

IMPACTO DEL GASTO PÚBLICO EN EDUCACIÓN SUPERIOR SOBRE LA POBREZA.

Resumen: El presente artículo tiene dos objetivos: la medición de la pobreza desde una perspectiva multidimensional y el análisis del impacto del gasto público en educación en la pobreza. Para ello proponemos la creación de un índice multidimensional para la estimación de la pobreza en España, que mida tanto los aspectos relativos a privación de bienes materiales como los de insuficiencia de renta. Este índice se calcula con los microdatos de la Cuesta de Condiciones de Vida (INE 2006) y se relaciona con el nivel de educación que han recibido los individuos, al objeto de analizar el impacto de este gasto público en la pobreza. Ambas cuestiones se estudian desde una perspectiva estática y dinámica, analizando la evolución de la pobreza a lo largo de un período de tiempo de tres años y la relación de la transmisión intergeneracional de la pobreza con la educación.

Palabras clave: pobreza, índices multidimensionales, gasto público en educación superior.

Área de Investigación: I32, I28.

Autores: Laura de Pablos Escobar, María Gil Izquierdo, María Martínez Torres
Universidad Complutense de Madrid, Universidad Autónoma de Madrid
Pabellón Sexto, Campus de Somosaguas, 28223 Pozuelo de Alarcón, Madrid.

Teléfono : 91 394 30 20

Fax: 91 394 24 31

Email: lpablos@ccee.ucm.es, maria.gil@uam.es, mmtorres@ccee.ucm.es.

I. Introducción

Desde el planteamiento clásico de Sen (1970) se puede entender el bienestar de un individuo considerando su calidad de su vida. Esta calidad de vida se comprende como un conjunto de *funcionamientos* interrelacionados, consistentes en estados y acciones propios de un individuo concreto. Por tanto, el nivel o el grado de realización de una persona puede entenderse como el vector de sus funcionamientos. Éstos pueden abarcar desde cuestiones elementales, como estar suficientemente alimentado, tener buena salud, evitar posibles enfermedades y mortalidad prematura, hasta ser feliz, tener dignidad o participar en la vida de la comunidad, entre otros. Así Sen (1970) define la pobreza como la falta de capacidades para transformar los bienes primarios en funcionamientos, que pueden abarcar tanto circunstancias de falta de renta, como de educación, salud, etc. Siguiendo esta línea de pensamiento, se alcanza de manera inmediata la noción de pobreza como fenómeno multidimensional, en la que se encuadra el presente trabajo: se entiende la pobreza desde un enfoque multidimensional que incorpora tanto los aspectos relativos a privación de bienes materiales, como los de insuficiencia de renta.

Por otra parte, la educación puede afectar a la pobreza de múltiples modos: elevando el nivel de ingresos, reduciendo la dispersión de la distribución, ofreciendo nuevas oportunidades para los más desfavorecidos e interactuando con la tasa de natalidad, la salud y otros aspectos del bienestar. En cualquier caso, los beneficios que proporciona la educación pueden ser tanto privados (mayor salario esperado, mejores oportunidades de empleo, etc.), como públicos (efectos sobre las tasas de pobreza, incidencia en los índices de desigualdad, entre otros).

Existe un amplio consenso en afirmar uno de los determinantes del nivel de bienestar que puede alcanzar una persona que el nivel de educación que alcanza. Además, se ha observado una tendencia creciente a considerar a la educación, en especial la superior, como un medio para incrementar la movilidad social. La educación, y la manera de financiarla, puede convertirse en una herramienta muy poderosa para mejorar la cohesión social y el nivel de bienestar de una sociedad. Puede romper el círculo vicioso de hogares de baja renta y, en consecuencia, pobreza en los hijos (transmisión intergeneracional de la pobreza). Es bien conocida la importancia que tiene el nivel de estudios del sustentador principal para explicar el nivel de ingresos del hogar, pero se ha estudiado menos la influencia de la educación como mecanismo de lucha contra la pobreza. Por ello, resulta de gran interés estudiar las relaciones entre educación superior y pobreza, aspecto mucho menos tratado que la relación entre capital humano y crecimiento económico.

En este trabajo, además de analizar la pobreza desde una perspectiva multidimensional, se abarca el estudio de la eficacia del gasto público en educación superior en la lucha contra la pobreza desde enfoques metodológicos distintos: dinámicos y estáticos. Esta doble aproximación permite obtener un conocimiento más completo del papel de este gasto público desde el punto de vista de la equidad. Ello permite considerar tanto la falta de recursos (elemento input, en la terminología de

Figari, 2006) como las carencias en las condiciones de vida (elemento de resultado). De esta manera, se puede adoptar una perspectiva distinta utilizando cada enfoque, ya que la pobreza monetaria se relaciona con la desigualdad de oportunidades, mientras que la privación se relaciona con la desigualdad en resultados. Con esta estrategia se permite superar los tres principales inconvenientes asociados con los indicadores de renta exclusivamente: la no consideración del ciclo vital, no incorporación de medidas de calidad de vida y posibles errores de medida.

La investigación está estructurada en tres apartados, además de esta introducción. En el segundo se ofrece, desde una perspectiva estática y dinámica, la estimación de los niveles de privación existentes en España. Asimismo, se realiza una revisión de los principales antecedentes teóricos existentes en torno a esta materia y se exponen las decisiones metodológicas adoptadas, incidiendo en las particularidades de las fuentes de datos y de la metodología aplicada. En tercer lugar, se estima el grado de influencia de la educación en el nivel de privación, utilizando para ello métodos alternativos y partiendo de los índices de privación calculados en este mismo trabajo. El cuarto epígrafe ofrece un resumen de las principales conclusiones.

II. Pobreza desde una perspectiva multidimensional: Antecedentes teóricos, metodología y medición

I I.1. Antecedentes teóricos

Un paso previo importante para investigar los efectos del gasto público en educación superior en la pobreza es la medición de esta última. Para la estimación de la pobreza se empleará una metodología cuyo principal objetivo consiste en identificar a los individuos considerados como pobres dentro de la población y construir un índice de pobreza multidimensional que incorpore toda la información disponible sobre dichos individuos.

El estudio de la pobreza ha sido ampliamente desarrollado en épocas recientes, siendo interesante analizar algunos de los resultados previos obtenidos por la literatura. En este punto es preciso señalar que la inmensa mayoría de los estudios existentes se refieren al análisis unidimensional de la pobreza, mientras que los que incorporan medidas multidimensionales son mucho más escasos. En entre estos últimos, destacan los trabajos de Tsui (2002), Chakravarty *et al.* (1998), Bourguignon y Chakravarty (2002, 2003); o para el caso español, Ayllón *et al.* (2007), Ayala *et al.* (2006), Martínez (2007) y Gil y Ortiz (2008), de los que ofrecerán sus principales resultados para que sirvan de referencia a los alcanzados con este trabajo. También existen otros enfoques que han aplicado metodologías procedentes de otras disciplinas al estudio de la pobreza multidimensional, por ejemplo, los de Lovell *et al.* (1994) o Maasoumi (1999). Finalmente, hay que tener en cuenta que existe cierta supeditación de las políticas públicas de cada estado

miembro a las recomendaciones recibidas de la Unión Europea, las cuales marcan en cierta medida las medidas adoptadas en la lucha contra la pobreza.

El presente trabajo se aproxima a la pobreza como un fenómeno que no sólo se refiere a la carencia de ingresos, sino que es complejo y multidimensional. Este fenómeno es definido por el Consejo Europeo como: "*aquellas personas, familias o grupos cuyos recursos (materiales, culturales y sociales) son tan limitados que les hacen quedar excluidos del modo de vida mínimo aceptable en el estado miembro en que habiten*". Por tanto, en este análisis se presenta una aproximación a la pobreza como un fenómeno multidimensional, tratada tanto desde una perspectiva estática como dinámica. Son varias las razones que justifican el tratamiento multidimensional de la pobreza (Atkinson y Bourguignon, 1982): en primer lugar, porque las funciones indirectas de utilidad individuales¹ pueden diferir en más de un argumento, por ejemplo, cuando los precios relativos varían entre regiones; en segundo lugar, porque puede haber casos en los que no se puedan llevar a cabo las agregaciones a precios de mercado. Es el caso del consumo de bienes públicos. En este sentido, se utiliza el término "pobreza" para denotar aquellas situaciones en las que se sufre la falta de recursos monetarios, mientras que se reserva el término "privación" para referirnos al conjunto de atributos que hacen que las condiciones de vida de un individuo sean insuficientes. Bourguignon y Chakravarty (2002) señalan como ejemplos clásicos de dichos atributos la vivienda, la educación, la salud, la provisión de bienes públicos o la renta. Con esta perspectiva, estos autores observan que la renta no es más que otro indicador de privación, si bien es cierto que con un nivel de renta suficientemente alto, un individuo sería capaz de mejorar su posición en algunos de los atributos no monetarios, aunque no en todos. Por todo, se define la privación multidimensional como la incapacidad para conseguir niveles mínimamente aceptables tanto de la renta como de los atributos no monetarios del bienestar. Debido a la necesaria agregación de las distintas dimensiones, surge de inmediato el problema de cómo ponderar cada una de ellas, así como de los grados de complementariedad o sustituibilidad de los atributos. La definición de la privación depende crucialmente de estas decisiones metodológicas.

