EFECTOS DE LOS INCREMENTOS EN EL COSTE DE VIDA SOBRE EL MAPA DE LA POBREZA EN ESPAÑA

Fernando RUBIERA MOROLLÓN Elena LASARTE NAVAMUEL Esteban FERNÁNDEZ VÁZQUEZ

REGIOlab – Laboratorio de Análisis Económico Regional (Universidad de Oviedo)

Resumen

En los últimos años de la presente crisis económica la incidencia de la pobreza en España se ha elevado de modo significativo. Sin embargo, el comportamiento por regiones no ha sido uniforme, por lo que se aprecian casos donde las tasas de pobreza han crecido mucho frente a otros donde se han estancado o incluso descendido. En el cálculo de estas tasas de pobreza no se tienen en cuenta los distintos costes de vida existentes a lo largo del espacio. Este trabajo está centrado en este aspecto. Mediante un sistema de demanda cuasi ideal se calculan las variaciones en el coste de vida entre regiones y a lo largo del periodo estudiado 2006-2011, constatando que existen relevantes cambios tanto en el tiempo como en el espacio. Esto permite revisar las líneas de pobreza y la incidencia de la misma en nuestro país. Observamos que el crecimiento de las tasas de la pobreza en España cuando se tiene en cuenta la evolución del coste de vida es más elevado. Pero más relevante es que el mapa de la pobreza cambia de forma significativa. Las regiones de mayor renta, mayor especialización en turismo y aquellas con mayor grado de urbanización tienen costes de vida más altos, lo que se traduce en mayores incidencias de la pobreza de lo estimado habitualmente.

Palabras clave: sistemas de demanda casi ideal, coste de vida, pobreza, efectos espaciales de la crisis económica, regiones españolas.

Abstract

The incidence of poverty in Spain has risen significantly along the last years of the current economic crisis. However, this behaviour has not been completely uniform across space: in some regions poverty rates have grown very strongly while in others poverty has been kept stable or has even declined. Spatial differences in costs of living across space are not usually taken into account when calculating these rates of poverty. This work is focused on this issue: variations in the cost of living among regions and along the period 2006-2011 are measured by an almost ideal demand system, finding that there are significant changes both over time and space. This procedure allows for reviewing the poverty lines and its incidence in our country. We find that the variations on poverty in Spain are higher when regional differences in cost of living are taken into account. Moreover, the poverty map changes significantly: regions with higher income, specialized in tourism and with a higher degree of urbanization, seem to have higher costs of living which lead to higher incidences of poverty than those estimated without considering these cost of living differentials.

Key words: almost ideal demand systems, cost of life, poverty, economic crisis spatial effects, Spanish regions.

JEL classification: C31, D12, I32, R21.

I. INTRODUCCIÓN

N los últimos años la incidencia de la pobreza en España ha aumentado de modo significativo a consecuencia de la profunda crisis económica a la que se enfrenta nuestro país. Tristemente asistimos a un alarmante crecimiento de los porcentajes de familias que, de acuerdo con los límites que se suelen utilizar, pueden ser considerados como «pobres». Este crecimiento se produce tanto en el país en su conjunto como en cada una de sus regiones, aunque la incidencia es mucho mayor en algunos territorios especialmente dañados por la crisis o que vienen arrastrando problemas económicos o menores niveles de desarrollo desde antes de la presente crisis.

El preocupante comportamiento de la incidencia de la pobreza ha tenido su reflejo en una multiplicación de los estudios académicos dedicados a su estudio. Muchos de esos trabajos han tratado de considerar la dimensión regional del fenómeno. Recientemente, en abril de 2013, Papeles de Economía Española ha dedicado un monográfico a los efectos de la crisis sobre la distribución de la renta. Varios artículos publicados en este monográfico resaltan el impacto desigual de la crisis económica, tanto por niveles de renta o salario, véase Avala (2003) y García Serrano y Arranz (2003), como espacialmente, véase Pérez (2003). En concreto, el estudio de Pérez (2003) llama la atención sobre la relación entre la evolución de la pobreza y la evolución del empleo. En la medida en que el deterioro de los mercados de trabajo se muestra significativamente diferente a lo largo del espacio, con regiones que presentan mayores problemas de desempleo, se producen equivalentes diferencias en la incidencia y la evolución de la pobreza en España. Este es un hecho que también se constata en los informes de evolución de los indicadores de la pobreza que

anualmente elabora el Instituto Nacional de Estadística. Herrero et al. (2013) hacen un esfuerzo por realizar un análisis de la incidencia de la pobreza que sea comparable en el espacio y el tiempo y que resulta de especial interés. Temporalmente estudian la evolución desde 2006 hasta 2012, contemplando los años de la crisis. Espacialmente se estudia el comportamiento de las diecisiete comunidades autónomas. Destacan la amplia heterogeneidad en el comportamiento de incidencia de la pobreza por regiones así como el crecimiento de la misma en la mayor parte de los casos. El presente número de Papeles de Economía Española vuelve a dedicar varios trabajos al análisis de la evolución de la pobreza en nuestro país a partir de la crisis económica.

En este trabajo tratamos de hacer una aportación muy específica dentro de esta creciente literatura sobre la incidencia de la pobreza con perspectiva espacial llamando la atención sobre un aspecto poco tenido en cuenta en los análisis previos: la importancia que puede tener la evolución del coste de vida. Es bien conocido, y empieza a estar ampliamente cuantificado en la literatura especializada, que el coste de vida experimenta importantes variaciones a lo largo del espacio además de a lo largo del tiempo. Según se viene encontrando en la mayoría de los trabajos, el coste de vida en las grandes ciudades y las regiones más desarrolladas es normalmente más elevado, de lo que se desprende que se necesitan mayores ingresos para mantener los mismos niveles de utilidad. Una vez que esto ocurre es evidente que puede afectar de un modo relevante a la propia incidencia de la pobreza. El salario mínimo en España sería considerado una renta alta o media-alta en países en desarrollo, pero permitiría apenas vivir en los países más ricos de la OCDE. Del mismo modo, se puede pensar que este salario mínimo puede tener unas posibilidades de compra muy diferentes dentro del propio territorio nacional. ¿En qué grado la incidencia de la pobreza puede verse modificada, ampliada o reducida por los diferentes costes de vida a lo largo del espacio? ¿Pueden algunas regiones o lugares concretos, grandes ciudades o zonas rurales, experimentar cambios muy significativos en sus niveles de incidencia de la pobreza cuando tenemos en cuenta los costes de vida del territorio? Dicho de otro modo y referido concretamente a la economía española: ¿podemos encontrar que la incidencia de la pobreza en regiones ricas sea superior a la que un análisis básico reporta debido a que se soporten costes de vida mayores?, ¿podemos, de igual modo, encontrar que ciertas regiones con costes de vida

más bajos reducen sus niveles de incidencia de la pobreza? Estas son las cuestiones que tenemos presentes al plantear este trabajo, donde combinamos los análisis de incidencia de la pobreza con los estudios de coste de vida a lo largo del espacio.

Dependiendo de cómo de relevantes sean los diferentes costes de vida, este aspecto puede ser clave para diseñar políticas públicas, ya sean de carácter preventivo o de amortiguación de los efectos de la pobreza. Si se identifica que, por ejemplo, los costes de vida en las regiones más ricas son muy superiores a los de las regiones más pobres, el mapa de pobreza puede cambiar de forma significativa, apreciando que ciertas zonas con incidencias de pobreza aparentemente bajas pueden tener niveles mucho más elevados, y viceversa.

