



**“Fenómenos de pobreza en los hogares españoles y su relación con las características del hogar”**

1º Accesit

**Sonia González Raya**  
Fundación Acción Familiar

## ÍNDICE

<b>1. INTRODUCCIÓN</b>	<b>4</b>
<b>2. NIVEL EDUCATIVO DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL Y FENÓMENOS DE POBREZA DE LAS FAMILIAS EN ESPAÑA</b>	<b>11</b>
2.1. <i>El concepto de pobreza y metodología de medición</i>	
2.2. <i>Nivel educativo e ingresos de las familias</i>	
2.3. <i>Determinación de la línea de pobreza</i>	
<b>3. IDENTIFICACIÓN DE LAS FAMILIAS EN SITUACIÓN DE POBREZA</b>	<b>40</b>
3.1. <i>Introducción</i>	
3.2. <i>Análisis de los datos</i>	
3.3. <i>Identificación de los hogares pobres</i>	
3.4. <i>Los hogares pobres en España: rasgos característicos</i>	
<b>4. MODELIZACIÓN Y ANÁLISIS ECONOMETRICO DE LOS FENÓMENOS DE POBREZA</b>	<b>56</b>
4.1. <i>Modelos de elección discreta o de respuesta cualitativa</i>	
4.2. <i>Especificación del modelo</i>	
4.3. <i>Resultados de la estimación</i>	
4.3.1. <i>El modelo estimado</i>	
4.3.2. <i>Resultados: probabilidades estimadas</i>	
4.3.3. <i>La probabilidad de pobreza en los hogares españoles</i>	
<b>5. EL EFECTO DE UN INCREMENTO DEL NIVEL DE ESTUDIOS DEL CABEZA DE FAMILIA: SIMULACIONES A PARTIR DE LA ESTIMACIÓN</b>	<b>74</b>
5.1. <i>Introducción</i>	
5.2. <i>Efectos marginales sobre la probabilidad</i>	

---

5.3. *Implementación de la simulación*

5.4. *Coste del incremento de la inversión educativa*

**6. CONCLUSIONES** \_\_\_\_\_ **93**

**ANEXOS:** \_\_\_\_\_ **104**

*ANEXO 1.1. Probabilidad de pobreza por CCAA, según edad y nivel de estudios del SP del hogar*

*ANEXO 1.2. Probabilidad de pobreza evaluada en el valor medio de la variable edad, por CCAA y según nivel de estudios del SP*

*ANEXO 2.- Capacidad predictiva del modelo*

*ANEXO 3. Gastos de la educación en España*

*ANEXO 4.- Las variables en la EPF y su introducción en el modelo*

*ANEXO 5.- Corrección de la multicolinealidad perfecta generada por la introducción de variables ficticias*

**BIBLIOGRAFÍA:** \_\_\_\_\_ **122**

## **1. INTRODUCCIÓN**

Los rápidos e intensos avances técnicos y tecnológicos que han tenido lugar en la mayoría de economías desarrolladas, así como los importantes cambios en los procesos productivos derivados de la asimilación de dichos avances, han generado una mayor necesidad de mano de obra cualificada. Asimismo, el desarrollo de esas nuevas técnicas y la mejora de los procesos productivos han dependido, en gran medida, de los niveles de formación de la mano de obra disponible.

En ese sentido, la acumulación de conocimientos ha sido uno de los factores que han posibilitado tales cambios. Además, dichos cambios e innovaciones han modificado el tejido productivo, alterando también la demanda de mano de obra. De esa forma, la tendencia general ha sido de incremento en la demanda de mano de obra cualificada, la misma que ha permitido la intensificación de dichos avances tecnológicos.

Por otro lado, ese rápido desarrollo técnico y tecnológico ha estado acompañado de un notable aumento en el bienestar económico de las economías en las que ha tenido lugar. Así, el incremento en el nivel de vida y en el bienestar económico no ha dependido única y exclusivamente de la cantidad de capital físico disponible, sino que, en gran medida, ha dependido de la dotación de conocimientos y habilidades de la mano de obra, ya que la formación de ésta ha facilitado la innovación y la mejora técnica y tecnológica, además de producir avances en la productividad del trabajo y del capital.