Una de las formas de acercarse al análisis de la pobreza multidimensional en el terreno empírico es a través de un enfoque axiomático o basado en funciones de bienestar social. Para el espacio de dos dimensiones, consideran un conjunto de n personas, en el que la persona i -ésima posee un vector $(x_{i1}, x_{i2}) = x_i$ que es la fila i de una matriz \mathbf{X} de dimensión $n \times 2$. La columna j de esta matriz nos otorga la distribución del atributo j entre las n personas. La persona i es

¹ Sen (1976) establece que el procedimiento estándar en las comparaciones reales de renta consiste en utilizar precios de mercado para agregar los bienes que recibe un individuo ponderándolos anónimamente. Así, se reemplaza la función de bienestar social $W[U(x^i)]$, donde x^i denota el vector de bienes recibido por el individuo i , por $W[V(M^i, p)]$, donde V es la función indirecta de utilidad definida sobre el ingreso de la persona i , M^i , y el vector de precios p . De esta forma se consigue convertir una comparación multidimensional (la de x^i) en una única dimensión V .

considerada pobre respecto al atributo j si $x_{ij} < z_j$ y no pobre cuando $x_{ij} \geq z_j$, siendo z_j el valor del umbral de pobreza en el atributo j . El conjunto de personas que es pobre respecto al atributo j se denota por g_j , que compone así un espacio de pobreza unidimensional. Dado este planteamiento, si simplemente se suma el número de personas en g_1 y g_2 claramente se sobreestima el número total de personas en situación de privación. Y si sólo se considera a quienes simultáneamente pertenecen al espacio g_1 y g_2 , entonces se subestima dicho número.

Una posible respuesta a este problema es la de Bourguignon y Chakravarty (2002), quienes proponen el siguiente índice de privación (P), el cual satisface la serie de axiomas² que ellos mismos consideran deseables:

$$P^n_{\alpha,\beta,b}(X; z) = \frac{1}{n} \sum_i [(1-b)I(x_{i1} < z_1)(1 - \frac{x_{i1}}{z_1})^\beta + b I(x_{i2} < z_2)(1 - \frac{x_{i2}}{z_2})^\beta]^\alpha \quad [\text{Ec } 1]$$

donde $\alpha \geq 0$, $\beta \geq 1$, $b > 0$

Los argumentos de esta ecuación son los siguientes: α es el parámetro habitual de aversión a la pobreza y nos ofrece una medida de la concavidad de P^n ; β representa la sustituibilidad de las dos dimensiones (para $1 \leq \beta \leq \alpha$ los dos atributos son sustitutos, para $\beta > \alpha$, los dos atributos son complementarios³); $I(\cdot)$ es una función índice que toma el valor 1 ó 0 según si $x_{ij} < z_j$ o $x_{ij} \geq z_j$ esto es, si se pertenece al espacio de los pobres o no respecto a cada atributo. El valor del umbral en cada una de las dimensiones consideradas es z_j y por tanto el vector umbral es $z=(z_1, z_2)$; b representa la importancia que se concede al atributo 2 relativa a la del atributo 1.

Este índice tiene las mismas propiedades que los índices FGT⁴ (Foster et al., 1984) en el espacio de una dimensión, pero se añade la sustituibilidad de las dos dimensiones a través de β . Los gaps están expresados en términos relativos y por tanto, el índice es invariante ante cambios de escala (cuando se multiplican todas las cantidades por un escalar, incluyendo el umbral, el índice no cambia). La elasticidad de sustitución entre los gaps relativos de los dos atributos, $(1-x_{i1}/z_1)$ y $(1-x_{i2}/z_2)$, es $1/(\beta-1)$. También proporciona la forma de las curvas de isopobreza en el espacio x_1, x_2 . Estas curvas están centradas (con $b=1$) en z_1, z_2 y son convexas cuando se satisfacen ciertos axiomas (Bourguignon y Chakravarty, 2003): cuando β es 1, su representación es una línea recta de elasticidad de sustitución⁵ infinita, y cuando β tiende a ∞ se convierten en ángulos de 90°.

² En concreto, los de Focus, Simetría, Monotonidad, Continuidad, Principio de Población, Invariancia de Escala y Descomponibilidad aditiva en subgrupos.

³ Los atributos son sustitutos o complementarios dependiendo de si la derivada cruzada de la función de privación individual $p(x_1, x_2; z_1, z_2)$ respecto a x_1 y a x_2 es positiva o negativa.

⁴ $FGT(\alpha) = \left(\frac{1}{n} \right) \sum_{i=1}^q \left[\frac{z - y_i}{z} \right]^\alpha$

⁵ La función presenta elasticidad constante respecto a los gaps en x_i no respecto a x_i .

Es interesante observar que, bajo esta aproximación, puede haber individuos que dispongan de la misma renta y sin embargo, sufran diferentes niveles de privación. Esto se debe al efecto del resto de atributos que consideramos como indicadores en cada caso.

Frente a este enfoque axiomático, existe otro modo de abordar la agregación de las diferentes dimensiones de la pobreza, que consiste en construir índices de privación para cada atributo y después combinarlos para obtener el índice total como resultado de la agregación de índices individuales. Éste es el método seguido en Ayllón *et al.* (2007), Martínez (2007) o Gil y Ortiz (2008), que están fundamentados en los trabajos de Townsend (1979). En la terminología de Atkinson (2003), son los estudios basados en un "enfoque de recuento". La diferencia entre ambos enfoques (axiomático y no axiomático) no es únicamente de orden⁶, sino también teórico, por lo que el uso de uno u otro dependerá del propósito de la investigación⁷.

El trabajo pionero de Townsend (1979) parte de la construcción de un índice de privación que es el número de atributos (12 en total) de los que carece una persona. A partir de este trabajo, otros muchos han seguido esta línea. Para el caso español, Ayllón *et al.* (2007) calculan un índice de privación para Cataluña que distingue tres grandes dimensiones: bienes y necesidades básicas (una de consumo y otra de vivienda) y bienes y posesiones secundarias, menos habituales que las básicas y cuya carencia no responde al estilo de vida. A partir de estas dimensiones, se elabora una serie de indicadores para cada una de ellas, y se calculan los porcentajes de población afectada por cada una de dichas situaciones.

El nivel de privación (P) es estimado con un índice construido como la suma ponderada y normalizada a 100 de los valores que toman los distintos índices para cada individuo:

$$P_d = (\sum I_i P_i / \sum P_i) 100 \quad [\text{Ec. 2}]$$

Donde I es una variable dicotómica que toma el valor 1 cuando el hogar está privado del bien i -ésimo y P_i es la proporción de personas que no padece la privación en ese ámbito. Este índice otorga más importancia, por tanto, a aquellos indicadores de privación que afectan a una parte menos importante de la población.

A continuación, estos autores estudian la relación entre el nivel de privación y la renta, obteniendo un grado de asociación bastante débil, en línea con otros estudios, si bien esta asociación es diferente según la dimensión a la que pertenecen los indicadores. Por tanto, a pesar de la relación que existe entre renta y privación, los datos para Cataluña muestran que la renta puede resultar insuficiente para identificar a los individuos que, de acuerdo con las definiciones de

⁶ El enfoque axiomático agrega primero en el espacio de los individuos y después en el de los atributos; el enfoque de recuento combina los elementos de privación en el nivel individual y después suma en el espacio de individuos.

⁷ Con el enfoque axiomático se suele hacer énfasis en las relaciones de dominancia entre distintas distribuciones además de derivar curvas de isopobreza.

pobreza más utilizadas, quedarían excluidos de un nivel de vida mínimo aceptable como consecuencia de la escasez de recursos. Finalmente, se emplea un modelo logit multinomial y un modelo de selección de Heckman para estimar el impacto de diversos factores sobre el hecho de ser pobre o estar privado, o ambos al mismo tiempo (lo que denominan pobreza consistente).

Otro trabajo en la misma línea es el de Martínez (2007), el cual analiza el perfil de los individuos que sufren pobreza y privación en España desde una perspectiva que añade el análisis dinámico. Para ello, se seleccionan veintiún indicadores con el objetivo de construir índices agregados de privación, según las carencias de los hogares. Este análisis se aplica a los ocho años que componen el Panel de Hogares de la Unión Europea. La agrupación se realiza en tres dimensiones: Básico (bienes corrientes y duraderos), Vivienda y Entorno. A continuación, se calcula su grado de asociación con la alpha de Cronbach⁸ y se relacionan los valores de cada índice, cocientes medios de privación, con la renta. Adicionalmente, se ofrecen índices financieros y de miseria. Los niveles de privación de los hogares se examinan utilizando tanto el recuento simple como ciertos índices ponderados, en los que cada carencia se multiplica por un coeficiente igual a la proporción de individuos que posee el bien. La suma ponderada se normaliza dividiendo entre la suma de los coeficientes aplicados a los bienes que componen el índice.

Este trabajo también denomina como pobres consistentes⁹ a aquellos hogares que presentan simultáneamente baja renta (ingresos inferiores al 60% de la renta mediana) y elevados niveles de privación material (tres o más problemas básicos). Los resultados del análisis destacan que la evolución de la pobreza consistente ha pasado de un 11-12% en 1994 al 7-8% en 2000. Ello implica que sólo hay un 40% de solapamiento entre el enfoque de la renta y el de las condiciones de vida, porque algo más de la mitad de los “pobres” según el criterio de la renta no está por encima del umbral de privación, y viceversa. Cruzando los dos criterios (baja renta y privación), la autora calcula los cocientes medios de los índices e identifica las variables más relacionadas con las situaciones de pobreza consistente desde un punto de vista dinámico, lo cual le permite diferenciar las situaciones de pobreza transitoria de las permanentes. Los resultados indican que las situaciones de mayor riesgo relativo se concentran en los hogares cuyo sustentador principal es una mujer mayor de 65 años o bien compuestos por parejas con tres o más niños. Además, se observa que las situaciones de pobreza consistente persistente (en al menos tres de los últimos cuatro años) se producen con mayor frecuencia en las familias numerosas y monoparentales. También analiza la relación con las variables del mercado de trabajo y desglosa los resultados por Comunidades Autónomas.

⁸ Es un índice de correlación que muestra la extensión en la que un conjunto de cuestiones están asociadas entre sí. Un umbral habitual para contrastar si la dimensión ha sido identificada correctamente es de 0,6.