En la sección II se repasan algunos de los análisis previos de incidencia de la pobreza para situar la evolución y la magnitud del problema, así como su vertiente regional o espacial. En la sección III se revisa la literatura sobre la estimación de índices de coste de vida cuasi ideales espacio-temporales, y se propone una aplicación concreta para el caso español. En esa sección la propuesta se hace de modo intuitivo, pues el desarrollo más detallado de la metodología se presenta en los Anexos I y II. Los resultados de esta aplicación son ampliamente presentados y discutidos en la sección IV. La contribución más relevante de este trabajo se recoge en la sección V donde, usando el coste de vida espacio-temporal presentado en las secciones III y IV, se revisa la incidencia de la pobreza presentada en la sección II, lo que nos permite revisar el mapa de la pobreza a partir de los diferentes costes de vida y compararlos con los mapas de la pobreza estándar. Las conclusiones que se pueden extraer de esta comparación son relevantes desde un punto de vista de política económica, y se recogen en la sección VI.

II. INCIDENCIA DE LA POBREZA EN ESPAÑA Y SUS COMUNIDADES AUTÓNOMAS

El enfoque más sencillo para la medición de la pobreza se basa en la idea de contar cuántos «pobres» hay como proporción de la población total. Es lo que se conoce en la literatura como «incidencia de la pobreza» o «tasa de riesgo de pobreza». Evidentemente el aspecto clave es cómo delimitar quién es considerado como pobre: ¿qué variable tomamos para establecerlo?, ¿qué criterio

o límite concreto aplicamos? El procedimiento más extendido consiste en medir el bienestar de familias o individuos a través de una variable de ingresos o gastos, y definir como pobres a aquellos ciudadanos que se sitúan por debajo del 60 por 100 de la mediana o por debajo del 50 por 100 de la media en dicha variable. Esto es lo que se denomina línea o límite de la pobreza. La incidencia de la pobreza se define entonces como el porcentaje de personas pobres conforme a este criterio sobre el total de la población.

Aunque aparentemente este modo de medir la pobreza es muy simple, hay algunos aspectos básicos a los que hay que prestar atención.

En primer lugar, debemos definir con precisión cómo medir el bienestar material. Se puede referir al nivel de renta, ingresos o gastos. El que se tome una u otra variable determina diferencias importantes. Dado que las familias suelen ser reticentes a dar información sobre su verdadero nivel de ingresos, la variable de gastos suele ser la más usada. Además, los gastos reflejan mejor la capacidad de consumo de las familias o individuos y son más estables que los ingresos al responder a unos patrones de necesidades reales y estables en el tiempo. A modo de referencia de la importancia de este matiz sobre la variable que finalmente se determine, baste con observar que la incidencia de la pobreza calculada por el INE (2012) usando los ingresos se situaba en 2011 en el 21,8 por 100, mientras que esta misma baja al 18,1 por 100 cuando se utilizan gastos.

Un segundo aspecto clave es si esta variable de ingresos o gastos se emplea en referencia al número de familias o al número de individuos (per cápita). Utilizar el número de familias es muy desaconsejable porque no se tiene en cuenta la diversidad de tamaño y composición de las mismas. Pero usar solo individuos plantea el problema de ignorar las economías de escala que existen dentro de las familias. En este sentido la convención más habitual, y seguramente más adecuada, consiste en usar unidades de consumo por familia (véase la metodología de INE, 2012), que consiste en dar valor 1 al primer adulto de la unidad familiar, 0,5 al resto de adultos (mayores de 14 años) y 0,3 a los niños (menores de 14 años).

Es evidente que estas formas de estimar el nivel de pobreza de un territorio, sea un país o región, son muy básicas. Existe una amplísima literatura que trata de desarrollar índices multidimensionales que tengan en cuenta más aspectos que el simple ingreso/gasto monetario de las familias o individuos. El acceso a la sanidad y la educación se suele considerar clave en este tipo de índices, pero siempre se mantiene con un peso muy elevado el factor renta. El índice más aceptado es el IDH (Índice de Desarrollo Humano), propuesto en el marco del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD). La fórmula aplicada por Naciones Unidas considera los aspectos de salud, educación, bienestar material para calcular el IDH con un peso idéntico (1/3). El bienestar material se mide a través de la renta media de las familias de cada lugar, de modo que el valor del índice sique descansando de modo fundamental en esta variable, máxime si consideramos que existe una relación entre la salud y la educación y los ingresos medios. Naciones Unidas (2010) propone un nuevo índice, el Índice de Pobreza Humana (IPH), más complejo y donde se incluyen aspectos de exclusión social y paro de larga duración. Con todo, en el cálculo del IPH el porcentaje de la población por debajo del 60 por 100 de la mediana del ingreso familiar disponible sigue siendo fundamental en el resultado final.

Como decíamos en la introducción, existen múltiples estudios que han aplicado estas metodologías de medición de la pobreza en España y que han estudiado la dimensión y causas a lo largo del espacio nacional. Recientemente el Instituto Valenciano de Investigación Económica (IVIE) ha publicado el informe La pobreza en España y sus Comunidades Autónomas (Herrero et al., 2013). Tomaremos este trabajo como referencia dado que usa la misma base de datos que emplearemos en nuestro análisis y se aplica al mismo periodo temporal. Además, esta investigación es una de las más recientes sobre la pobreza en España y aprovecha buena parte de los avances en este aspecto producidos en los últimos años sin abandonar nunca los enfoques convencionales y comúnmente aceptados.

Los autores del mencionado trabajo usan como variable de referencia en sus estimaciones de incidencia de la pobreza el gasto y aplican la convención de unidades de consumo equivalente por familias que utiliza el INE, y que es la más ampliamente usada en otros estudios internacionales. Tomando como indicador el porcentaje de hogares que se sitúan por debajo de 60 por 100 de la mediana regional en el gasto de los hogares en 2006, ajustados por sus unidades de consumo y con euros constantes de 2011, obtienen los resultados de incidencia de la pobreza por comunidades autónomas que se recogen en el cuadro n.º 1.

CUADRO N.º 1

PORCENTAJE DE HOGARES POBRES, POR DEBAJO DEL 60 POR 100 DE LA MEDIANA EN EL GASTO DE LOS HOGARES EN 2006,
EN ESPAÑA Y SUS COMUNIDADES AUTÓNOMAS (*)

| | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 |
|--------------------|------|------|------|------|------|------|
| Andalucía | 25,1 | 18,5 | 15,8 | 18,2 | 20,0 | 21,3 |
| Aragón | 21,7 | 15,9 | 11,3 | 15,3 | 17,3 | 18,3 |
| Asturias | 20,3 | 18,3 | 13,5 | 11,6 | 10,5 | 15,0 |
| Baleares | 20,7 | 12,9 | 16,2 | 25,9 | 25,4 | 27,6 |
| Canarias | 21,6 | 18,5 | 18,1 | 24,2 | 27,5 | 29,8 |
| Cantabria | 27,6 | 18,7 | 15,6 | 16,1 | 16,3 | 15,2 |
| Castilla y León | 24,9 | 20,2 | 14,7 | 16,7 | 18,9 | 16,0 |
| Castilla-La Mancha | 22,2 | 15,8 | 14,5 | 16,9 | 17,2 | 15,3 |
| Cataluña | 23,1 | 19,4 | 18,0 | 20,2 | 22,0 | 21,6 |
| Com. Valenciana | 23,2 | 18,0 | 19,1 | 21,6 | 23,4 | 26,6 |
| Extremadura | 23,5 | 17,2 | 14,6 | 16,5 | 17,6 | 13,9 |
| Galicia | 21,1 | 17,7 | 15,3 | 17,3 | 16,7 | 17,0 |
| Madrid | 22,2 | 19,0 | 15,7 | 18,9 | 19,2 | 19,6 |
| Murcia | 19,0 | 14,7 | 18,4 | 23,4 | 23,6 | 22,8 |
| Navarra | 18,8 | 16,1 | 13,5 | 16,1 | 16,4 | 16,1 |
| País Vasco | 17,2 | 13,4 | 11,7 | 13,0 | 12,4 | 10,6 |
| Rioja, La | 20,7 | 18,4 | 14,8 | 14,8 | 16,1 | 15,4 |

Nota: (*) Hogares ajustados por unidades de consumo y con euros constantes de 2011 (2006-2011). Fuente: Tomado de Herrero et al. (2013: 16).