En definitiva, la asimilación de nuevas tecnologías y la mejora técnica son procesos que dependen fuertemente de la dotación de capital humano de la economía. Por lo tanto, invertir en ese tipo de capital es fundamental para conseguir lo primero. En efecto, como ya se ha argumentado, la inversión destinada a elevar la formación y la cualificación de la mano de obra produce mejoras en dichas cualificaciones que, *a posteriori*, podrán ser aplicadas a la producción. Este tipo de inversión genera un tipo de capital que, en la literatura económica, se conoce como *capital humano*.

Se dice que constituye capital humano toda aquella acumulación de conocimientos, fruto de una inversión, cuyo efecto más relevante sobre los procesos productivos es la elevación de la productividad de los trabajadores. Por otra parte, la inversión en capital humano no sólo incrementa la productividad del capital físico, sino que, además, facilita una mayor adopción tecnológica. Las propias características de los procesos de inversión en este tipo de capital hacen que su cuantificación, así como los rendimientos asociados a la misma, sea más compleja que en el caso de la inversión en capital físico.

La importancia que el análisis económico ha otorgado al capital humano radica en el destacado papel que juega en los procesos de crecimiento y desarrollo económico<sup>1</sup>. Este efecto sobre el desarrollo se produce a través de diferentes mecanismos, que pueden ser

---

<sup>1</sup> La mejora del capital humano parece ser un factor común que está detrás del crecimiento en las décadas recientes en todos los países de la OCDE, especialmente en Grecia, Irlanda, Italia y España, donde el incremento del capital humano aportó más de la mitad de un punto porcentual extra del crecimiento de los años 90, comparado con la década previa (OECD, 2001).

---

estudiados desde un punto de vista tanto micro como macroeconómico.

La generación y acumulación de capital humano, como ya se ha comentado, se materializa mediante la inversión en recursos humanos y, en este sentido, cabe destacar el predominante papel de la inversión en educación<sup>2</sup> -aunque ésta no es la única vía de formación de este tipo de capital-. Asimismo, la experiencia en el puesto de trabajo constituye una forma de creación de este tipo de capital. No obstante, nuestro trabajo se centrará en el papel de la *educación formal* como elemento clave en los procesos de creación de capital humano, dejando de lado otras posibles formas de producción y acumulación.

Como ya se ha señalado, la inversión en educación desempeña un importante papel en los procesos de desarrollo económico ya que, al igual que la inversión en capital físico, genera riqueza. El gasto en educación crea capital humano y, la acumulación de éste, mejora la calidad del factor trabajo y facilita la adopción tecnológica. Debido a la importancia que adquiere la educación en este sentido, es considerada como asunto de interés público. En consecuencia, la riqueza de un país no depende exclusivamente de sus recursos naturales, sino que depende, en gran medida, de sus recursos humanos.

En efecto, un país dispone de capital humano cuando su población activa ha recibido una educación que le permite aplicar a la producción una notable cantidad de conocimientos, de tal modo que

ésta queda incrementada en volumen y calidad. Pero, además, la educación es un activo que no sólo genera ganancias monetarias, individuales y sociales, sino que también produce un flujo de beneficios no monetarios, difíciles de cuantificar.

En este contexto, la importancia de la educación en la formación de capital humano y el destacado papel de esta última sobre el crecimiento y sobre el desarrollo económico, generó un aumento de interés por el tema, provocando la proliferación de investigaciones en esta línea. En este sentido, T. W. Schultz, a partir del *presidential address* en el *Annual Meeting of the American Economic Association* (diciembre de 1960), ha sido considerado el padre o precursor de la Economía de la Educación. Será en esos años cuando las investigaciones en este campo adquieran un peso creciente, consolidándose la *Economía de la Educación* como rama del análisis económico.

En el informe de la UNESCO sobre aspectos sociales y económicos de la planificación de la educación (1965), se dice que *“un país incapaz de desarrollar sus recursos humanos no es capaz de crear estructuras sociales y políticas modernas, ni de estimular el sentimiento de unidad nacional, ni de lograr un nivel más elevado de bienestar material (...). El desarrollo de los recursos humanos es un índice más cierto y fidedigno de la modernización o del adelanto de un país que cualquier otro índice, toda vez que dicho desarrollo es condición indispensable de todos los demás, ya sean sociales, políticos, culturales o económicos”*.