⁹ Esta autora destaca que en el caso de Irlanda se ha adoptado oficialmente la noción de pobreza consistente para evaluar los logros de las políticas de inclusión social.

Por su parte, Ayala *et al.* (2006) construyen un indicador de privación en el que las ponderaciones se calculan con un modelo de clases latentes (segmenta a la población resumiendo la información proporcionada por las variables elegidas) para agregar la información de cada hogar. Se calculan tres índices (básico, secundario y global), desglosados por Comunidades Autónomas y analizan su relación con los índices de pobreza monetarios¹⁰. Sus resultados indican que en los estudios a nivel nacional puede estar ocurriendo un sesgo de agregación que oculta la diversidad de situaciones en distintos territorios.

También para el caso español, Gil y Ortiz (2008) siguen la línea de los trabajos anteriores, aunque en este caso particularizando el análisis para el caso de la pobreza extrema (conjunto de ciudadanos más desfavorecidos de una sociedad). Los resultados de este trabajo muestran algunas diferencias al utilizar el enfoque multidimensional con respecto a la visión de la pobreza puramente monetaria. En este caso, se aprecia el mayor impacto del hecho de ser mujer en la probabilidad de que un hogar se considere privado. Todo lo contrario ocurre con los hogares monoparentales, los cuales reducen esta probabilidad bajo el enfoque de privación. Por otra parte, los hogares situados en municipios con mayor densidad de población presentan una mayor probabilidad de considerarse privados, demostrándose así que los mayores niveles de ingresos de estos hogares no tienen por qué garantizarles unos niveles menores de privación debido, probablemente, a los mayores gastos que implica el vivir en ciudades más grandes. Al estudiar la pobreza desde una perspectiva de privación, se observa que las transferencias públicas son insuficientes para garantizar la reducción de los niveles de privación que sufren los hogares beneficiarios y, por tanto, los hogares que reciben transferencias tienen una mayor probabilidad de encontrarse dentro de la pobreza. Los autores concluyen que el hecho de que exista alguna diferencia entre los resultados obtenidos para las dos aproximaciones confirma la importancia de considerar la pobreza como un concepto multidimensional. La pobreza abarca diversos aspectos de los hogares y no sólo depende de la renta. Ésta es un factor determinante, pero no es el único. Puede considerarse que un hogar con una renta por encima del umbral de pobreza tiene suficiente capacidad para acceder a los bienes y servicios que la sociedad donde vive considere oportunos. Sin embargo, esto no tiene por qué garantizar que acceda a ellos de manera efectiva. De la misma manera, puede suceder que hogares con rentas por debajo del umbral de pobreza desde una visión monetaria, puedan gozar de un acceso a determinados bienes y servicios y tener cubiertas una serie de necesidades básicas.

En una línea diferente a la anterior, otros trabajos han desarrollado aplicaciones del análisis de eficiencia o de la teoría de la información para el estudio de la privación multidimensional. Por ejemplo, Lovell *et al.* (1994) se basan en la noción de función de distancia para agregar los recursos individuales en un índice de nivel de vida. Por su parte, los trabajos basados en los

¹⁰ Tradicionalmente se ha explicado la poca correlación entre ambos por motivos dinámicos: la pobreza monetaria está más relacionada con la transitoriedad y la privación con la renta permanente.

índices de entropía generalizados estiman la incertidumbre asociada con la distribución de una variable aleatoria mediante el logaritmo neperiano de la probabilidad de ocurrencia de un evento. Así, Maasoumi (1999) aproxima la utilidad de los individuos a través de una generalización multivariante de los índices de entropía generalizada y minimiza la distancia del índice con la distribución de atributos.

Para terminar con esta revisión teórica, no podemos dejar de lado el hecho de que, en cierta medida las políticas públicas de lucha contra la pobreza deberán ajustarse a los parámetros de la Unión Europea, a pesar de que cada estado miembro siga siendo el responsable último de su aplicación concreta. En la UE, la disponibilidad y fiabilidad de indicadores multidimensionales cuantitativos se considera una de las herramientas más importantes para controlar el cumplimiento de la Estrategia de Lisboa para combatir la pobreza y la exclusión social, tal y como se confirmó en la cumbre de Laeken. Además, los indicadores de privación no monetarios se consideran necesarios para proporcionar una panorámica de los niveles de vida de los nuevos estados miembros, la cual incorpore sus muy diferentes condiciones con las mismas tasas de pobreza monetaria relativa, (Eurostat, 2005). Con este fin ha discurrido la actuación del Comité de Protección Social de la Comisión Europea, el cual ha reformado el conjunto de indicadores común en el año 2006, para que todos los países miembros evalúen el avance en sus políticas de lucha contra la Exclusión y la Pobreza, Pensiones, Salud y Dependencia.

En relación a la metodología que se propone a nivel europeo, la estructura común establece una serie de indicadores primarios que cubran las dimensiones esenciales de los objetivos establecidos y unos indicadores secundarios que aporten mayor profundidad en el estudio del problema. La lista de indicadores (Social Protection Committee, 2006) incluye la tasa de riesgo de pobreza (60% renta mediana equivalente); intensidad del riesgo de pobreza; distribución de la renta; desigualdad en salud; resultado educativo y formación de capital humano (medido como la proporción de la población entre 18 y 24 años que únicamente posee el nivel más bajo de educación secundaria y no sigue ningún tipo de formación); personas que viven en hogares con todos sus miembros desempleados; cohesión regional o tasa de participación en el mercado de trabajo entre otros. Sin embargo, entre los indicadores primarios está previsto que figuren también un índice de privación y un índice de vivienda, los cuales no se han desarrollado aún.

II.2. Metodología de medición de la pobreza

La manera más habitual de estudiar la pobreza con un enfoque estático consiste en utilizar índices que recojan la información disponible de manera sintética. En general, se recurre a la familia paramétrica de índices FGT, los cuales son descomponibles aditivamente y permiten deducir, por tanto, qué proporción de la pobreza total se explica por diferencias internas en cada uno de los subgrupos y cuál es atribuida a diferencias entre los subgrupos. La utilización de esta

familia de índices en este trabajo permite la construcción de los subgrupos en base a la variable cuya influencia queremos analizar (en nuestro caso concreto, la educación superior), lo que posibilita que se aíse su efecto y que se puedan alcanzar conclusiones relevantes en relación a esta variable. Además de estos índices, se calculan las curvas TIP¹¹, como método de estudio complementario de la pobreza, las cuales permiten establecer comparaciones. Constituyen otro enfoque para abordar el mismo problema, con la ventaja de que los resultados que presentan son completamente coherentes con los anteriores. Finalmente, y siendo conscientes de la importancia de la medición del grado de la movilidad de los ingresos de los individuos u hogares en una distribución de la renta dada, se propone el estudio de la pobreza desde una perspectiva dinámica. Este enfoque presenta la ventaja de permitir una aproximación al comportamiento de los hogares o individuos a lo largo de su ciclo vital y, además, permite identificar también si la situación de pobreza tiene carácter transitorio o permanente, por lo que las implicaciones que se deriven de este análisis permitirán un diseño de las políticas públicas más eficaz. En este sentido, es habitual al modelizar la dinámica de la pobreza, definir previamente los conceptos de pobreza transitoria y permanente¹² (según el período de tiempo elegido) y estudiar el grado de transmisión intergeneracional de la pobreza. De esta manera se pueden obtener recomendaciones de política de gasto público que estén mejor fundadas desde un punto de vista empírico.

De forma concreta, la metodología aplicada es la siguiente: en primer lugar, se estima la pobreza aplicando un enfoque de conteo al estudio de la privación multidimensional, con el objetivo de identificar y describir los perfiles de los individuos en dicha situación. En segundo lugar, se elabora el indicador multiatributo recogido en la ecuación 1, como medio más apropiado para elaborar relaciones de dominancia en las situaciones descritas, y finalmente se analiza su robustez frente a diversas elecciones metodológicas.

Las decisiones metodológicas concretas que se adoptan en este trabajo son las siguientes: se elige al individuo como unidad de análisis para el estudio longitudinal, puesto que es más factible su seguimiento a través de las distintas olas del panel de datos. Sin embargo, hay que señalar que se le imputan las características socioeconómicas del hogar al que pertenece para no perder información disponible en la encuesta. Otros aspectos metodológicos que se tienen en cuenta son los habituales en la literatura sobre pobreza: se utiliza la escala de equivalencia de la OCDE

¹¹ Las curvas TIP convencionales constituyen una forma de representar en un sólo gráfico la situación de un grupo respecto a las dimensiones de intensidad, incidencia y desigualdad de la pobreza agregada (Jenkins y Lambert, 1997). Asimismo, se han utilizado para conseguir ordenaciones de pobreza entre distintas particiones de una población mediante el examen de las relaciones de dominancia de sus curvas respectivas. Las curvas TIP se han empleado en España para realizar ordenaciones de pobreza desde una perspectiva territorial (Del Río y Ruiz-Castillo, 2001) y para extraer conclusiones acerca de la evolución temporal de las Comunidades Autónomas (Gradín y Del Río, 2002).

¹² Cuando se realiza un análisis estático solamente existen dos posibles estados: pobres y no pobres. Cuando el análisis es dinámico entonces aparecen más categorías: pobres persistentes, pobres transitorios, económicamente vulnerables, etc.

modificada¹³ y se considera un reparto del ingreso intrahogar igualitario. Como variable de ingreso, se considera la renta disponible total del hogar del año anterior al de la encuesta, definida como la renta bruta del hogar (el conjunto de ingresos recibidos por los diferentes miembros del hogar procedentes de las distintas fuentes) menos el impuesto sobre la renta, el impuesto sobre el patrimonio, las cotizaciones obligatorias a la Seguridad Social y las transferencias entre hogares pagadas. Además, se corrige con un factor inflactor que compensa la falta de respuesta individual dentro del hogar.