Como indica el cuadro n.º 1, la pobreza en España de media ha crecido a lo largo del periodo considerado, aunque de manera muy moderada (apenas un 2 por 100) y con fases intermedias de decrecimiento. Además, este comportamiento de muy moderado crecimiento agregado esconde una diversidad regional muy amplia. Hay diferencias relevantes en la incidencia de la pobreza por regiones y, lo que es aún más llamativo, hay evoluciones marcadamente distintas. Algunas comunidades autónomas, como Canarias, Baleares o Comunidad Valenciana, experimentan crecimientos significativos de la incidencia de la pobreza. En Canarias el porcentaje se aproxima al 30 por 100, y en Baleares, Comunidad Valenciana, Murcia, Cataluña y Andalucía la incidencia es claramente superior a la media nacional. En este sentido llama la atención el caso de la Comunidad Valenciana, que arranca el periodo con uno de los valores más bajos y termina con uno de los más altos. Sin embargo, frente a este patrón de crecimiento de la pobreza existen casos, como Navarra o Madrid, que apenas experimentan cambios frente a otros, como Castilla y León o Cantabria, que logran reducir la incidencia de la pobreza en los años más intensos de la crisis.

Estos resultados, más ampliamente discutidos en Herrero et al. (2013), ponen de manifiesto la importancia de los análisis espaciales del comportamiento de la pobreza en España. Por una parte identifica-

mos que hay diferencias entre regiones, por lo que es necesario conocer con precisión cómo varia el fenómeno de la pobreza a lo largo del mapa nacional. Por otra parte, en los trabajos hechos hasta la fecha hay resultados que son muy difíciles de interpretar de manera coherente, con lo que sería esperable dadas las teorías económicas espaciales.

III. ESTIMACIÓN DEL COSTE DE VIDA Y APLICACIÓN AL ESTUDIO DE LA INCIDENCIA DE LA POBREZA EN ESPAÑA: INTUICIÓN METODOLÓGICA Y PLANTEAMIENTO

Como acabamos de ver, los análisis de incidencia, intensidad y desigualdad de la pobreza se basan en la delimitación de una línea de pobreza que se establece a partir de un determinado porcentaje con respecto a la mediana (60 por 100) o la media (50 por 100) de los datos de bienestar material medido habitualmente por el ingreso o gasto familiar. Todos estos análisis se apoyan en el supuesto implícito de que los costes de vida son uniformes a lo largo del espacio y que no existe ninguna razón para pensar que haya diferentes patrones de consumo o necesidades entre diferentes regiones. Esto implica usar cestas de la compra fijas implícitas en el cálculo de los índices de precios estándar, como el Índice de Precios al Consumo (IPC) que elabora el INE. Este

es un supuesto alejado de la realidad, como han demostrado múltiples trabajos que analizan los cambios en los patrones de consumo a lo largo del espacio —véase Lasarte et al. (2013) para una revisión de estos trabajos—. Es previsible que los patrones de consumo, y con ello las cestas de la compra, varíen significativamente a lo largo del espacio debido a diferentes comportamientos de consumo, grados de desarrollo, aspectos geoclimáticos, etcétera. La existencia de variaciones en los precios y los costes de vida a lo largo del espacio implicaría la necesidad de revisar las líneas de pobreza usando un coste de vida cuasi ideal y espacio-temporal.

Los análisis sobre índices de coste de vida fueron desarrollados a inicios del siglo pasado por Konüs (1939). Este autor trataba de desarrollar el modo de comparar los niveles de vida en dos momentos distintos en el tiempo que fuera consistente con la teoría microeconómica. Dado que los precios cambian a lo largo del tiempo, la manera más correcta de establecer comparaciones entre dos momentos de tiempo es fijar un nivel constante de utilidad, de modo que sea posible calcular qué nivel de gasto hay que realizar en cada momento del tiempo para alcanzar esa utilidad constante. La idea original de Konüs fue aprovechada pronto para hacer comparaciones a lo largo del espacio por Desai (1969) y más recientemente por Nelson (1991), Timmins (2006), Atuesta y Paredes (2012) o Paredes e Iturra (2013), entre otros autores.

El procedimiento para hacer una estimación de un coste de vida parte de la estimación de un modelo de demanda. Para ello se pueden aplicar diferentes procedimientos. Puede encontrarse un resumen de las diferentes metodologías en Kakhki et al. (2010). En dicho resumen se evalúan los distintos enfoques llegando a la conclusión de que el procedimiento desarrollado por Deaton y Muellbauer (1980) es uno de los que mejor comportamiento ofrece. Estos autores asumen preferencias no homotéticas para cada grupo de hogares, lo que es fundamental para poder hacer comparaciones a lo largo del espacio. En el Anexo I se explica detalladamente la formulación del modelo con todas sus propiedades económico-matemáticas. En todo caso, el lector puede profundizar en la metodología en el trabajo original de Deaton y Muellbauer (1980) o en diversas aplicaciones que los autores de este trabajo hemos realizado para la economía española (1).

De modo sintético e intuitivo, el procedimiento consiste en definir primero una función de gasto consistente con la teoría microeconómica que refleje el gasto mínimo necesario para alcanzar un nivel de utilidad dado a partir de unos precios concretos para un conjunto de productos. Fijando un nivel de utilidad y operando en la función de gasto podemos llegar a un sistema de ecuaciones que forman el modelo de demanda cuasi ideal. Este sistema de ecuaciones ha sido construido a partir de las participaciones de cada bien en el presupuesto total. Usando los microdatos de las encuestas de presupuestos familiares de las que disponen muchos países, podemos disponer de la información necesaria para proceder a su estimación. Una vez que tenemos estimado el modelo de demanda cuasi ideal es posible extraer el valor de una función de coste para unos precios concretos diferentes en cada región y para cada periodo.

Es decir, se trata de disponer de una función de costes c para unos vectores de precios concretos \overline{p}_h y \overline{p}_r medianos de cada región en los periodos h y r, respectivamente; u es el nivel de utilidad que fijamos igual para ambos periodos. Sobre ello es fácil llegar a una expresión como:

$$iCV_{hr} = \frac{c(\overline{p}_h, u)}{c(\overline{p}_r, u)}$$

donde obtenemos finalmente un índice de coste de vida (iCV) entre h y r.

La aplicación del procedimiento descrito de modo intuitivo se enfrenta siempre a las limitaciones de información estadística que puedan existir en cada país. En el caso de España, como en otros muchos países, la información limita claramente la potencialidad del análisis.

La base de datos que permite obtener información de la estructura de gastos por hogares es la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF). Esta encuesta ofrece una extraordinaria información en cuanto a número de familias observadas: 21.790 familias repartidas por la geografía española. La encuesta se repite anualmente y respeta la misma metodología, disponiendo de información comparable desde 2006 a 2011. Esto la convierte en una fuente de datos de extraordinario valor. Sin embargo, está limitada en un aspecto importante: en la mayoría de los casos la información disponible es de gasto realizado pero no de la cantidad consumida. El procedimiento de estimación de Deaton y Muellbauer (1980) requiere disponer de información de gasto y cantidad, a partir de lo que se puede deducir la información relativa a los precios. Esta información no está disponible para la mayor parte de los productos salvo para el grupo de los productos de alimentación, donde la EPF sí ofrece datos de gasto y cantidad.

