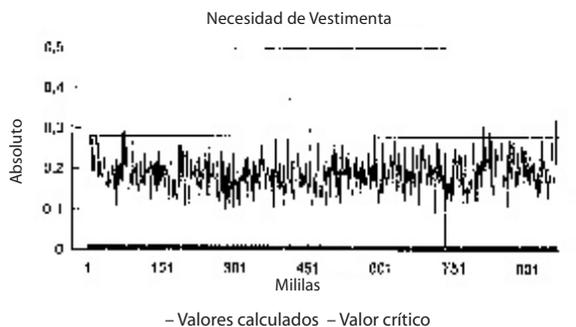


Gráfico 3  
Valores calculados del estadístico  $d_N$

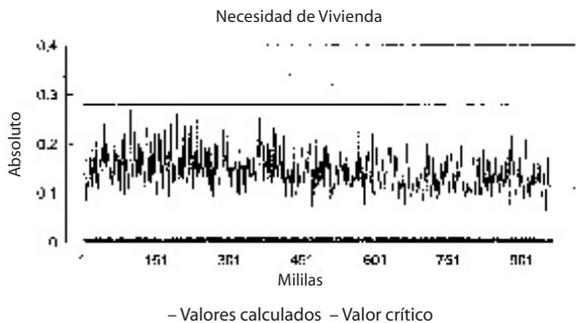


Gráfico 4  
Valores calculados del estadístico dn

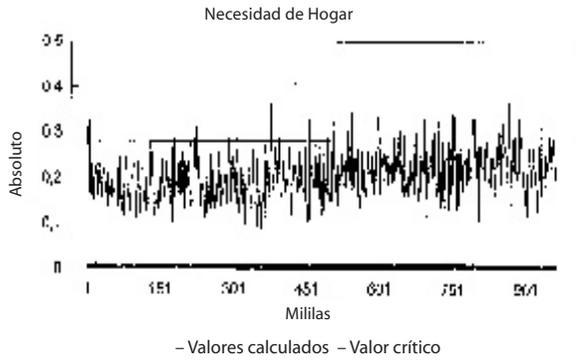


Gráfico 7  
Valores calculados del estadístico dn

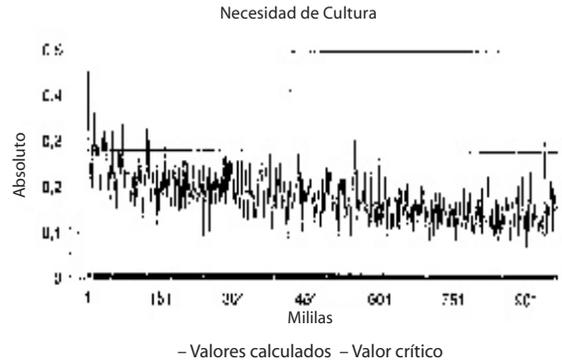


Gráfico 5  
Valores calculados del estadístico dn

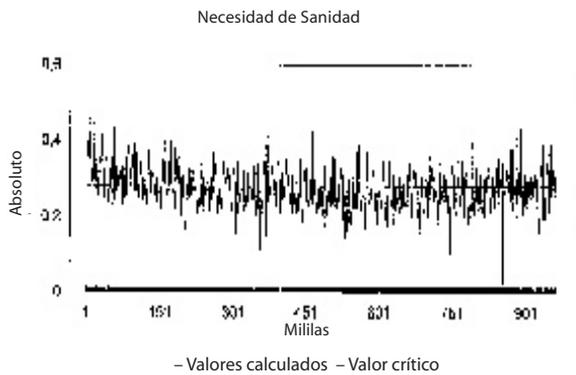


Gráfico 8  
Valores calculados del estadístico dn

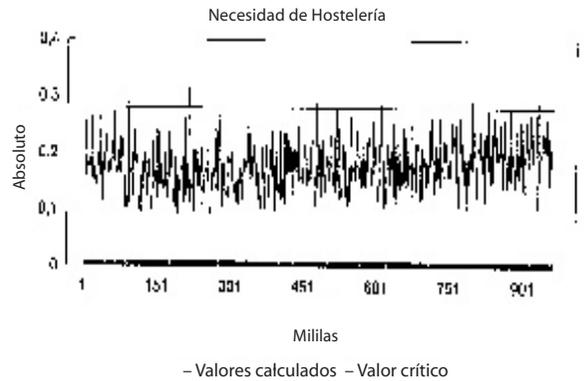


Gráfico 6  
Valores calculados del estadístico dn

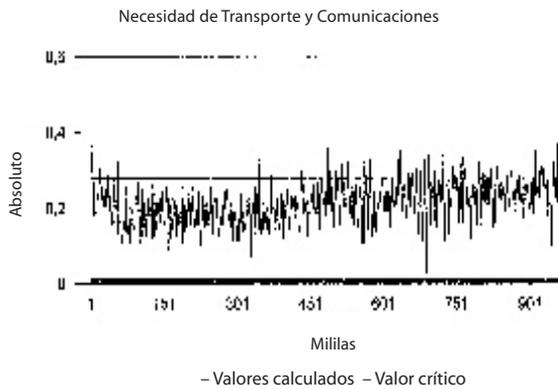
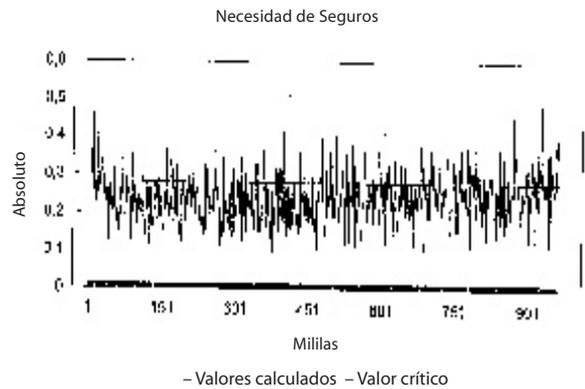


Gráfico 9  
Valores calculados del estadístico dn



tran encuadradas en los segmentos inferiores de renta, desde la milila 1 hasta la milila 51. La primera milila con un valor calculado del estadístico  $D_N$  igual a 0.44396 es la que superó con mayor diferencia al valor crítico  $D$  (0.281). El resto de las mililas que superaron a  $D$  son la 5 ( $D_N = 0.39952$ ), la 9 ( $D_N = 0.30902$ ), la 15 ( $D_N = 0.28430$ ), la 16 ( $D_N = 0.28345$ ), la 22 ( $D_N = 0.29279$ ) y la 35 ( $D_N = 0.30078$ ). A partir de este primer tramo de renta no se vislumbró ningún otro que destaque por un número importante de mililas con un  $D_N > D$ . Es importante recordar que este tramo de renta analizado –los hogares de menor renta– asignan arriba de tres cuartos de su gasto a satisfacer las necesidades de alimentación y vivienda. Esta situación económica de pobreza posibilita la existencia de comportamientos muy diferentes y ligados a características particulares de los hogares que aquí no se han estudiado, como podrían ser: edad media del hogar, subsidios no reflejados en la epf, características culturales de los miembros, etc.

El comportamiento de la necesidad de vivienda a la hora de aplicar el test de Kolmogorov-Smirnov es el mejor de todo el grupo de necesidades analizado (véase el Gráfico 3). En esta necesidad se puede afirmar que con el nivel de significación  $\alpha = 0.05$ , los valores calculados del estadístico  $D_N$  para cada milila de renta son prácticamente siempre inferiores al valor crítico  $D$  (0.281). Se aceptó la hipótesis nula en todas las mililas de renta, excepto en la 233 ( $D_N = 0.30451$ ) y en la 101 ( $D_N = 0.29030$ ), donde el valor calculado del estadístico  $D_N$  es superior al valor crítico  $D$ .