Para construir una medida de privación apropiada, el primer paso supone realizar la elección de los indicadores no monetarios que se van a seleccionar; en segundo lugar, es necesario agregar estos indicadores en un índice y decidir las ponderaciones que se aplicarán; por último, se fija un umbral de privación. Debido a la ausencia de un método objetivo de selección de indicadores, más frecuente en la literatura es elegir aquéllos que representan dimensiones de privación que son más habituales, o bien son percibidas socialmente como necesarias. Con la medida de privación anterior se obtendrán unos perfiles de los individuos excluidos, los cuales permiten dar el siguiente paso, esto es, establecer las relaciones de dominancia entre subgrupos de población respecto a la exclusión mediante el índice de privación multidimensional. También se construyen curvas TIP adaptadas al caso de privación multidimensional mediante la agregación de los distintos gaps de cada individuo. Finalmente, la robustez de las medidas anteriores frente a las decisiones metodológicas adoptadas se contrasta con un análisis de sensibilidad que nos otorgue comparaciones válidas para una gran clase de reglas de agregación. Asimismo se utilizan técnicas de inferencia estadística (bootstrap) para construir intervalos de confianza para los estadísticos.

A continuación, se estudia la dinámica intergeneracional de la privación y su evolución a lo largo de los años. Para ello, se proponen tres formas concretas de cuantificación de la movilidad asociada a la realización de estudios superiores:

- a.- Estudio de la transmisión intergeneracional de la pobreza.
- b.- Análisis de los episodios de situaciones de privación.
- c.- Matrices de transición de la privación por niveles de estudios.

De esta forma, se pretende contrastar la percepción habitual de que la educación es un vehículo para la movilidad social, y por tanto contrastar si las políticas públicas ayudan a derribar las barreras que impiden la igualdad de oportunidades educativas¹⁴.

¹³ La escala de equivalencia de la OCDE modificada (m) tiene la siguiente formulación: $m(a,n) = 1 + 0,5*(n^h - 1) + 0,3*a$, siendo n el número de adultos y a el de niños del hogar h.

¹⁴ Según la Oficina del Censo de Estados Unidos el cuartil superior de la distribución de la renta tiene seis veces más probabilidad de completar el bachillerato que el cuartil inferior. Asimismo, la probabilidad de entrar en la Universidad por parte del cuartil superior es de 0.62, mientras que la del cuartil inferior es 0.19.

Como se comentó en la introducción, la base de datos utilizada en esta aplicación es la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV en adelante), en terminología inglesa “European Statistics on Income and Living Conditions”(EU-SILC), la cual pertenece al conjunto de operaciones estadísticas armonizadas para los países de la Unión Europea. (INE 2006, Metodología ECV). El objetivo fundamental que se persigue con la ECV es disponer de una fuente de referencia sobre estadísticas comparativas de la distribución de ingresos y la exclusión social en el ámbito europeo. Aunque los datos se refieren tanto a la dimensión transversal como a la longitudinal, se da prioridad a la producción de datos transversales de alta calidad en lo que respecta a la puntualidad y a la comparabilidad.

La primera ola disponible de la ECV para el caso español es la de 2004 (algunos países comienzan más tarde y otros en 2003), y los ficheros de microdatos (tanto transversales como longitudinales) se generarán con una periodicidad anual. A partir del año 2005 se irán introduciendo módulos adicionales en la componente transversal sobre temas de interés especial que podrán repetirse cada cuatro o más años. En concreto, en 2005 se añadió un módulo sobre transmisión intergeneracional de la pobreza, que resulta de gran utilidad para los objetivos de este trabajo, y que será el utilizado en los análisis de corte transversal, mientras que para el análisis dinámico se hará uso del fichero longitudinal, que contempla los años 2004 a 2006. Eurostat señala la necesidad de elaborar indicadores de pobreza no monetaria para completar el diagnóstico de la situación de pobreza en los nuevos estados miembros de la UE, los cuales pueden presentar unas tasas de pobreza monetaria relativa similares a las de los demás países, pero cuyos sus ciudadanos sufren unas condiciones de vida muy diferentes (Eurostat, 2005).

II.3. Aplicación empírica de estimación de la pobreza

La primera parte comienza con la caracterización de los individuos en situación de privación para obtener su distribución en la muestra. En este punto es relevante la elección de los distintos aspectos que se van a tener en cuenta para definir la privación. Esta elección depende de los objetivos planteados en la investigación y suele estar muy influida por la información disponible. En nuestro caso se dispone¹⁵ de indicadores sobre condiciones de la vivienda y problemas percibidos, bienes de consumo duradero¹⁶, condiciones de vida objetivas y dificultades financieras. Además, en el fichero de personas hay información sobre salud y sobre la posible necesidad de tratamientos médicos que no se pueden afrontar por motivos económicos. Con esta información construimos variables binarias $z(x_{ij}) = \{1 \text{ si el individuo está privado; } 0 \text{ si no lo está}\}$ siendo x_{ij} el indicador de la característica i del individuo j .

¹⁵ Sólo se van a considerar aspectos referidos a condiciones materiales de vida y no a otros aspectos, como relaciones sociales o de satisfacción subjetiva.

¹⁶ Las preguntas sobre bienes de consumo excluyen explícitamente la posibilidad de que el hogar carezca de ellos como elección voluntaria por motivos de estilo de vida, puesto que tienen tres posibles repuestas: si, no, por no poder permitírselo y no, por otros motivos. En otro caso se puede cometer el error de considerar privado a un hogar que carece de un bien (por ejemplo una televisión) por sus propias preferencias y no por dificultad económica, por lo tanto sin serlo realmente.

Para su ponderación y agregación en un índice, en la mayoría de los estudios se utiliza una estructura de pesos derivada de los propios datos. Es usual (Martínez, 2007; Ayllón *et al.*, 2007, Gil y Ortiz, 2008) otorgar más peso a los indicadores de los bienes más comúnmente poseídos por todos los hogares. Esta opción tiene la ventaja de aproximar mejor el indicador a la noción de un adecuado nivel mínimo de vida y es la que se adopta en este trabajo.

Por ello, en primer lugar se agrupan los indicadores en tres dimensiones: de consumo (donde incluimos salud), de vivienda y financiera. Éstas se corresponden con distintos aspectos de la privación material que conviene analizar por separado. Por ello, mostramos en la Tabla 1 el porcentaje de individuos (no el de hogares) afectados en cada indicador. Posteriormente se añade un cuarto que recoge el índice agregado P_d .

Tabla 1. Porcentaje de individuos afectados por alguna carencia

CONSUMO	
No pueden permitirse vacaciones	40,88%
No pueden permitirse comida de carne	2,33%
No tienen teléfono	0,70%
No tienen televisión	0,16%
No tienen ordenador	11,29%
No tienen lavadora	0,31%
No tienen coche	5,53%
FINANCIERO	
Retrasos en los pagos de la hipoteca	6,83%
Retrasos en el pago de facturas	3,73%
Retrasos en compras aplazadas	7,74%
Llegan con dificultad a fin de mes (1,2)	26,76%
Los gastos totales vivienda son una carga pesada	46,48%
Los desembolsos por compras a plazos son una carga pesada	49,31%
VIVIENDA	
Vivienda con luz insuficiente	10,33%
Vivienda con ruidos	28,54%
Vivienda con contaminación	16,80%
Problemas de vandalismo	19,15%
Vivienda con humedades	17,17%
Frío en invierno	8,55%
Vivienda sin bañera	0,38%
Vivienda sin inodoro	0,38%
SALUD	
No puede ir al médico por problemas económicos	5,83%
No puede ir al dentista por problemas económicos	45,78%

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV 2005

La dimensión de consumo recoge aspectos de privación material con muy distinta incidencia: desde los más minoritarios, como no disponer de teléfono, televisión o lavadora, hasta los de mayor incidencia como no poder permitirse vacaciones al menos una semana al año. La financiera se construye con indicadores sobre los problemas que se puedan tener para afrontar los pagos del hogar. Por su parte, la de vivienda se construye a partir de las posibles deficiencias en sus

condiciones. Finalmente, se recogen dos indicadores adicionales de individuos que no acuden al médico o al dentista por no poder permitírselo económicamente.

Para solucionar el problema de agregación en un índice único se define (Ayllón *et al*, 2007) la suma ponderada y normalizada de los valores que toman los indicadores para cada individuo j , P_d^j .

$$P_d^j = \frac{\sum_{i=1}^n z(x_{ij}) p_i}{\sum_{i=1}^n p_i} \cdot 100 \quad [\text{Ec. 4}]$$

Donde $z(x_{ij})$ es la variable dicotómica que define el estado de privación del individuo j respecto a la característica i . El indicador toma el rango de valores de 0 a 100, donde 0 representa a un individuo que no carece de nada y 100 al que carece de todo, p_i es la proporción de individuos que no padece la privación en la característica i . Por tanto, ponderamos según la prevalencia que tiene cada carencia en la sociedad. Además, construimos de la misma manera tres índices parciales de privación en consumo (P_c), en vivienda (P_v) y financiero (P_f), tal y como se observa en la Tabla 2.

Tabla 2. Índices de privación de Consumo (P_c), Financiero (P_f), Vivienda (P_v) y Agregado (P_d)

Índice	Media	Desv. Típica	Mín	Máx	p1	p5	p10	p20	P50	p90	p99
P_c	5.7	8.3	0.0	81.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	18.8	32.1
P_f	12.9	16.0	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	11.7	27.6	68.9
P_v	11.7	13.5	0.0	89.8	0.0	0.0	0.0	0.0	10.2	33.7	58.4
P_d	9.6	8.8	0.0	67.0	0.0	0.0	0.0	2.61	6.81	16.72	37.15

Nota: las 7 últimas columnas representan los percentiles asociados a cada número.