El análisis debe quedar restringido, por una limitación de información, a los consumos de alimentación, que podemos agrupar en diez tipos de productos: 1) Pan y cereales, 2) Cárnicos, 3) Pescado, 4) Leche, queso y huevos, 5) Aceite, 6) Frutas, 7) Verduras, 8) Azúcar, 9) Café, té y cacao y 10) Agua mineral y refrescos.

Aunque esta limitación es importante, es cierto que cerca del 25 por 100 del consumo familiar corresponde a los bienes de alimentación enumerados en el párrafo anterior. Esto implica que aunque un índice de coste de vida estimado a partir de estos datos deba tomarse con cautela, puede ser considerado como un adecuado indicador del *verdadero* coste de vida (2).

Un segundo problema adicional derivado de los datos disponibles en España es la existencia de muchos hogares que no realizan ningún gasto en alguno de los diez grupos de bienes antes indicados. Como consecuencia, los precios no podrán ser calculados para ese hogar. Para evitar este problema en esos casos el precio será sustituido por una media de los precios de la región y distinguiendo por tamaño de municipio según el procedimiento que aplicaron trabajos previos que se encontraron con el mismo problema en sus datos, como Dong et al. (2004) y Atuesta y Paredes (2012). Del mismo modo, en la EPF también existen hogares que reportan consumo de gasto pero no de cantidad, por lo que no se pueden calcular los precios unitarios. Aunque estos hogares no representen datos censurados, ya que, efectivamente, consumen ese bien, se procede de la misma forma que con los hogares con datos censurados y se sustituye el precio por el precio medio calculado por el procedimiento explicado. La ausencia de consumos en muchos hogares de la encuesta podría hacer que se sesgaran las estimaciones de los parámetros. Para evitar este posible sesgo de las estimaciones aplicaremos una estimación con datos censurados. Esto implica hacer la estimación en dos etapas, siguiendo a Shonkwiler y Yen (1999) y a Heien y Wessells (1990). Este procedimiento de estimación se explica ampliamente en el Anexo II.

IV. RESULTADOS: ESTIMACIÓN DEL MODELO DE DEMANDA CUASI IDEAL Y OBTENCIÓN DEL COSTE DE VIDA ESPACIO-TEMPORAL PARA LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS

Se ha aplicado el análisis en dos etapas a los datos de la EPF desde 2006 a 2011. En la primera etapa se ha estimado un modelo PROBIT donde la variable dependiente toma el valor 1 si el hogar consume el bien, y el valor 0 en caso contrario. Las variables explicativas utilizadas han sido: el logaritmo del gasto del hogar, el intervalo de ingresos del hogar, el nivel de estudios del sustentador principal, la edad, el sexo, el estado civil, el número de ocupados en el hogar, el tamaño del hogar, variables dicotómicas de las diecisiete comunidades autónomas y variables dicotómicas de tamaño de municipio.

Los resultados del modelo PROBIT del primer paso de la metodología propuesta en la sección anterior no son presentados en este trabajo por razones de extensión (3). Los parámetros estimados son significativos en todos los casos al 1 por 100, y también lo son al mismo nivel las variables regionales, con alguna excepción puntual que lo es al 5 por 100.

De estas estimaciones previas se extraen las funciones Φ y ϕ incorporadas al modelo de demanda cuasi ideal estimado en la segunda etapa. Los parámetros de este modelo se han obtenido mediante el procedimiento NLSUR (*Nonlinear Seemingly Unrelated Regression*), que estima el sistema aplicando FGNLS (*Feasible Generalized Nonlinear Least Squares*). Estos parámetros tampoco son incluidos en este artículo, pero sí el resultado final del gasto necesario para alcanzar un nivel de utilidad común. Como nivel de utilidad común se ha fijado el alcanzado en cada comunidad autónoma en 2011 (cuadro n.º 2).

Como se puede apreciar, existen cambios importantes en los niveles de gasto necesario para alcanzar la utilidad común que se ha propuesto como referencia. Para poder apreciar de modo más claro estas diferencias nos fijaremos en la última columna del cuadro n.º 2, que traduce los datos de las dos primeras columnas en forma de un índice de coste de vida donde se toma la utilidad de cada comunidad autónoma en 2011 como nivel de utilidad de referencia: valores superiores a 1 indican que se necesita hacer un desembolso inferior en 2006 al necesario en 2011 para alcanzar la utilidad fijada; valores inferiores significan lo contrario.

Observando los resultados obtenidos en el cuadro n.º 2 obtenemos varias conclusiones relevantes, algunas de ellas muy importantes para comprender cómo afectan las variaciones espaciales en el coste de vida a una más certera estimación de la incidencia de la pobreza en España y sus regiones.

CUADRO N.º 2

COSTE DE VIDA ESPACIAL PARA LAS DIECISIETE COMUNIDADES AUTÓNOMAS, EN EUROS, USANDO EL NIVEL DE UTILIDAD DE CADA COMUNIDAD AUTÓNOMA EN 2011 (2006-2011)

| | 2006 | 2011 | iCV |
|----------------------|----------|----------|------|
| Andalucía | 2.841,60 | 3.515,34 | 1,24 |
| Aragón | 2.780,75 | 3.467,11 | 1,24 |
| Asturias | 2.569,80 | 3.282,45 | 1,28 |
| Baleares | 2.742,42 | 3.142,48 | 1,15 |
| Canarias | 2.442,58 | 3.087,62 | 1,26 |
| Cantabria | 2.587,12 | 3.157,44 | 1,22 |
| Castilla y León | 2.707,68 | 3.342,28 | 1,23 |
| Castilla-La Mancha . | 2.762,99 | 3.285,85 | 1,19 |
| Cataluña | 2.650,65 | 3.594,00 | 1,35 |
| Com. Valenciana | 2.841,90 | 3.208,50 | 1,12 |
| Extremadura | 2.509,29 | 3.027,66 | 1,21 |
| Galicia | 2.797,95 | 3.651,23 | 1,30 |
| Madrid | 2.675,89 | 3.330,04 | 1,24 |
| Murcia | 2.927,18 | 3.500,07 | 1,19 |
| Navarra | 2.982,75 | 3.862,60 | 1,29 |
| País Vasco | 3.043,03 | 3.964,00 | 1,30 |
| Rioja, La | 2.871,25 | 3.373,65 | 1,17 |

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF.

Puede observarse, en primer lugar, que existe un comportamiento de incremento de los niveles de gasto necesario para alcanzar una utilidad constante a lo largo del tiempo. Estamos hablando de un incremento medio del gasto para mantener una misma utilidad de aproximadamente el 20 por 100 entre 2006 y 2011, y que en algunas regiones se sitúa en torno al 30 por 100. Esta es una realidad muy diferente a la que se deduce del IPC, que refleja crecimientos moderados de los precios en el mismo periodo. Lo que estos resultados constatan es que tras el inicio de la crisis hemos asistido a un relevante aumento de los costes de vida que se traduce necesariamente, en contextos de reducción de rentas como el que vivimos en este periodo, en reducciones del poder adquisitivo muy significativas.