La necesidad de hogar, como nos muestra el Gráfico 4, es conjuntamente, con la de sanidad y la de seguros, la que tiene un mayor número de mililas que rechazan la hipótesis nula, es decir, es de las que presenta un mayor número de diferencias máximas observadas absolutas superiores al valor crítico correspondiente al nivel de significación de 0.05. Aun reconociendo su peor posición relativa respecto del conjunto de necesidades que hemos estudiado, consideramos que los resultados obtenidos son satisfactorios, ya que muestran que prácticamente 90% de las mililas de renta estudiadas no rechazan la hipótesis de normalidad. Al observar el Gráfico 4, po-

demostramos constatar que hasta la milila 350 es muy escaso el número de mililas donde  $D_N > D$ . A partir de este punto existe un número importante de mililas de renta donde el valor calculado del estadístico  $D_N$  esté próximo, pero sin superar al valor crítico  $D$ . Un 10.1% de las mililas rechaza la hipótesis nula, es decir, objetan la hipótesis de que la Asignación Media al Gasto en Hogar se distribuya como una normal, y el grueso de este porcentaje se encuentra encuadrado entre las mililas 350 y 850.

El sistema público sanitario de carácter universal mediatiza los resultados obtenidos en la necesidad de sanidad. Estos son observables en la Gráfica 5. Su escaso peso dentro de la estructura de gasto de los hogares y el rechazo –observable en un número importante de mililas de renta– de la hipótesis de normalidad lo confirman. Es habitual observar en la asignación media al gasto en esta necesidad una dispersión importante de sus frecuencias respecto de la tendencia central. No obstante, debemos destacar que 56.6% de las mililas estudiadas presentaron un valor calculado del estadístico  $D_N$  inferior al valor crítico  $D$ . El grupo de mililas de renta que rechazaron la hipótesis (44.4%) de que la asignación media al gasto en sanidad no se distribuye como una normal, se encuentran distribuidas principalmente en los tramos de renta más bajos y en los más altos. Aspectos como la distinta confianza en el sistema sanitario público, valoraciones económicas del tiempo de espera diferentes, o edad de los miembros de los hogares, son algunos de los factores que pueden explicar el importante número de mililas que rechazaron la hipótesis de normalidad.

La mayoría de Asignaciones Medias al Gasto en la necesidad de transporte y comunicaciones evaluadas por mililas de renta no rechazaron la hipótesis nula. Existe un rechazo de la hipótesis de normalidad entre los hogares de menor renta, que va disminuyendo a medida que nos situamos en mililas superiores. Esto hecho se comprueba (véase el Gráfico 6) al observar que las primeras cinco mililas de la muestra, 0.50074(1), 0.36405(2), 0.30205(3), 0.28829 (4), 0.30780(5), tienen un valor estadístico calculado  $D_N$  superior al valor crítico  $D$  (0.281), mientras que las siguientes presentaron un  $D_N < D$ . En los últimos hogares de mayor renta, al igual que en los de renta más baja, se observó la



existencia de mililas que, de modo correlativo, rechazan la hipótesis nula; esta correlación fue disminuyendo a medida que nos situamos en las mililas anteriores.

El test de Kolmogorov-Smirnov muestra que, para el nivel de significación  $\alpha = 0.05$ , en la mayoría de las mililas de renta -96.6%, el valor calculado del estadístico  $D_N$  es inferior al valor crítico (0.281), por tanto podemos afirmar que no rechazan la hipótesis nula (véase Gráfico 7). A tenor de lo indicado, 4.4% de las mililas de renta rechazaron la hipótesis de normalidad. El grueso de éstas se situó en las primeras 40 mililas, donde sólo 51% de éstas no rechazan  $H_0$ . Dentro de este grupo se observó que, a medida que se incrementaba la renta, empezaba a reducirse el número de mililas donde  $D_N > D$ . En las necesidades no prioritarias, como la actual, se observó con frecuencia que los hogares con la renta más baja de la muestra presentan una distribución de frecuencias de la variable Asignación Media al Gasto diferente al resto de los hogares. Es importante recordar el buen comportamiento de esta necesidad frente a la de sanidad; esto se hace más relevante si recordamos que la necesidad de educación, que se encuentra recogida dentro de cultura, en España está cubierta por un sistema obligatorio de enseñanza de carácter gratuito.