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV 2005

Si caracterizamos el perfil de los individuos en situación de privación según se desprende de la información de la Tabla 2, se observa que el índice de privación en la dimensión de consumo, P_c , tiene un valor máximo de 81.1, lo que quiere decir que ningún individuo está en situación de privación en los 9 ítems que lo forman. Su media es 5.7 y hasta el percentil 75 no presenta el primer valor (7.5). En concreto, el 54% de la población tiene un indicador de 0 (no está privado en ninguna de las características). El indicador financiero, P_f , presenta peores valores que el de consumo: media de 12.9 y máximo de 100, por tanto, sí existen individuos con privación en todos los aspectos. El percentil 50 es 11.70 y el 99, 68.9. El indicador de vivienda, P_v , agrupa tanto características propias de la vivienda, como algunos problemas que éstas pueden presentar. Llega a un máximo de 89.8 y presenta una media de 11.7. El indicador general, P_d , repondera todas las variables según su importancia relativa y presenta una media de 9,6 y un máximo de 67. El 18% de la población no sufre ninguna carencia, el 50% tiene un índice de 6.81, que corresponde a carencias en vacaciones y ordenador, y el 99% tiene un índice de 37.15. El máximo valor corresponde a individuos que carecen de todo menos de los bienes de consumo más habituales y

de inodoro y bañera en la vivienda. Adicionalmente, se aplica el test alpha de Cronbach en la Tabla 3 para detectar la consistencia interna entre los índices.

Tabla 3. Resultados test alpha de Cronbach

Item-test		item-test correlación	item-rest Correlación	inter-item Correlación media	Alpha
Pc	+	0.7621	0.5719	0.5754	0.8026
Pf	+	0.7596	0.568	0.5781	0.8043
Pv	+	0.6992	0.4775	0.6428	0.8437
Pd	+	0.9974	0.9946	0.3229	0.5886
Test scale				0.5298	0.8184

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV 2005

En dicha tabla se obtienen valores superiores a 0.8 entre los índices básicos, P_c, P_f, P_v y de 0.58 en el índice resumen P_d. Estos valores indican que las dimensiones se han identificado correctamente. El valor de este estadístico aumenta cuando la correlación entre atributos aumenta. Por ello se utiliza como una forma de contrastar la fiabilidad de la consistencia interna al identificar distintas dimensiones que reflejen la estructura subyacente de un índice.

Además de los resultados anteriores, un análisis tradicional de los principales aspectos de la pobreza para el año 2005, nos permite señalar que, desde un punto de vista de pobreza puramente monetaria, el porcentaje de población por debajo del umbral del 60% de la mediana de la distribución de ingresos es del 19,8%. El ingreso neto medio por hogar es de 22.418 € y la tasa de pobreza monetaria de las mujeres es mayor que la de los hombres. Por otra parte, y si utilizamos un enfoque de privación, se obtiene que el 60% de la mediana del índice P_d es de 4,08 y el porcentaje de población por debajo de este índice de privación es del 32%, lo que nos indicaría que la tasa de privación es sensiblemente superior a la tasa de pobreza monetaria.

Una vez caracterizado el perfil de los individuos que sufren privación, pasamos a la construcción de un índice de privación multidimensional bajo un enfoque axiomático según la ecuación 1. En nuestro caso se construye un índice de dos atributos: renta y el indicador de privación multidimensional P_d que hemos obtenido anteriormente. Las dos variables son continuas y con valores para todos los mayores de 16 años del hogar. Se fijan los dos umbrales en el 60% de la mediana y también se calculan los índices habituales de pobreza unidimensional para cada una de las dos dimensiones, recogidos en la Tabla 4. Esta tabla es una generalización de los índices FGT con los parámetros de aversión a la pobreza α habituales. Las dos primeras columnas de la tabla muestran los niveles de pobreza y privación por separado. EL 20% de los individuos son pobres y el 32% sufren privación. Para $\alpha=1$ los valores de los índices son del 6% y del 21% y para $\alpha=2$ son el 3% y el 19%, respectivamente. Cuando se consideran los valores del indicador multidimensional, hay que tener en cuenta dos parámetros adicionales: b es el valor que se otorga

a cada atributo en el índice, para el que se han considerado dos posibilidades: equiponderación y ponderación del 20% para la privación y sel 80% la renta. Por su parte, el parámetro β mide el grado de sustituibilidad entre atributos, y se han considerado tres valores: 1, 2 y 5, que indican que, a medida que crece β , disminuye la sustituibilidad.

Tabla 4. Índices de privación multidimensionales

Aversión a la pobreza	Medidas unidimensionales		Medidas multidimensionales					
	Renta	P_d	b=0.5			b=0.2		
			$\beta=1$	$\beta=2$	$\beta=5$	$\beta=1$	$\beta=2$	$\beta=5$
$\alpha=0$	0.20	0.32	0.49	0.49	0.49	0.49	0.49	0.49
$\alpha=1$	0.06	0.21	0.15	0.20	0.25	0.10	0.16	0.22
$\alpha=2$	0.03	0.19	0.07	0.12	0.18	0.04	0.07	0.14

Nota $\alpha=0.01$ en las medidas multidimensionales

Fuente: *Elaboración propia a partir de ECV 2005*

Los valores obtenidos en esta tabla son coherentes con la explicación teórica de β y de b : el índice es mayor cuanto mayor peso se da al atributo privación puesto que el indicador unidimensional de privación es mayor que el de pobreza. También crece con β porque cuanto menor sustituibilidad entre los dos atributos más peso se da a cada observación del atributo con mayor gap (Bourguignon y Chakravarty, 2003).

Cuando $\alpha=0$ el indicador se convierte en el *headcount* ratio (porcentaje de individuos por debajo del umbral), donde en el caso multidimensional se produce un doble recuento, ya que se consideran a todos los individuos por debajo del umbral en cualquiera de los dos atributos. Calculando los individuos que están por debajo del umbral en los dos atributos se obtiene un porcentaje de 4.48 % de los individuos, tal y como se refleja en la Tabla 5. También se observa que la población por debajo del umbral de pobreza no es la misma que está bajo el umbral de privación, como se deduce del hecho de que existen individuos en las cuatro celdas de la tabla. Del total de individuos pobres hay un 77,2% que no sufren privación y del total de excluidos hay un 85,9%% que no son pobres.

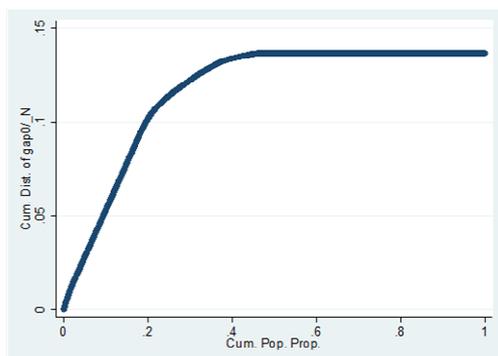
Tabla 5. Pobreza y Exclusión

Pobres	Excluidos		
	No	Sí	Total
No	16,040.04	8,358.42	24,398.46
% columna	77.66	85.99	80.32
% fila	65.74	34.26	100
Sí	4,614.26	1,362.28	5,976.54
% columna	22.34	14.01	19.68
% fila	77.21	22.79	100
Total	20,654.31	9,720.69	30,375
	100	100	100

Fuente: *Elaboración propia a partir de ECV 2005*

A continuación, se construyen las curvas TIP (Figura 1), siguiendo con el uso del enfoque axiomático. Consideramos el gap multidimensional agregado utilizando $b=0.5$ y $\beta=1$ (Figura 1). Existe una diferencia con el caso de curvas de un indicador unidimensional, y es que el gap acumulado deja de aumentar cuando los individuos no sufren déficit en ninguna de las dos dimensiones. El valor de la ordenada en el punto donde la curva se hace horizontal es 0.49, que es el equivalente al índice H en las curvas TIP convencionales.

Figura 1. Curva TIP con $b=0.5$ y $\beta=1$ $\alpha=1$



Fuente: Elaboración propia a partir de ECV 2005

A continuación, se construye el índice multidimensional m_1 , que agrega los gaps de pobreza en los individuos con los mismos parámetros $\alpha=1$, $b=0.5$ y $\beta=1$. Este indicador toma el valor 0 cuando no se sufre de déficit en ninguno de los índices (P_d y pobreza) y alcanza un máximo de 1.10. Su media es 0.1494 y su desviación típica es 0.207. Para contrastar la significatividad de los resultados obtenidos aplicamos un procedimiento de inferencia estadística, *bootstrap*, con el fin de obtener los intervalos de confianza (Tabla 6). Este método permite recuperar la distribución de un estadístico dado, replicando la muestra original n veces.

Tabla 6. Intervalos de confianza del índice m_1 mediante *bootstrap*

	Coef.	D.T.	p-valor	Basado en una normal	
				Intervalo de Confianza 95%	
Media	0.1494496	0.0010207	0.000	0.147449	0.1514502
Mediana	0.0051364	0.0037074	0.166	-0.0021299	0.0124027
Desviación típica	0.2076381	0.0006894	0.000	0.2062868	0.2089893
Iqr	0.2319299	0.00492	0.000	0.2222868	0.2415729
Rango	1.106116	0.0223864	0.000	1.062239	1.149993

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV 2005

Se observa que el único valor que no es significativo es el que se obtiene para la mediana, pero esto puede estar motivado por el método de estimación que se emplea. La mediana es un estimador “no suave”, esto es, que no cambia al modificarse los valores extremos de la muestra, y

en ocasiones su poca variabilidad ante réplicas hace que el intervalo de confianza contenga el cero, como ocurre en esta ocasión.