El segundo aspecto que se puede observar es que estos incrementos no son homogéneos en el espacio. Algunas regiones presentan aumentos significativamente superiores a la media. En la búsqueda de un patrón encontramos que las regiones de mayor renta per cápita, que coinciden en el mapa con las situadas en el noreste peninsular (el llamado Eje del Ebro), son las que mayores incrementos en el coste de vida experimentan. Así pues, Cataluña, País Vasco y Navarra, que arrancan en 2006 con niveles muy próximos a la media nacional, ven cómo los incrementos en su coste de vida crecen de modo más acelerado a la media nacional (4).

Es evidente que este comportamiento de tan marcado crecimiento de los costes de vida y las apreciables diferencias regionales tendrá un efecto relevante en los niveles de pobreza. La extensión del análisis para abarcar este aspecto es el objetivo del siguiente apartado.

V. REVISIÓN DEL MAPA DE LA INCIDENCIA DE LA POBREZA EN ESPAÑA A PARTIR DE UN COSTE DE VIDA CUASI IDEAL Y ESPACIO-TEMPORAL

Una vez que hemos calculado un coste de vida cuasi ideal y espacio-temporal podemos revisar cómo al ajustar las líneas de la pobreza por este coste de vida se modifican las conclusiones. El va mencionado trabajo de Herrero et al. (2013) es una extraordinaria referencia dado que ha sido elaborado muy recientemente, tiene un enfoque espacial por comunidades autónomas y se han utilizado los criterios estándar en la literatura para calcular la incidencia de la pobreza. Nuestra intención es, por lo tanto, reproducir el cuadro n.º 1 aplicando nuestro índice de coste de vida en vez del IPC. Esto nos permitirá tener una referencia exacta con la que comparar nuestros resultados y comprobar cómo de relevante llega a ser el considerar diferentes costes de vida en el análisis espacial de la incidencia de la pobreza.

Herrero et al. (2013) toman la referencia de las líneas de pobreza de 2006 a las que les aplican el IPC de 2011 para tener los datos en euros constantes de 2011. Sin embargo, el hecho de que en la elaboración del IPC se use una cesta fija hace que este modo de deflactar no asegure la comparabilidad a lo largo del tiempo, ya que las preferencias de los consumidores han podido cambiar a lo largo del periodo de estudio. En el cuadro n.º 3 mostramos el resultado de aplicar a las líneas de pobreza de 2006 el iCV con base en 2011 para cada comunidad autónoma, en vez del IPC. Dicho iCV se calcula a partir de los resultados mostrados en el cuadro número 2.

Como puede verse, la línea de la pobreza en las comunidades de mayor coste de vida, como Cataluña, Navarra, País Vasco o Madrid, es mucho más elevada que en comunidades de bajos costes de vida, como Extremadura, Castilla-La Mancha, Castilla y León o Andalucía, donde la línea de la pobreza desciende significativamente. Cuando tomamos esta referencia comparable en tiempo y en espacio y aplicamos esta nueva línea de pobreza la tasa de

CUADRO N.º 3

LÍNEA DE LA POBREZA EN CADA COMUNIDAD AUTÓNOMA CALCULADA PARA 2006 DEFLACTADA EN TIEMPO Y ESPACIO POR EL ICV (*)

| | 2006 |
|--------------------|-----------|
| Andalucía | 9.873,37 |
| Aragón | 10.599,05 |
| Asturias | 10.112,34 |
| Baleares | 11.244,36 |
| Canarias | 9.975,37 |
| Cantabria | 10.518,02 |
| Castilla y León | 10.027,63 |
| Castilla-La Mancha | 8.632,13 |
| Cataluña | 13.549,05 |
| Com. Valenciana | 9.881,81 |
| Extremadura | 7.874,44 |
| Galicia | 10.292,66 |
| Madrid | 12.927,61 |
| Murcia | 9.407,00 |
| Navarra | 13.187,05 |
| País Vasco | 13.197,98 |
| Rioja, La | 9.151,77 |

Nota: (*) Línea de la pobreza de 2006 ajustada por utilidades de 2011 de cada comunidad autónoma.

Fuente: Elaboración propia

incidencia de la pobreza cambia significativamente. Los resultados completos aparecen recogidos en el cuadro n.º 4.

El resultado tras aplicar el coste de vida espaciotemporal muestra que los niveles de pobreza en España son mucho mayores de lo que arrojaban los resultados con un índice de precios estándar (IPC). Todas las regiones aumentan su tasa de incidencia de la pobreza, situándose en la mayor parte de los casos por encima del 25 por 100 y en muchos por encima del 25 por 100. Este es un resultado esperable dado que los incrementos de coste de vida que hemos estimado eran significativamente mayores que los que refleja el IPC.

Por otra parte, ahora podemos observar los diferentes comportamientos espaciales. Las regiones con costes de vida más altos son las que experimentan el aumento más fuerte, que puede ser en algunas ocasiones cerca de diez puntos porcentuales respecto al valor de incidencia de la pobreza que tomaban con el IPC. Esto ocurre en casos como Cataluña, País Vasco o Navarra.

En el gráfico 1 se presentan las diferencias que se pueden observar entre la metodología estándar y la que aplicamos en este trabajo.

CUADRO N.º 4

PORCENTAJE DE HOGARES POBRES, POR DEBAJO DEL 60 POR 100 DE LA MEDIANA EN EL GASTO DE LOS HOGARES EN 2006, EN ESPAÑA Y SUS COMUNIDADES AUTÓNOMAS USANDO EL ICV (*)

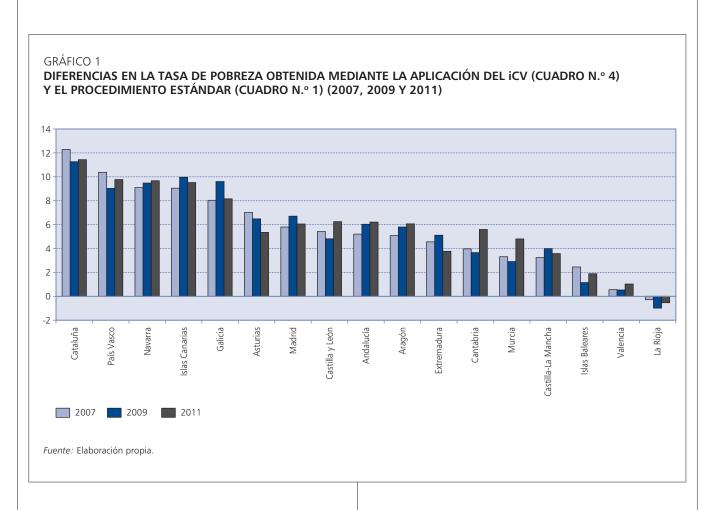
| | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Andalucía | 31,25 | 23,70 | 21,68 | 24,23 | 25,60 | 27,51 |
| Aragón | 26,86 | 20,98 | 16,32 | 21,10 | 22,99 | 24,36 |
| Asturias | 29,38 | 25,31 | 18,46 | 18,08 | 16,56 | 20,35 |
| Baleares | 23,84 | 15,35 | 17,49 | 27,05 | 26,93 | 29,49 |
| Canarias | 30,94 | 27,55 | 25,50 | 34,16 | 36,90 | 39,32 |
| Cantabria | 32,49 | 22,67 | 21,05 | 19,76 | 21,15 | 20,79 |
| Castilla y León | 29,79 | 25,62 | 20,49 | 21,51 | 24,47 | 22,25 |
| Castilla- | | | | | | |
| La Mancha | 25,74 | 19,04 | 18,60 | 20,89 | 20,09 | 18,88 |
| Cataluña | 35,22 | 31,69 | 27,96 | 31,46 | 33,67 | 33,03 |
| Com. Valenciana | 24,37 | 18,56 | 19,47 | 22,13 | 24,18 | 27,63 |
| Extremadura | 28,58 | 21,76 | 18,24 | 21,61 | 21,86 | 17,67 |
| Galicia | 31,39 | 25,74 | 24,14 | 26,90 | 25,72 | 25,16 |
| Madrid | 28,75 | 24,80 | 23,23 | 25,61 | 25,67 | 25,65 |
| Murcia | 23,36 | 18,01 | 22,10 | 26,31 | 28,43 | 27,60 |
| Navarra | 29,88 | 25,20 | 21,65 | 25,58 | 25,87 | 25,77 |
| País Vasco | 27,32 | 23,78 | 21,98 | 22,03 | 20,32 | 20,37 |
| Rioja, La | 19,78 | 18,11 | 13,80 | 13,81 | 15,81 | 14,86 |

Nota: (*) Hogares ajustados por unidades de consumo y con euros de 2011 según el iCV (2006-2011).