La práctica totalidad de las mililas de renta examinadas para el caso de la necesidad de hostelería (98.3%), el valor calculado del estadístico  $D_N$  es inferior al valor crítico (0.281), por tanto podemos afirmar que no rechazan la hipótesis nula (véase Gráfico 8). Un grupo importante de 1.7% de las mililas que mostraron un rechazo a la hipótesis nula se presentó en los extremos de la muestra, es decir, en los que representan a los hogares de inferior renta y en los de renta más alta. En estos últimos se observa que abundan las mililas que aun teniendo  $D_N$  inferior a  $D$ , presentan los valores calculados del estadístico  $D_N$  más altos.

El test de Kolmogorov-Smirnov para la necesidad de seguros mostró que, para el nivel de significación  $\alpha = 0.05$ , en un número importante mililas de renta (72.6%) el valor calculado del estadístico  $D_N$  es inferior al valor crítico (0.281), por tanto podemos afirmar que no rechazan la

hipótesis nula (véase Gráfico 9). Según lo indicado, 27.4% de las mililas de renta rechazó la hipótesis de normalidad, observando una mayor intensidad entre los extremos de las muestras: segmentos de inferior y superior renta. No obstante, se observaron mililas con un  $D_N > D$  a lo largo de toda la muestra. Para poder explicar el comportamiento de esta necesidad tenemos que remitirnos a la canasta de bienes que la componen. A nuestro juicio, el principal efecto perturbador es la estimación de datos realizada por el ine. No obstante, dado que el seguro obligatorio de automóviles que, como su nombre lo indica, tiene carácter forzoso para todos los propietarios de vehículos, podría influir en la distribución de frecuencias de cada milila vía el número de automotores de los hogares, e implícitamente por la edad de sus miembros y el carácter rural o urbano de la población de éstos.

### Conclusiones

El análisis de la normalidad de los gastos de consumo de los hogares españoles nos permite afirmar que 93.5 por ciento de este gasto no rechaza la hipótesis nula, lo que equivale a decir que existe una cierta homogeneidad en sus gastos.

No obstante, el concepto de homogeneidad es necesario definirlo y acotarlo. Se considera que la superación del test K-S implica la existencia de homogeneidad. Los análisis efectuados para una muestra de 21 mil 155 hogares muestran que si se desagregan los mismos en cerca de mil grupos  $y$ , posteriormente, se ordenan por nivel de gasto per capita, observaremos que estos grupos de 22 hogares o mililas mostrarán un comportamiento económico similar a la hora de satisfacer sus principales necesidades. Es decir, estos hogares asignarán de un modo parecido su presupuesto familiar. Se considera que las grandes familias de gasto recogidas en la nomenclatura de la Encuesta de Presupuestos Familiares son asimilables a necesidades económicas. Bajo este supuesto, se puede afirmar que los hogares españoles están sujetos a una estructura de necesidades. Esta afirmación se sostiene en dos datos fundamentales: a) a excepción del gasto en sanidad y seguros, cerca de 100% de las mililas analizadas no rechazaban la hipótesis de normalidad para las ne-



cesidades de alimentación, vestimenta, vivienda, hogar, transporte y comunicaciones, cultura y hostelería; b) los niveles de renta más elevados no muestran un comportamiento diferente.