Por lo que se refiere a la dinámica de la muestra y comenzando por el análisis de su transmisión intergeneracional, la información que proporciona el módulo de transmisión intergeneracional de la pobreza (módulo adicional en la ECV 2005), es muy limitada, por lo que suplimos sus carencias con los ficheros longitudinales 2004-2006. Los estudios dinámicos utilizan generalmente como unidad de análisis al individuo, puesto que los hogares sufren transformaciones en el tiempo que los hace inapropiados para los estudios longitudinales. Con estos ficheros podemos construir nuevamente el indicador multiatributo de privación de manera similar al caso transversal. Hay que matizar que ha habido que adaptar algunos aspectos debido al cambio en la recogida de datos¹⁷, pero la metodología permanece constante. Los resultados desglosados se recogen en las Tablas 7 a 10.

Tabla 7. Indicador de consumo

Pc	Media	Desv. estándar	Mín	Máx
58740	6.735191	9.729697	0	100
2004				
15723	7.427684	10.21642	0	85.21133
2005				
23076	6.726991	9.753118	0	100
2006				
19941	6.198667	9.264331	0	71.32436

Fuente: Elaboración propia a partir ECV 2004 2006

Tabla 8. Indicador Financiero

Pf	Media	Desv. estándar	Mín	Máx
58740	12.58675	15.77309	0	100
2004				
15723	12.65763	16.29897	0	100
2005				
23076	12.38107	15.64125	0	100
2006				
19941	12.76887	15.49915	0	100

Fuente: Elaboración propia a partir ECV 2004 2006

Tabla 9. Indicador Vivienda

Pv	Media	Desv. estándar	Mín	Máx
58740	6.679777	12.78366	0	100
2004				
15723	7.070887	13.17862	0	100
2005				
23076	6.535576	12.72497	0	100
2006				
19941	6.538269	12.52681	0	100

Fuente: Elaboración propia a partir ECV 2004 2006

¹⁷ En los ficheros longitudinales no se recogen las variables de falta de cuidado sanitario por motivos económicos, ph050 y ph070, ni algunas de problemas de la vivienda hh160, hh170,y hh180 .

Tabla 10. Indicador General

Pd	Media	Desv. estándar	Mín	Máx
58740	8.547015	9.418689	0	73.85336
2004				
15723	8.96904	9.750052	0	73.85336
2005				
23076	8.442672	9.337341	0	66.7156
2006				
19941	8.335006	9.234722	0	67.62557

Fuente: Elaboración propia a partir ECV 2004 2006

Para construir el índice Pd, se toma la mediana del indicador de privación para cada año es 5.63. El 60% de la mediana es el valor 3.38, el cual tomaremos como umbral de pobreza. El resultado del índice sintético Pd para los tres años analizados y obtenido para estos parámetros, se recoge en la Tabla 11.

Tabla 11. Índices Pd, varios años

Pd	2004	2005	2006
FGT(0)	0.29198	0.31566	0.32557

Fuente: Elaboración propia a partir ECV 2004 2006

A partir de esta tabla se observa que el porcentaje de individuos que sufre privación aumenta desde un 29% en el año 2004 a un 32% en el 2006, lo que permitiría hablar de un incremento de la población privada a lo largo de los años analizados.

Por otra parte, también es interesante estudiar el número de episodios de estancia en situación de privación que sufre cada individuo, de tal manera que se pueda aproximar la persistencia de dichas situaciones en la población, o por el contrario, la capacidad que tienen los individuos para salir de situaciones de privación. En nuestra muestra, los resultados que se obtienen aparece en la Tabla 12.

Tabla 12. Episodios de privación

Episodios	Frecuencia	Porcentaje	% Acumulado
0	16,001	57.72	57.72
1	6,710	24.20	81.92
2	3,576	12.90	94.82
3	1,435	5.18	100.00
Total	27,722	100.00	

Fuente: Elaboración propia a partir ECV 2004 2006

Los individuos que no sufren situación de privación en ninguno de los periodos alcanzan el 57,7% de la población, los que lo sufren un solo año suponen el 24,20%, los que sufren 2 años de privación son el 12,9% y los que están todo el período considerado en situación de privación son el 5,18%. Estas cifras suponen que aunque los individuos en situación de privación permanente

son escasos, sin embargo son muy numerosos los que en algún momento han experimentado carencias en el indicador elegido.

Para complementar los resultados anteriores, es habitual enfocar el estudio de la dinámica de cualquier variable mediante matrices de transición que recogen la probabilidad de cambio en el estado respecto a dicha variable desde el período inicial al final. Esta matriz tiene como elementos la proporción de individuos que pertenecen a la clase j en la distribución inicial y a la clase i en la final: m_{ij} ($\sum m_{ij}=1$). Los elementos de la diagonal muestran las probabilidades de permanencia de los individuos en sus clases iniciales.

La matriz de transición entre los años 2004 y 2006 de la variable “pov”, que representa a los individuos según su ponderación longitudinal, muestra los individuos que están por debajo del umbral de pobreza respecto al índice de privación Pd, tal y como muestra la Tabla 13.

Tabla 13: Matriz de transición 2004-2006

Pov	Pov		Total
	No	Sí	
No	17,608 82.05	3,853 17.95	21,461 100
Sí	3,552 37.17	6,005 62.83	9,557 100
Total	21,160 68.22	9,858 31.78	31,018 100

Fuente: Elaboración propia a partir ECV 2004 2006

En esta tabla se recoge la probabilidad de transición de la variable categórica “pov” en el tiempo, también se incluye la frecuencia de cada caso. La unidad de análisis es el individuo porque el hogar se transforma y no es apto para ser estudiado longitudinalmente. Además se restringe la muestra a los individuos que permanecen durante los tres años del período (puesto que la ECV es un panel rotatorio, con $\frac{1}{4}$ de reemplazamiento de la muestra). La probabilidad de estar por debajo del umbral de privación en 2006, habiéndolo estado en 2004, es del 62%, la de no estarlo en 2006 (si no se estuvo en 2004), es del 82%. Por su parte, la tasa de entrada en situaciones de privación es del 17,95%, mientras que la de salida es del 37,17%.

III. Análisis empírico del impacto del gasto público en educación en la pobreza

III.1 Metodología

Una vez que se ha estudiado la situación general de pobreza y privación, desde una perspectiva estática y dinámica, en este apartado se da un paso más, con el objetivo de analizar, de forma concreta, el impacto que la educación recibida por los individuos de la muestra tiene sobre el indicador multidimensional de privación. Para ello, se propone la aplicación de un modelo de regresión. Específicamente, se ha construido el índice multidimensional m_1 , que agrega los gaps de pobreza en los individuos con los parámetros: $\alpha=1$, $b=0.5$ y $\beta=1$. Este indicador toma el valor 0 cuando no se sufre de déficit en ninguno de los índices (P_d y pobreza) y alcanza un máximo de 1.10. Su media es 0.1494 y su desviación típica es 0.207. A continuación, se convierte m_1 en una variable dicotómica (m_2) y se estima un modelo logit, en el que la variable dependiente es precisamente m_2 . Este modelo logit de regresión permite estudiar el impacto de la variable educación superior, entre otras, sobre la privación multidimensional, para así poder determinar los aspectos que influyen en el riesgo de estar en situación de privación. Para finalizar este análisis se estudiará la evolución dinámica del indicador multidimensional respecto a las sucesivas olas de la encuesta empleada (ECV), así como la transmisión intergeneracional recogida en la ola del año 2005. Para ello, se utiliza en primer lugar tablas de contingencia y, en segundo lugar, matrices de transición.

Las tablas de contingencia permiten explicar la dependencia entre dos variables a través del análisis de las frecuencias relativas y esperadas de dichas variables en una población. Por su parte, las matrices de transición se utilizan para indicar los movimientos a través de segmentos de la distribución de la variable estudiada entre dos generaciones sucesivas, como ya se vio en el apartado anterior.

III.2. Aplicación empírica

Para poner en relación la pobreza monetaria y la privación con la educación, se presenta en la Tabla 14 el nivel de formación de las personas mayores de 16 años que forman parte del hogar, mientras que en la tabla 15 se relaciona la tasa de pobreza monetaria con el nivel educativo alcanzado por el padre.

Tabla 14. Niveles de formación

Formación	Total	Mujeres	Hombres
Ed. Primaria	34.05	36.63	31.42
Ed. Sec. 1ª Etapa	20.98	19.7	22.3
Ed. Sec. 2ª Etapa	21.87	20.78	22.99
Ed. Superior	23.09	22.9	23.29
Total	100	100	100

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV 2005

Tabla 15. Tasa de pobreza según nivel de formación del padre

Educación del padre	Tasa de pobreza (%)
Educación primaria o inferior	17,7

Educación secundaria primera etapa	11,3
Educación secundaria segunda etapa	10,5
Educación superior	7,6

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV 2005

Por otra parte, en la Tabla 16 se analiza si la situación respecto a la privación se reparte de manera homogénea entre los individuos según su nivel educativo, o si por el contrario las situaciones de privación se concentran en individuos con un determinado nivel formativo. Esta hipótesis se contrasta a través de la tabla de contingencia detallada a continuación.

Tabla 16. Privación según nivel educativo y decilas de renta Pd

Decilas P _d	Primaria	Sec. 1ª Et.	Sec. 2ª Et.	Superior	Total
1	1,608	1,018	1,207	1,782	5,615
2	513	337	389	396	1,635
3	872	398	457	483	2,210
4	758	514	582	683	2,537
5	1,167	605	588	506	2,866
6	1,027	566	667	643	2,903
7	1,040	578	547	500	2,665
8	1,096	702	548	399	2,745
9	1,134	685	525	372	2,716
10	1,241	779	475	247	2,742
Total	10,456	6,182	5,985	6,011	28,634

Nota: P(Chi²>x)=0.000

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV 2005

Los resultados muestran un rechazo de la hipótesis nula, por tanto, se puede decir que existen diferencias significativas en la privación, en función del nivel educativo del individuo. En el mayor nivel de privación, casi la mitad de los individuos sólo han completado la educación primaria. En el primer decil, cuando P_d es cero, el mayor porcentaje de individuos posee educación superior. En el resto de deciles, son mayoría los que sólo han alcanzado el nivel de primaria.