Fuente: Elaboración propia.

Si trasladamos estos resultados a un mapa comprobaremos que se dibuja un mapa de la pobreza muy diferente al que se obtiene de la mera aplicación de los criterios de incidencia de la pobreza por regiones. La incidencia regional de la pobreza bajo el enfoque estándar o habitual es especialmente alta en la Comunidad Valenciana, Murcia, Canarias y Baleares. En el resto, las diferencias espaciales son moderadas. No identificamos patrones dado que, por ejemplo, una de las regiones más ricas, el País Vasco, y la más pobre, Extremadura, presentan simultáneamente los niveles de pobreza más reducidos.

Sin embargo el mapa de la incidencia de la pobreza usando el enfoque que tiene en cuenta los costes de vida reales de cada región y las posibilidades de intercambio en la cesta de bienes es muy diferente. En general aumenta la pobreza en todo el país. Destacan por mayores niveles de pobreza las comunidades autónomas de la costa mediterránea, de Cataluña a Andalucía pasando por la Comunidad Valenciana y Murcia, más Canarias y Baleares. Es también elevada, aunque en menor medida, en Navarra, Madrid, Aragón, Cantabria y Galicia. En La Rioja y Extremadura encontramos incidencias de la pobreza más bajas en términos relativos. El resto queda en una situación intermedia.

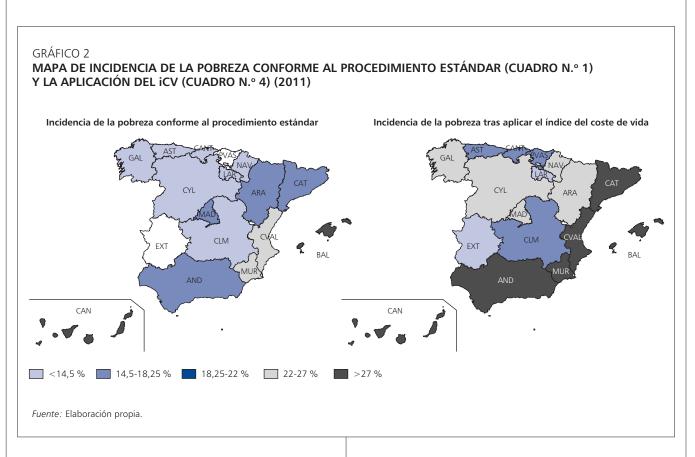


Es decir, comprobamos que las diferencias en los costes de vida a lo largo del espacio tienen una incidencia relevante en los niveles de pobreza. Las regiones de renta más alta son las que mayor incidencia de la pobreza presentan cuando esta se ajusta por el coste de vida. Observamos igualmente una incidencia de la pobreza mayor en las regiones más turísticas frente a las de interior, con menor impacto del turismo, sobre los costes de vida y en consecuencia sobre la incidencia de la pobreza.

Estos resultados son coherentes con los obtenidos en otros países con metodologías similares. Tanto los mayores niveles de renta como una mayor presencia de actividades turísticas conducen a costes de vida más altos, lo que se traduce en nuestro análisis en niveles de incidencia de la pobreza superiores. Las regiones más pobres o con menor presencia de turismo soportan costes de vida más reducidos, lo que hace que comparativamente la incidencia de la pobreza en ellas sea más baja. Es decir, con rentas más bajas se pueden mantener ciertos consumos mínimos que son imposibles en

las regiones más ricas o turísticas dado el coste de vida existente.

Las conclusiones que se alcanzan con este análisis centrado en el coste de vida no son contradictorias con las obtenidas por Herrero et al. (2013) o Pérez (2013). Nuestra mirada al fenómeno de la pobreza está muy centrada en cómo puede verse afectada la incidencia de la pobreza por el coste de vida pero es complementaria a la que estos autores y otros plantean. Desde perspectivas más multidimensionales, se propone un modo diferente de actualizar precios al estándar usado en Herrero et al. (2013) y gracias a ello se aprecian cambios que hacen más comprensibles las dinámicas espaciales. Respecto a Pérez (2013), se aporta la idea de que no solo es importante el nivel de empleo sino que incluso ante niveles de empleo superiores podemos encontrar tasas de incidencia de la pobreza superiores si tenemos en cuenta cómo actúan simultáneamente las reducciones salariales y los incrementos de precios en algunas regiones.



VI. RESUMEN Y RECOMENDACIONES DE POLÍTICA ECONÓMICA

La profundidad y continuidad de la crisis de la economía española ha ampliado los niveles de pobreza en nuestro país. Las tasas de incidencia de la pobreza han aumentado de modo relevante en el conjunto nacional así como en prácticamente todas las regiones. Sin embargo, los estudios realizados hasta la fecha muestran diferentes comportamientos regionales: en algunos casos estos aumentos han sido muy significativos mientras que otras regiones han logrado controlar o incluso reducir la proporción de la población que puede considerarse como pobre. Estamos, por lo tanto, ante un problema que tiene una clara dimensión espacial en la medida en que la incidencia por regiones del mismo no es uniforme.

Los análisis que habitualmente se han realizado de incidencia de la pobreza en las regiones españolas no tienen plenamente en cuenta la relevancia del espacio. Se asume que los niveles de vida y los patrones de consumo son estables en todo el territorio nacional. La realidad, sin embargo, es muy diferente: existen fuertes diferencias en niveles de vida y cambios relevantes en la cesta de la compra

entre unas regiones y otras. La estimación de índices de precios espacio-temporales permite identificar los cambios que se producen en el coste de vida entre distintas regiones. Este tipo de trabajos se basan en la estimación de sistemas de demanda cuasi ideales que asumen un nivel de utilidad de referencia y permiten estimar el coste que hay que soportar en las distintas regiones para alcanzar dicho nivel de utilidad. Esta perspectiva, mucho más coherente con la realidad y con la teoría microeconómica, nos posibilita identificar cómo se altera la incidencia de la pobreza por regiones en función de los distintos costes de vida.

Se ha aplicado un análisis de este tipo a la economía española. Primero se han identificado los niveles de pobreza conforme a un procedimiento estándar. Después se ha estimado un modelo de demanda cuasi ideal aprovechando la información de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. Dicha información no es completa y el índice de coste de vida estimable está limitado a los bienes de alimentación. Con todo creemos que este índice es más preciso en la evaluación de los efectos espaciales sobre el coste de vida que la utilización del IPC que se construye con canastas fijas en el espacio. Una vez que disponemos de este índice revisamos

la incidencia de la pobreza y su evolución espaciotemporal.