El comportamiento no normal del gasto en sanidad y seguros puede ser interpretado desde diferentes puntos de vista. Un razonamiento teórico podría conducirnos al área de la economía comportamental y a los trabajos de Daniel Kahneman y Amos Tversky. El papel del sector público, como agente proveedor de servicios sanitarios, influye en las decisiones de los consumidores. En España los servicios sanitarios son gratuitos, por ello pudiese parecer lógica la existencia de una importante correlación entre gasto en servicio sanitario y desconfianza en el sistema público de salud. De hecho, se ha observado en la Encuesta de Presupuestos Familiares 90/91 que un número relevante de hogares con niveles de renta bajos destinaban una parte significativa de su presupuesto a satisfacer su necesidad de salud y que, por el contrario, hogares de renta muy alta destinaban una parte muy reducida de su presupuesto familiar al mismo rubro.

La existencia de una estructura de prioridades en el consumidor ha sido abordada en la literatura económica desde el nacimiento de la escuela marginalista en 1871. No obstante, y a excepción de los economistas franceses que influyeron en Stanley Jevons y el economista austriaco del siglo XIX, Carl Menger, que estudiaron las estructuras de necesidades, ningún otro padre del marginalismo abordó este concepto. Las estructuras de prioridades han sido ampliamente estudiadas por los economistas que han trabajado en axiomática de la teoría del consumidor o de la teoría de la elección, pero siempre con aplicación a un espacio de bienes euclidiano n-dimensional, y nunca ante con aplicación en un espacio de necesidades.

En su conocido artículo "Rational Fools" y una posterior conferencia que impartió en Bristol, el economista Amartya Sen (1974, 1977) hace hincapié en la existencia de una estructura que supedita a una mera función-utilidad que se proyecta sobre un espacio de bienes. El economista John Harsanyi realiza, al igual que A. Sen, diferentes aportaciones al campo del utilitarismo, con el objetivo de diseñar

una superestructura, aunque en este caso vinculada al concepto de la ética.

Las necesidades económicas como componentes de una estructura han sido criticadas por su excesiva ambigüedad. Existía una clara dificultad a la hora de definir lo que era una necesidad económica, obligando al economista a mirar hacia el campo de la sociología para poder obtener respuestas. Esto ha llevado a numerosos economistas a no profundizar en este apartado. Sin embargo, los estadísticos, al diseñar las clases de gasto de las encuestas de ingresos y gastos, han allanado el camino de ajenos a este debate de carácter ontológico.

Este trabajo, al mostrar la existencia de normalidad en unidades muestrales compuestas por tan sólo 22 hogares, los cuales no están agregados atendiendo a ningún componente cultural o social, sino a la mera situación de renta, ha mostrado que la condición necesaria para la existencia de un orden de prioridades entre necesidades, que mediante las pautas de consumo de los hogares, existe.

#### Bibliografía

- Allen, R.G.D. [1936], "Professor Slutsky's Theory of Consumer's Choice", *Review of Economic Studies*, 3 (Feb.): 120-129.
- Hicks, J. & Allen, R.G.D. [1934], "A Reconsideration of the Theory of Value", *Econometric*, 1 (Feb. y May.): 52-76.
- Becker [1971], *Economic Theory*, Alfred A. Knopf, Inc., Nueva York.
- Becker [1977], *Teoría Económica*, Fondo de Cultura Económica, México.
- Becker, G. [1965], "A theory of allocation of time", *The Economic Journal*, LXXV (229): 493-517.
- Becker, G.S. y Murphy [1988], "A theory of rational addiction", *Journal of Political Economy*, 96: 675-700.
- Debreu, G. [1959], *Theory of Value: An Axiomatic Analysis of Economic Equilibrium*, John Wiley & Sons Inc., Nueva York.
- Faña, A. y Salcines, J.V. [1998], "La metaordenación