---

<sup>2</sup> Nos referimos a la educación formal, que es el principal componente del capital humano y,

---

Como ya se ha comentado, la principal aportación de la educación al desarrollo económico de un país se produce por la vía de la formación de la población activa, ya que la cualifica para el trabajo, sobretudo tecnológico y facilita la adaptación a nuevas necesidades, así como también facilita la movilidad del empleo. En resumen, existe consenso en que la educación es una de las principales claves del crecimiento económico sostenido y que la acumulación de capital humano es uno de los factores primordiales para la explicación del crecimiento a largo plazo de la productividad. Por lo tanto, desde un punto de vista macroeconómico, la acumulación de capital humano es un elemento primordial en la explicación del crecimiento a largo plazo de la productividad. A su vez, esto último se traduce en mejoras de la competitividad. Desde un punto de vista microeconómico, la acumulación de capital humano produce, entre otros efectos, mejoras en los ingresos individuales<sup>3</sup>.

El objetivo básico de este trabajo ha sido el de analizar el papel de la educación sobre los fenómenos de pobreza de los hogares españoles (como medida de la carencia de bienestar económico) y, en segundo lugar, cuantificar qué efecto tiene sobre el riesgo de pobreza de las familias, el incremento del nivel de formación de sus sustentadores principales; comparándolo, posteriormente, con el coste de implementación de dicha actuación.

La hipótesis de partida en este trabajo es la siguiente: la acumulación de capital humano mejora el bienestar económico, por lo tanto, cuanto más cualificado esté un individuo, menor será la

---

frecuentemente, el único que se utiliza para su cuantificación.

<sup>3</sup> La relación entre nivel educativo e ingresos se discutirá con mayor profundidad en la sección 2 de este trabajo (véase página 17).

---



probabilidad de hallarse por debajo del umbral de pobreza. De este modo, si se verifica esta hipótesis, una forma de combatir las situaciones de pobreza de las familias, consistirá en incrementar las dotaciones de capital humano de aquellos sustentadores de baja o nula cualificación. Es decir, la mejora de la cualificación de la fuerza laboral, potencial o efectiva, debería tener importantes efectos en términos de reducción de la pobreza, debido a la destacada incidencia del nivel educativo sobre ésta.

El trabajo se ha estructurado en seis secciones, incluyendo esta primera introducción. A continuación, la sección 2 ofrece las definiciones y medidas del concepto de pobreza, y tiene como objetivo hallar una medida de identificación de la pobreza para el caso español. En la sección 3, se ha realizado un análisis descriptivo de los datos con los que se ha trabajado, además de cuantificar diferentes umbrales de pobreza, que serán los que se utilizarán para la identificación de los hogares pobres. Por lo tanto, se ofrecerá una descripción, a grandes rasgos, de los hogares españoles recogidos en la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) y se identificará a aquellos que pueden ser considerados pobres. La sección 4 describe la metodología de análisis utilizada, se explicará cuál ha sido la especificación del modelo usado y, además, se mostrarán las estimaciones realizadas. A continuación, en la sección 5, simulamos los efectos que tendría sobre la probabilidad de pobreza un incremento del nivel educativo de una parte de los individuos de la Encuesta y se cuantifica el coste de esa iniciativa. Finalmente, en la sección 6, se exponen las principales conclusiones que se desprenden del trabajo y, adicionalmente, se enumeran una serie de recomendaciones para el caso de España.

## 2. NIVEL EDUCATIVO DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL Y FENÓMENOS DE POBREZA DE LAS FAMILIAS EN ESPAÑA

### 2.1. El concepto de pobreza y metodología de medición

Definir el concepto de pobreza es una tarea no exenta de complejidad y controversia por la falta de unicidad en los criterios de definición. En efecto, los diferentes enfoques para definir el concepto aportan diferentes valoraciones del fenómeno, esto provoca que la elección de un criterio para su definición sea en cierto grado arbitraria. De este modo, al hacer referencia al término pobreza es preciso contextualizar el concepto, de forma que sepamos a qué clase de pobreza nos estamos refiriendo. En general, y desde una óptica económica, se entiende por pobreza la condición social ligada a la carencia de medios para satisfacer las necesidades básicas de los individuos.