Los resultados muestran en primer lugar que la incidencia de la pobreza crece en toda España de modo más intenso que el que reflejan los análisis estándar. Muchas familias que no eran consideradas pobres en los enfoques estándar pasan a serlo si revisamos la línea de la pobreza por los costes de vida reales que se soportan en España.

En segundo lugar, y desde una perspectiva espacial, apreciamos cómo las regiones que más claramente ven crecer su incidencia de la pobreza son las más urbanizadas, de más alta renta per cápita y/o con mayor especialización turística. Estas son las regiones que tienen costes de vida más elevados, lo que hace que las líneas de pobreza se desplacen al alza. La consecuencia es que el mapa de la pobreza cambia. En nuestro estudio hemos comprobado que las regiones del Levante español, especialmente Cataluña, ven crecer su incidencia de la pobreza al aplicar el ajuste por el coste de vida. También ocurre en Navarra al ser una región de muy elevada renta per cápita. Es decir, la España de mayor renta y desarrollo, el noreste peninsular, es también, de modo paradójico, la España que mayor incidencia de la pobreza soporta según nuestros resultados.

Conviene tener en cuenta este fenómeno en el diseño de políticas sociales y de amparo o prevención de la pobreza. Este es un resultado coincidente con otros similares obtenidos para otros países donde se observa que los lugares donde se concentra la riqueza son también los que producen una elevación de la incidencia de la pobreza polarizando mucho más las sociedades. Este artículo sirve también para constatar una infravaloración de la incidencia de la pobreza en una amplia porción de la geografía española. Lamentablemente nuestro país se enfrenta a tasas de pobreza mayores de las que muestran las cifras, dado que los aumentos en el coste de vida combinados con la reducción de ingresos han provocado caer en tal situación a un porcentaje de familias superior al 25 por 100 en muchos lugares. La pobreza en comunidades como Cataluña, Baleares o Canarias ha alcanzado niveles que son difícilmente sostenibles.

NOTAS

- (1) Véanse Lasarte et al. (2012) y Lasarte et al. (2013).
- (2) El presente índice de coste de vida es un estudio limitado solo a productos de alimentación, lo que implica que debe tomarse con cau-

tela. En todo caso, las pautas de comportamiento tan similares entre el nivel de precios general y el de los bienes de alimentación sugieren que los resultados no van a ser severamente condicionados por esta elección. Así, la tasa de variación del IPC general en España entre 2006 y 2011 había sido del 12 por 100 aproximadamente, mientras que en ese mismo periodo los precios de los productos alimenticios se habían incrementado en alrededor del 10 por 100.

- (3) El lector puede pedir las tablas de resultados detallados así como los códigos de estimación con STATA a los autores.
- (4) Se podría pensar que las comunidades autónomas con renta per cápita más elevada en 2011 también han sido las que mejor están sorteando la crisis económica, por lo que puede ocurrir que los individuos, en media, en estas regiones no hayan «rebajado» sus preferencias tan intensamente hacia patrones más austeros como en comunidades autónomas donde los resultados económicos (por ejemplo, la tasa de paro) están siendo peores. Para asegurar que este aspecto no ocurre sesgando los resultados hemos hecho la estimación tanto con la utilidad de 2011 como con la de 2006, antes y después de la crisis. Los resultados apenas se modifican, lo que implica que este proceso no está ocurriendo.

BIBLIOGRAFÍA

- ALBEROLA, E., y MARQUÉS, J.M. (2001), «On the evolution of relative prices and its nature at a regional level: the case of Spain», *Journal of Regional Science*, 41(3): 451-474.
- ATUESTA, L., y PAREDES, D. (2011), «A Spatial Cost of Living Index for Colombia using a Microeconomic Approach and Censored Data», *Applied Economic Letters*, 19(18): 1799-1805.
- AYALA, L. (2013), «Crisis económica y distribución de la Renta: una perspectiva comparada», Papeles de Economía Española, 135.
- DEATON, A., y MUELLBAUER, J. (1980), «An Almost Ideal Demand System», The American Economic Review, 70(3): 312-326.
- DESAI, A.V. (1969), «A Spatial Index of Cost of Living», *Economic and Political Weekly*, 4(27): 1079-1081.
- Dong, D.; Gould, B.W., y Kaiser, H.M. (2004), «Food demand in Mexico: an application of the Anemiya-Tobin approach to the estimation of a censored food system», *American Journal of Agricultural Economics*, 86(4): 1094-1107.
- García-Serrano, C., y Arranz, J.M. (2013), «Crisis económica y desigualdad salarial», Papeles de Economía Española, 135.
- GARRIDO-YSERTE, R.; MAÑAS-ALCÓN, E., y GALLO-RIVERA, M.T. (2012), «Housing and cost of living: application to the Spanish regions», *Journal of Housing Economics*, 21(3): 246-255.
- HEIEN, D., y WESSELLS, R. (1990), «Demand systems estimation with microdata: a censored regression approach», *Journal of Business and Economic Statistics*, 8(3): 365-371.
- Herrero, C.; Soler, A., y VILLAR, A. (2013), La pobreza en España y sus Comunidades Autónomas: 2006-2011, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- INE (2012), Estudio descriptivo de la pobreza en España, Instituto Nacional de Estadística.
- KAKHKI, M.D.; SHAHNOUSHI, N., y REZAPOUR, F. (2010), «An experimental comparison between demand systems of major food groups in urban economics», *American Journal of Applied Sciences*, 7(8): 1164-1167.
- KONUS, A.A. (1939), «The Problem of the True Index of the Cost of Living», *Econometrica*, 7(1): 10-29.

- LASARTE, E.; RUBIERA, F., y PAREDES, D. (2013), «City Size and Household Food Consumption: An application of the AIDS model to food demand elasticities in Spain». *Documento de Trabajo*, número 706/2013, Fundación de las Cajas de Ahorros.
- NACIONES UNIDAS (2010), *Informe sobre el desarrollo humano*, Servicio de Publicaciones de Naciones Unidas.
- Nelson, F. (1991), «An Interstate Cost-of-Living Index», Educational Evaluation and Policy Analysis, 13(1): 103-111.
- Paredes, D., e ITurra, V. (2013), «Substitution Bias and the Construction of a Spatial Cost of Living Index», *Papers in Regional Science*, 42(1): 103-117.
- PÉREZ, J. (2013), «Crisis económica y territorio: El impacto de la crisis sobre la desigualdad de rentas en las distintas regiones españolas», PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA, 135.
- SHONKWILLER, J.S., y YEN, S.T. (1999), «Two-Step Estimation of a Censored System of Equations», *American Journal of Agricultural Economics*, 81(4): 972-982.
- TIMMINS, C. (2006), «Estimating Spatial Differences in the Brazilian Cost of Living with Household Location Choices», *Journal of Development Economics*, 80: 59-83.

ANEXO I

PROCEDIMIENTO PARA LA ESTIMACIÓN DEL COSTE DE VIDA ESPACIO-TEMPORAL A PARTIR DE UN MODELO DE DEMANDA CUASI IDEAL

Como se indicaba en la sección III, el procedimiento para hacer una estimación del coste de vida espacio-temporal parte de la estimación de un modelo de demanda.