- de preferencias como un sistema procedimental economizador: la aportación de Carl Menger”, VIII(2), pp. 119-121.
- Harsanyi, J. [1955], “Cardinal Welfare, In-dividualistic Ethics, and Interpersonal Comparisons of Utility”, *Journal of Political Economy*, 63: 309-321.
  - Hicks, J.R. [1939], *Value and Capital. An Inquiry into Some Fundamental Principles of Economic Theory*, Oxford University Press, Londres.
  - Houthakker, H.S. [1957], “An International Coparison of Household Expendidure Patterns Commemorating the Centennial of Engel’s Law”, *Econometría*, 25 (4): 532-51.
  - Huerta de Soto, J. [1994], *Estudios de Economía Política*, Unión Editorial, Madrid.
  - Johnson, W.E. [1913], “The Pure Theory of Utility Curves”, *Economic Journal*, 23 (Dic.): 483-513.
  - Kahneman, D. [1997], “Back to Bentham? Explo-rations of Experienced Utility”, *The Quarterly Journal of Economics*, 112(2): 375-405.
  - Kahneman, D. [2000], “A Psychological Point of View: Violations of Rational Rules as a Diagnostic of Mental Processes (Commentary on Stanovich and West)”, *Behavioral and Brain Sciences*, 23: 681-683.
  - Kolmogorov, A. [1941], “Confidence Limits for an Unknown Distribution Function”, *Ann. Math. Statist.* 12: 461-463.
  - Lancaster, K.L. [1966], “A New Approach to Consumer Theory”, *Journal of Political Economy*, 74: 133-157.
  - Leibenstein, H. [1950], “Bandwagon, Snob and Veblen Effects in the Theory of Consumer’s Demand”, *Quarterly Journal of Economics*, 64(2): 183-201.
  - Mellers, A., Hertwig, R. and Kahneman, D. [2001], “Do Frequency Representations Eliminate Con-junction Effects? An Exercise in Adversarial Co-llaboration”, *Psychological Science*, 12, 2001, 269-275.
  - Menger, C. [1871], *Grundsätze der Volkswirthschaftslehre* (Traducción al inglés: 1976) *Principles of Economics*, New York University Press, Nueva York, traducción al castellano (1981), *Principios de Economía Política*, Unión Editorial, Madrid.
  - McCulloch, J.H. [1977], *The Austrian Theory of the Mar-ginal Use and of Ordinal Marginal Utility*, *Zeitschrift für Nationalökonomie*, 37 (3-4): 249-280.
  - Ruiz-Maya, L., Martín Pliego, F.J., Montero, J.M. y Uriz Tomé, P. [1995], *Análisis estadístico de encuestas: datos cualitativos*, Editorial ac, Madrid.
  - Salcines, J.V. [1997], “Un modelo mengeriano de asignación de gastos de consumo: Las prioridades de gasto de los hogares españoles”, tesis Doctoral, Universidad de A Coruña.
  - Salcines, J.V., Faiña, A. [2001], “Un acercamiento mengeriano al concepto de meta-orden de necesidades: prioridad y jerarquía en Carl Menger”, *Investigación Económica*, LXI (238): 37-68.
  - Sen, A. [1974], *Choice, Orderings and Morality*, in S. Körner, ed. *Practical Reas*, Oxford.
  - Sen, A. [1977], “Rational Fools: A Critique of the Behavioral Foundations of Economic Theory”, *Philosophy and Public Affairs*, 6: 317-344.
  - Smirnov, N. [1948], “Tables for Estimating the Goodness of Fit of Empirical Distributions”, *Ann. Math. Statist*, 19, 279-281.
  - Stigler, J. & Becker, G. [1977], “De gustibus non est disputandum”, *American Economic Review*, 67: 76-90.
  - Stiglitz, J. [1987], “The Causes and Consequences of the Dependence of Quality on Price”, *Journal of Economic Literature*, 25: 1-48.
  - Theil, H. [1952], “Qualities, Prices and Budget Enquiries”, *Review of Economic Studies*, 19: 129-147.