Por consiguiente, de esta definición surge la dualidad de enfoques a la que nos hemos referido anteriormente, debido a que, por *necesidades básicas*, podemos referirnos, bien a las *necesidades mínimas de subsistencia*, o bien, al *nivel de vida de la comunidad o entorno social* de referencia. En consecuencia, la existencia de diferentes enfoques del fenómeno de pobreza implicará también la existencia de diferentes métodos para su medición.

Como se ha señalado, la ambigüedad inherente al concepto de *necesidades básicas* ha dado lugar a dos enfoques del concepto: el de pobreza relativa y el de pobreza absoluta<sup>4</sup>. Así, aunque existe

---

<sup>4</sup> Véase Martín-Guzmán, *et al.* (2001).

consenso al considerar la pobreza como una condición de privación, dicha privación puede ser absoluta o relativa en función del criterio de pobreza que se esté empleando y, por consiguiente, dependiendo del tipo de carencia que sufran los individuos o familias en cuestión. De este modo, cuando las necesidades insatisfechas son aquellas que garantizan la subsistencia de los individuos, la pobreza ocasionada por dichas carencias se entiende como un concepto absoluto, que no requiere de comparaciones con otras unidades de análisis (individuos o familias) ni con otros períodos en el tiempo. Sin embargo, cuando las carencias de los individuos y/o familias aparecen por el hecho de ser éstos comparados con el conjunto de la sociedad (y sus hábitos y costumbres más comunes) nos estamos refiriendo a la pobreza como concepto relativo y que, por lo tanto, se enmarca en relación a un colectivo de referencia y a un momento temporal también de referencia.

Generalmente, en los países desarrollados, se hace referencia al término pobreza desde un enfoque relativo y, consecuentemente, se consideran pobres aquellos colectivos que están excluidos de ciertos usos y prácticas comunes a la mayoría del grupo social, aunque, en términos absolutos, dicho colectivo no sufra carencias indispensables para cubrir sus necesidades mínimas de subsistencia. Por lo tanto, la utilización de un criterio de pobreza relativo implica que su definición dependa del momento y del lugar en el que se encuentre el colectivo sujeto a análisis. Así, bajo un enfoque relativo, la definición de pobreza empleada se desprende de los conceptos normativos de bienestar aceptados por la sociedad de referencia en un determinado momento temporal. En este sentido, A. Sen se refiere a la idea de "privación relativa" y la distingue de "privación absoluta", señalando

que, en el análisis de la pobreza como desposesión absoluta, la primera es complementaria a la segunda (Sen A., 1992).

En definitiva, al aproximarnos al concepto de pobreza desde un punto de vista relativo, tomarán importancia el conjunto de prácticas y normas sociales que miden los requerimientos de recursos necesarios para la no exclusión social. Del mismo modo, los cambios históricos que modifiquen dichas normas y costumbres, que son aceptadas en el presente, implicarán que una misma definición de pobreza no sea válida para comparaciones intertemporales. Algunos economistas defienden la consideración del fenómeno de pobreza siempre desde una óptica relativa: "el umbral de pobreza no puede definirse en el vacío, sino sólo en relación a una sociedad determinada en una fecha determinada, por lo tanto, ha de considerarse no en términos absolutos sino relativos" (Atkinson A.B., 1981).

Aunque pobreza y desigualdad en la distribución de la renta son conceptos diferentes, a menudo han sido utilizados indistintamente, como si de conceptos análogos<sup>5</sup> se tratara. Es cierto que es posible reducir la pobreza de un país sin que la desigualdad económica se reduzca y que, en base a esto, son fenómenos diferentes. Sin embargo, en esta discusión es indispensable matizar a qué tipo de pobreza nos estamos refiriendo, ya que si nos referimos a la pobreza relativa, el estudio de la pobreza se hace mucho más cercano al de la equidad de la renta que si, por el contrario, nos referimos a la pobreza absoluta. Así, si se reduce la desigualdad económica de un país a través de la redistribución de su renta, aunque la renta en

---

<sup>5</sup> Véase Sen, A.K. (1992).

valor absoluto permanezca constante, la pobreza relativa de ese país podría reducirse. Sin embargo, una condición para que tal reducción en la pobreza relativa se produzca es que la redistribución de rentas no se efectúe únicamente entre las decilas de renta por encima del umbral de pobreza. Esta relación entre desigualdad y pobreza se pone de manifiesto en Hagenaaars A., *et al.* (1985), ya que los autores sostienen que la pobreza absoluta puede ser reducida a través del crecimiento económico, mientras que la pobreza relativa sólo se podrá reducir cuando decrezcan las desigualdades de renta.