El siguiente paso consiste en estimar una regresión logística, donde la variable dependiente es la probabilidad de ser pobre (a nivel multidimensional) y las variables explicativas recogen un conjunto de características que, según la literatura, inciden en el riesgo de privación. Éstas como son el género, el estado civil, el tamaño del hogar, el grado de educación, el número de meses trabajando en el último año y el lugar de residencia, y la recepción de ayudas para estudios, así como variables que recogen la interacción entre ellas (Deutsch y Silber, 2005)¹⁸. Los resultados obtenidos se resumen en la Tabla 17.

Tabla 17. Resultados de la estimación logit

Coefficiente	Error Estándar	p-valor	I.C. (95%)
--------------	----------------	---------	------------

¹⁸ No se utiliza la edad como variable explicativa porque presenta problemas de multicolinealidad.

_Inivelsp_2	-0.2081624	0.0427162	0	-0.2918847	-0.1244402
_Inivelsp_3	-0.0441688	0.0499627	0.377	-0.1420939	0.0537563
py140n	-0.0001136	0.0002568	0.658	-0.0006169	0.0003898
_Isexo_2	-0.014707	0.045868	0.748	-0.1046066	0.0751925
hx240	-0.3019818	0.0370047	0	-0.3745096	-0.229454
_Iestado_2	0.2116106	0.0625796	0.001	0.0889568	0.3342644
_Iestado_3	-0.0324478	0.0927767	0.727	-0.2142868	0.1493913
_Iestado_4	0.1261876	0.0773234	0.103	-0.0253633	0.2777386
_cons	0.5507797	0.081179	0	0.3916718	0.7098876

Notas: N° observaciones: 11.991; PseudoR Cuadrado: 0.0067

Fuente: *Elaboración propia a partir de ECV 2005*

Las variables independientes utilizadas tienen, en general, un impacto significativo sobre la variable dependiente, mientras que las interacciones no son significativas. El nivel educativo del sustentador principal (nivelsp) influye negativamente en la posibilidad de estar en situación de privación. El primer nivel (educación primaria), que es el que se toma como referencia, es el que mayor riesgo de estar en situación de privación lleva asociado. Cuanto mayor es el nivel educativo del sustentador principal, menor es el riesgo asociado a estar privado. La variable py140n recoge las ayudas por estudios recibidas en el año anterior y también disminuyen el riesgo de estar en situación de privación, si bien este efecto no es significativo estadísticamente debido a la escasa cuantía que representan. El sexo del individuo tampoco es significativo. La variable hx240 representa el tamaño del hogar medido a través de la escala de equivalencia de la OCDE¹⁹ y presenta un efecto significativo y negativo. La variable de estado civil se ha codificado como 1 para los solteros, que es la categoría de referencia, 2 para los casados, 3 para los divorciados y separados y 4 para los viudos. Estar casado aumenta el riesgo respecto a estar soltero, estar divorciado o viudo no presenta impacto significativo. La variable que recoge las ayudas por estudios presenta el valor 0 en el 98,25% de los casos y solo alcanza por tanto a menos del 2% de la población.

El último paso de la aplicación empírica es el estudio de los aspectos dinámicos de las posibles relaciones entre educación y pobreza. El estudio se lleva a cabo con dos perspectivas distintas, en primer lugar se utiliza el módulo de transmisión intergeneracional de la pobreza que incorpora la ECV 2005 y en segundo lugar, se propone el análisis de los ficheros longitudinales de la ECV 2004-2006. El módulo de transmisión intergeneracional de la pobreza proporciona información sobre las personas con edades comprendidas entre los 25 y los 65 años, ambos incluidos y la referencia temporal de todas las variables sobre los padres se refieren al periodo en que la persona era un joven adolescente, es decir, tenía entre 12 y 16 años. La variable que representa el nivel educativo del padre y de la madre la cruzamos en una tabla de contingencia con el indicador multidimensional de exclusión obtenido en el apartado anterior y obtenemos los siguientes resultados, recogidos en las Tablas 18 y 19.

¹⁹ 1 primer adulto, 0.5 siguientes adultos, 0.3 niños.

Tabla 18: Nivel educativo Padre

m2	0	1	2	3	4	5	Total
0	2,546	5,118	572	520	44	696	9,496
	26.81	53.9	6.02	5.48	0.46	7.33	100
	52.65	50.82	55	51.33	59.46	48.71	51.43
1	2,290	4,953	468	493	30	733	8,967
	25.54	55.24	5.22	5.5	0.33	8.17	100
	47.35	49.18	45	48.67	40.54	51.29	48.57
Total	4,836	10,071	1,040	1,013	74	1,429	18,463
	26.19	54.55	5.63	5.49	0.4	7.74	100
	100	100	100	100	100	100	100

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV 2005

Tabla 19: Nivel educativo madre

m2	0	1	2	3	4	5	Total
0	3,054	5,473	570	365	24	314	9,800
	31.16	55.85	5.82	3.72	0.24	3.2	100
	52.83	50.66	54.97	50.76	55.81	48.31	51.49
1	2,727	5,330	467	354	19	336	9,233
	29.54	57.73	5.06	3.83	0.21	3.64	100
	47.17	49.34	45.03	49.24	44.19	51.69	48.51
Total	5,781	10,803	1,037	719	43	650	19,033
	30.37	56.76	5.45	3.78	0.23	3.42	100
	100	100	100	100	100	100	100

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV 2005

En las tabla 18 y 19 se representa en cada celda el número de casos seguido del porcentaje que supone respecto al total de cada fila y en tercer lugar el porcentaje respecto al total de cada columna. Del total de individuos en situación de exclusión, casi el 81 % corresponde a sujetos cuyo padre tenía un nivel de estudios de educación primaria o inferior, y el 87% a sujetos con su madre en el mismo nivel.

Desglosamos la matriz de transición recogida en la Tabla 13 según el nivel educativo de los individuos y se obtienen los siguientes resultados (Tabla 20).

Tabla 20: Matrices de Transición por niveles educativos

Nivel=1	0	1	Total
0	84.53	15.47	100
1	45.2	54.8	100
Total	75.23	24.77	100
Nivel=2			
0	84.4	15.6	100
1	42.09	57.91	100
Total	73.54	26.46	100
Nivel=3			
0	78.96	21.04	100
1	32.99	67.01	100
Total	62.75	37.25	100
Nivel=4			
0	68.79	31.21	100
1	27.48	72.52	100

Total	47.21	52.79	100
-------	-------	-------	-----

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECV 2004 2006.

En la tabla 20 se observa que la probabilidad de salir del estado de privación decrece con el nivel educativo del individuo. Este resultado está motivado en parte por la dificultad de recoger los cambios en el nivel educativo que puedan ocurrir de manera simultánea al proceso de entrada o salida en la exclusión, y en parte también porque al ser un análisis basado en los individuos no se pueden recoger los efectos del nivel educativo del sustentador principal de cada hogar, que es la variable que más influencia ha demostrado tener en la probabilidad de sufrir privación.

V. Conclusiones

La mayoría de las cuestiones pendientes de resolver en la literatura sobre análisis de la pobreza están directa o indirectamente relacionadas con su naturaleza multidimensional y dinámica (Thorbecke, 2007). Partiendo de este estado de la cuestión, en este trabajo se han introducido ciertos avances empíricos desarrollados en los últimos años respecto a la creación de índices multidimensionales de privación. Por otra parte, se ha intentado además relacionar las situaciones de pobreza con los aspectos educacionales de los individuos.

En los últimos años, la literatura empírica viene demostrando que la pobreza monetaria y la privación múltiple son fenómenos distintos que pueden afectar a individuos de forma diferenciada, existiendo además distintos riesgos de exclusión respecto a los estándares de calidad de vida. Por ello, en este trabajo se ha tratado de avanzar en la línea de la construcción de indicadores de pobreza multidimensionales, integrando ambos aspectos.

Partiendo de algunas de las propuestas más recientes de la literatura empírica de los últimos años, se construye en primer lugar un indicador sintético de privación compuesto por tres dimensiones de los individuos: de consumo, financiero y de vivienda, los cuales recogen las carencias materiales de los individuos ponderadas según su nivel de prevalencia social (otorgando un peso mayor a las situaciones de privación menos extendidas entre la población). A partir de este indicador, se constata que los resultados que se obtienen son muy diferentes a los de los indicadores de pobreza monetaria tradicionales (hay muchos más individuos que sufren algún tipo de privación), lo cual pone de relieve la necesidad de integrar ambos enfoques para disponer de toda la riqueza de los datos, tal y como vienen demandando otros estudios en los últimos años.

A continuación, se construye un índice multidimensional de exclusión que incluye la información anterior sobre la privación material y la información sobre la renta para todos los individuos mayores de 16 años. Posteriormente, se fijan los valores de los parámetros y se obtiene una caracterización de los individuos que sufren bien privación material, bien pobreza monetaria o

ambas a la vez. Con este mismo enfoque axiomático, se han trazado las curvas TIP correspondientes del indicador multidimensional para varios valores de los parámetros considerando los gaps agregados en el conjunto de la población.

El índice m_1 que recoge los gaps anteriores se normaliza y se contrasta su robustez mediante la construcción de intervalos de confianza. Para estudiar la influencia que tiene el nivel educativo se elabora un modelo logit de regresión en cuyo resultado se comprueba que el aumento en el nivel educativo del sustentador principal disminuye la probabilidad de estar en situación de exclusión. Respecto a la variable que recoge el importe de las ayudas públicas para la realización de estudios, aunque el signo del coeficiente también es negativo no tiene un impacto significativo, probablemente debido a su muy escasa cuantía e incidencia.