El primer paso del procedimiento es definir una función de gasto. Aplicamos una expresión funcional tipo PIGLOG que es consistente con la teoría microeconómica y que refleja el mínimo gasto necesario para alcanzar un nivel de utilidad dado a partir de unos precios concretos para un conjunto de *n* productos:

$$\log c(p,u) = (1-u)\log(a(p)) + u\log(b(p))$$
[1.1]

En esta expresión c es la función de gasto, p el vector de precios y u el nivel de utilidad. Normalmente u se asume que puede tomar valores entre 0 (nivel de subsistencia) y 1 (que se toma como techo de utilidad). Por lo tanto, $\log(a(p))$ y $\log(b(p))$ pueden ser considerados los costes de subsistencia y opulencia, respectivamente. Sus formas funcionales concretas son:

$$\log(a(p)) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \log p_i + 1/2 \sum_{j=1}^{n} \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_i \log p_j$$
 [1.2]

$$\log(b(p)) = \log(a(p)) + \beta_0 \prod_{i} p_i^{\beta_i}$$
 [1.3]

donde el subíndice i (j) denota los productos que se incluyen en el sistema de demanda.

Sustituyendo [I.2] y [I.3] en la función de costes original [I.1] tenemos la expresión completa de la función de costes:

$$\log c(p,u) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \log p_i + 1/2 \sum_{j=1}^{n} \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_i \log p_j + u\beta_0 \prod_{i} p_i^{\beta_i}$$
 [1.4]

Mediante la aplicación del lema de Shepard, las derivadas de los precios son iguales a las cantidades demandadas, y multiplicando en ambos lados de la ecuación [I.5] por $p_i/c(u,p)$ llegamos a:

$$\frac{\partial \log(c(p,u))}{\partial \log p_i} = \frac{p_i q_i}{c(p,u)} = w_i$$
 [1.5]

donde w_i es la participación del bien i en el presupuesto total:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_j p_i^{\beta_i}$$
 [I.6]

Para llegar a un sistema de ecuaciones estimables desde estas expresiones, aplicamos la propuesta de Nelson (2010) de sustituir u por una función de parámetros en la ecuación [1.4]:

$$u = \frac{\log c(u,p) - \alpha_0 - \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \log p_i - 1/2 \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_i \log p_j}{\beta_0 \prod_{i} p_i^{\beta_i}}$$
[1.7]

de modo que sustituyendo u en [1.6] obtenemos la nueva expresión de participaciones en los gastos:

$$w_{i} = \alpha_{i} + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_{j} + \beta_{i} (\log c(p, u) - \alpha_{0} - \sum_{j=1}^{n} \alpha_{i} \log p_{i} - 1/2 \sum_{j=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_{i} \log p_{j})$$
[I.8]

Estas participaciones en el gasto están determinadas por unos precios y una función de gasto con un conjunto de parámetros que son estimables y son los que constituyen el sistema de demanda cuasi ideal que se expresa como:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \{x/P\}$$
 [1.9]

donde α , β y γ son los parámetros que podemos estimar, x es el total de gasto en el grupo de productos y P es un índice de precios que se define como:

$$\log P = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n} \alpha_j \log p_j + 1/2 + \sum_{j=1}^{n} + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_i \log p_j$$
 [1.10]

Esta formulación de P es un índice de precios TRANSLOG sugerido por Deaton y Muellbauer (1980).

Los parámetros incluidos en el modelo de demanda cuasi ideal deben satisfacer una serie de restricciones matemático-económicas:

1) Aditividad, lo que implica que la suma de los gastos individuales sea igual a los gastos totales:

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_{i} = 1, \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} = 0, \sum_{i=1}^{n} \beta_{i} = 0$$
[I.11]

2) Homogeneidad de grado cero en precios y gasto total, lo que significa que si los precios y el gasto total se incrementan en la misma cantidad, la demanda no debe experimentar variaciones:

$$\sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} = 0 \tag{I.12}$$

Finalmente, 3) el gasto total debe verificar la simetría de Slutsky, que implica que la derivada del bien i con respecto al bien j es igual a la derivada del bien j con respecto al bien i:

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \tag{I.13}$$

Los parámetros β y γ adquieren, bajo estas condiciones, una interpretación económica muy clara. El parámetro γ_{ij} mide el efecto de cambios relativos en los precios: cómo varía el gasto en el producto i cuando se incrementa en una unidad el precio del producto j manteniendo (x/P) constante. Los cambios en el gasto real operan a través del coeficiente β_i , que tomará valores positivos para bienes de lujo y negativos para bienes necesarios (para mayor detalle véase Deaton y Muellbauer, 1980).

Una vez que tenemos estimado el modelo de demanda cuasi ideal que recoge la expresión [I.10] podemos extraer el valor de la función de coste c para unos vectores de precios concretos $\overline{p_h}$ y $\overline{p_r}$ medianos de cada comunidad autónoma en los periodos h y r, respectivamente; u es el nivel de utilidad que fijamos igual para ambos periodos.

Sobre ello es fácil llegar a una expresión como [I.14], donde obtenemos finalmente un índice de coste de vida cuasi ideal (iCV) entre h y r:

$$iCV_{hr} = \frac{c(\overline{p}_h, u)}{c(\overline{p}_r, u)}$$
 [1.14]

ANEXO II

APLICACIÓN AL CASO ESPAÑOL: PLANTEAMIENTO ECONOMÉTRICO Y RESTRICCIONES DE LOS DATOS DISPONIBLES

Tal y como se indicaba en la sección III, la base de datos utilizada, la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF), plantea el problema de la existencia de muchos hogares que no realizan ningún gasto en alguno de los diez grupos de bienes antes indicados. Como consecuencia, los precios no podrán ser calculados para ese hogar. Para evitar este problema en esos casos se ha utilizado un procedimiento estándar, aplicado por autores como Dong et al. (2004) y Atuesta y Paredes (2012), consistente en sustituir el precio inexistente por una media de los precios de la región y distinguiendo por tamaño de municipio.

Del mismo modo, en la EPF también existen hogares que reportan consumo de gasto pero no de cantidad, por lo que no se pueden calcular los precios unitarios. Aunque estos hogares no representen datos censurados, ya que, efectivamente, consumen ese bien, se procede de la misma forma que con los hogares con datos censurados y se sustituye el precio por el precio medio calculado por el procedimiento explicado previamente. La ausencia de consumos en muchos hogares de la encuesta podría hacer que se sesgaran las estimaciones de los parámetros. Para evitar este posible sesgo de las estimaciones aplicaremos una estimación con datos censurados. Esto implica hacer la estimación en dos etapas, siguiendo a Shonkwiler y Yen (1999) y a Heien y Wessells (1990). En la primera etapa estimamos una regresión PROBIT con una variable dependiente que toma el valor 1 si se hace el consumo y 0 en caso contrario. Este PROBIT determina la probabilidad de que un determinado hogar consuma un determinado producto que queda reflejado en la función de distribución (Φ) y en la función de densidad (Φ). La segunda etapa de la estimación incluye la función $\Phi(x)$ como un escalar en la ecuación de gastos del modelo de demanda cuasi ideal mientras que la función de densidad $\Phi(x)$ se incluye como variable adicional. En la medida en que nuestro interés se centra especialmente en el aspecto espacial, incorporamos a nuestro modelo particular de estimación un factor espacial.

La estimación real para el caso español se concreta finalmente en la ecuación:

$$w_i = \Phi(x) \left[\alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{i,j} \log p_j + \beta_i \log \{x/P\} \right] + \sum_k c_k R_k + \delta \Phi(x)$$
 [II.1]

donde R_k es una variable dicotómica para las diecisiete comunidades autónomas españolas que representa la heterogeneidad espacial no observable, c_k es un parámetro asociado a esta variable dicotómica R_k , y δ un parámetro extra asociado a la función de densidad.

El conjunto de nueve ecuaciones como [II.1], para los 10-1 productos de alimentación para los que se dispone de información en la EPF, conforman el sistema de demanda cuasi ideal concreto para la economía española. Los parámetros obtenidos en esta estimación permiten deducir el iCV propuesto en la ecuación [I.14].