El análisis se completa con el estudio de los aspectos dinámicos que se lleva a cabo desde una doble perspectiva: como transmisión intergeneracional de la pobreza y como indicador de privación para el caso longitudinal P_d , del que se derivan los índices $FGT(\alpha)$ habituales en la literatura sobre pobreza. Se construye una variable dicotómica que toma el valor 1 cuando se está en situación de pobreza respecto a la privación material medida con el umbral habitual del 60% del valor de la mediana. Se tabulan los resultados sobre el número de años que se sufre pobreza entendida como privación material y se calculan las matrices de transición que miden la probabilidad de entrada y salida de dicha pobreza. Los resultados obtenidos indican que, si bien es muy abundante el porcentaje de individuos que en algún momento han experimentado un episodio de carencia material, es relativamente bajo el porcentaje que sufre estas carencias de modo permanente, a pesar de que los indicadores se deterioran a lo largo del período considerado. En el año 2006, el 32% de los individuos se sitúa por debajo del umbral mientras que en el 2004 era el 29%.

Los resultados de este trabajo indican que definir la pobreza exclusivamente como insuficiencia de renta puede conducir a conclusiones erróneas respecto a las políticas públicas apropiadas, puesto que cuando se analiza el nivel de bienestar de los individuos con un enfoque más amplio como es el de los indicadores de privación o los índices multidimensionales, la caracterización de la población objetivo cambia y se amplía, variando por tanto los requerimientos de la actuación pública. Este hecho concuerda bien con la relativamente débil correlación que se ha observado entre la renta y otras variables de nivel de vida (Duclos, Sahn y Younger, 2005) y refuerza la necesidad de abordar los estudios con un enfoque multidimensional.

VI. Bibliografía

- Adair, V.C. (2001): "Poverty and the (Broken) Promise of Higher Education", *Harvard Educational Review*.
- Atkinson, A. B. (2003): "Multidimensional deprivation: contrasting social welfare and counting approaches", *Journal of Economic Inequality* 1, pp 51–65.
- Atkinson, A.B. y Bourguignon, F. (1982): "The Comparison of Multi-Dimensioned Distributions of Economic Status" *The Review of Economic Studies*, Vol. 49, No. 2, pp. 183-201.
- Ayala, L. y Pérez, C. (2003): "Macroeconomic Conditions, Institutional Factors and Demographic Structure: What Causes Welfare Caseloads?", *Papeles de Trabajo 2/2003*, Instituto de Estudios Fiscales.
- Ayala, L., Jurado, A. y Pérez, J. (2006): Pobreza monetaria y privación multidimensional: ¿qué explica el análisis territorial?, Congreso Economía Pública, Almería, 2-3 febrero.
- Ayala, L., Rodríguez R. y Sastre M. (2007): *Familia, infancia y privación social. Estudios de las situaciones de pobreza en la infancia*. Colección Fundación FOESSA. (Caritas), Madrid.
- Ayllón, S.; Mercader, M. y Ramos, X. (2007): "Caracterización de la privación y de la Pobreza en Cataluña", *Revista de Economía Aplicada*, nº 44, pp. 137-175.
- Badenes, N. (2007): "¿Cómo se mide la pobreza? Ejemplos a partir de una base de datos simulada", *e-pública*, nº 2, pp 12-36.
- Bover, O. y Arellano, M. (1995): "Female labour force participation in the 1980s. The case of Spain". *Investigaciones Económicas*, Vol. XIX (2).
- Bourguignon, F. y Chakravarty S.R. (2002): "Multi-dimensional poverty orderings", *DELTA W.P.* 2002-22.
- Bourguignon, F. y Chakravarty S.R. (2003): "The measurement of multidimensional poverty", *Journal of Economic Inequality* 1, pp 25–49.
- Cantillon S., y Nolan B., (1998) "Are married Women more deprived than their husbands?". *Journal soc. Pol.*, 27, 2, pp 151-171.
- Cantó, O., Río del, C. y Gradín, C. (2002): "La Evolución de la Pobreza Estática y Dinámica en España en el Período 1985-1995", *Papeles de Trabajo 24/02*, Instituto de Estudios Fiscales.
- Cantó, O., Río del, C. y Gradín, C. (2006): "Poverty and Women's Labour Market Activity: The Role of Gender Wage Discrimination in the EU", *Ecineq Working Paper Series*, 2006-40.
- Cantó, O., Río del, C. y Gradín, C. (2006): "The measurement of gender wage discrimination: The distributional approach revisited", *Ecineq Working Paper Series*, 2006-25.
- Chakravarty, S.R., Mukherjee, D. y Ranade, R. (1998): "On the Family of Subgroup and Factor Descomposable Measures of Multidimensional Poverty", *Research on Economic Inequality*, nº 8, pp 175-194.
- Deutsch, J. y Silber, J. (2005): "Measuring multidimensional poverty: an empirical comparison of various approaches", *Review of Income and Wealth*, Series 51, Nº1, pp 145-174.
- Dex, S. Gustafsson, S., Smith, N. Et Callan, T. (1995) : "Cross-national comparison of Labour force participation of women married to unemployed men". *Oxford Economic paper*, 47, 611-35.
- Duclos, J. Y., Sahn, D.E. y Younger, S.D. (2005): "Robust Multidimensional Poverty Comparisons", *The many dimensions of poverty*, International Conference, Brazil.
- Eurostat (2005): *Material deprivation in the EU*, Population and Social Conditions. Luxembourg.
- Figari, F. (2006): "Cross- national differences in determinants of multiple deprivation in Europe", *International Workshop on Poverty and Social Exclusion Dynamics*, Universidad de Vigo.
- Findlav, J. v Wright. R. (1996): "Gender. Poverty. and the Intra-Household Distribution of Resources".
- Foster, J. Green, J. y Thorbecke, E. (1984): "A class of descomposable poverty measures", *Econometrica*, 52 (3), pp 761-66.

- Fuchs, V.R. (1986): "The Feminization of Poverty?" Working Paper n° 1934, NBER, Cambridge.
- Gil, M. y Ortiz, S. (2008) "Determinantes de la pobreza extrema en España desde una doble perspectiva: monetaria y de privación". *Estudios de Economía Aplicada*, VOL.26-3, 2008
- Hoichkins, J.L. y M.M. Pits (2003): "At What Level Of Labor-Market Intermittency are Woman Penalized?" *The American Economic Review* 3-5, pp. 233—238
- Informe FOESSA (2005): "La pobreza en España". Disponible en: <http://www.entornosocial.es/reportajes/informe-foessa-la-pobreza-en-espana.html>
- Jenkins, S.P. (2000): "Modelling household income dynamics", *The Journal of Population Economics*, 13.
- Jenkins, S. and Lambert, P. (1997), "Three 'I's' of poverty curves, with an analysis of UK poverty trends". *Oxford Economic Papers* 49, pp 317-327.
- King, T. ed. (1980): *Education and income: a background study for World Development Report*, Washington, D.C., World Bank, (World Bank Staff Working Paper no. 402)
- Kristensen, G. (1997): "Women's economic progress and the demand for housing: Theory, and empirical analysis based on danish data". *Urban Studies*, vol. 34, pp 403-419.
- Maasoumi, E. (1999): "Multidimensioned Approaches to Welfare Analysis" in *Handbook of income inequality measurement*, ed. -. J. Silber, Boston: Kluwer Academic, pp. 437-477.
- Martínez, R. (2007): "Renta y privación en España desde una perspectiva dinámica", Documento de trabajo 120-2007, Fundación Alternativas.
- Martínez, R. y Ruiz-Huerta, J. (2000): "Income, multiple deprivation and poverty: an empirical analysis using Spanish data", *26 IARIW General Conference*, Cracovia.
- Nolan, B. y Wheelan, C. (1996): *Resources, Deprivation and Poverty*, Clarendon Press, Oxford.
- Novell, C.A.K, S. Richardson, P. Travers y L.L. Wood (1994): "Resources and functionings: a new view of inequality in Australia", en W. Eichhorn (ed), *Models and Measurement of Welfare and Inequality*, Springer-Verlag, Heideberg.
- Parsons, D.O.: (1995): "Poverty Dynamics Among mature Women: Evidence from the National Longitudinal Surveys 1967-1989", Discussion Paper 95-25, U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics.
- Porter, K.H. y Dupree, A. (2001): "Poverty Trends for Families Headed by Working Single Mothers", Working paper 8-16-01 wel, Center on Budget and Policy Priorities.
- Pressman, S. (2002): "Explaining the gender poverty gap in developed and transitional economies", *Journal of Economic Issues*, 1, vol. 36.
- Sen, A. K. (1970): *Collective Choice and Social Welfare*. Holden-Day, Inc. San Francisco.
- Sen, A.K.(1976): "Poverty: an ordinal approach to measurement", *Econometrica*, n° 44, pp 219-231.
- Social Protection Committee (2006): *Indicators Subgroup: Report on Indicators 2006*, European Commission, Brussels.
- Thorbecke, E. (2007): "Multidimensional Poverty: Conceptual and Measurement Issues", en Kakwani & Silber (eds): *The Many Dimensions of Poverty*, Palgrave-Macmillan, Basingstoke.
- Tsui, K.(2002): "Multidimensional poverty indices", *Social Choice and Welfare* n° 19, pp 69-93.
- Townsend, P. (1979): *Poverty in the United Kingdom*, Penguin Books, Harmondsworth.
- van De Walle, D. (2003) "Behavioural Incidence Analysis Of Public Spending And Social Programs". Chapter 3, en F. Bourguignon and L.A. Pereira Da Silva, Editores, *Evaluating The Poverty And Distributional Impact Of Economic Policies* (Techniques And Tools). Washington D.C.: World Bank. A copublication of the World Bank and Oxford.