Asimismo, la elección de un criterio de pobreza -relativo o absoluto- condicionará la metodología que se emplee para la identificación del colectivo en tales condiciones. Esto es debido a que, para la cuantificación del fenómeno, es preciso identificar *ex-ante* el colectivo pobre y, tal como se ha señalado, la definición de dicho colectivo es susceptible de diferentes enfoques. Por ello, el uso de uno u otro enfoque implicará que se utilice una metodología de identificación diferente y, consecuentemente, aportará una magnitud o extensión del fenómeno también diferencial.

Generalmente, los métodos utilizados para la identificación de los individuos o familias en condiciones de pobreza se clasifican en dos grandes grupos:

- a) Las líneas de pobreza (LP).
- b) El método de la satisfacción de necesidades básicas o necesidades básicas insatisfechas (NBI).

Conviene destacar que, aunque las líneas de pobreza (a partir de ahora LP) y el método de las NBI son los métodos prevaletentes,

---

algunos autores defienden la superioridad metodológica de emplear un enfoque consistente en la integración de ambas metodologías. Así, con el argumento de que los dos métodos anteriores son más complementarios que alternativos, proponen la integración de ambos en un único método, conocido como el Método de Medición Integrada de la Pobreza (MIP). Por otra parte, en este trabajo no se discutirán las ventajas e inconvenientes de utilizar uno u otro método, ni la integración de ambos en el MIP<sup>6</sup>.

El método de medición a través de líneas de pobreza consiste en comparar el ingreso (o gasto) per cápita, o por adulto equivalente, de un hogar con la LP expresada en los mismos términos. En ese sentido, la LP es un patrón a partir del cual es posible establecer, mediante la evaluación de la posición relativa de la familia respecto al umbral, si una determinada unidad familiar se encuentra en condiciones de pobreza. En definitiva, la LP establece el umbral por debajo del cual se considera que las condiciones económicas del hogar son de pobreza.

Para el cálculo de la LP existen diferentes enfoques, en base a ellos las líneas de pobreza se pueden clasificar como: absolutas o relativas, objetivas o subjetivas, exógenas o endógenas<sup>7</sup>. Algunos de los métodos de cálculo de la LP son: el método presupuestario, el método subjetivo, el método estadístico y el método legal<sup>8</sup>.

El primer método (el presupuestario) consiste en componer una cesta de bienes y servicios que se estiman necesarios para cubrir el

---

<sup>6</sup> Para una discusión más detallada véase Boltvinik (1992).

<sup>7</sup> Véase Aguilar R. (1998)

nivel de vida mínimo, de forma que el precio total de esa cesta determinará el umbral de pobreza. En el segundo método, el subjetivo, se define dicho umbral a partir de las respuestas a una encuesta realizada a una parte de la población acerca de cuáles consideran que son los niveles de vida mínimos, y cuál es el nivel de ingresos necesario para satisfacer dichos niveles. En el caso del método estadístico se define la LP en relación a un indicador del nivel general de vida del país. Finalmente, el método legal utiliza las normas establecidas por protección social o la Seguridad Social y establece, frecuentemente, los baremos para las rentas mínimas garantizadas. La LP deberá expresarse en función de una variable monetaria, y lo más común es que dicha variable sea el ingreso o el gasto del hogar<sup>9</sup>. En la mayoría de casos, el uso de una u otra variable –gasto o ingreso- puede conducir a resultados diferentes sobre la composición de la población pobre<sup>10</sup>.

La segunda metodología de medición de la pobreza (NBI) consiste en hallar a aquellas unidades de análisis (individuos u hogares) cuya canasta de consumo actual deja insatisfecha alguna necesidad básica. Por consiguiente, consiste en comparar la situación de cada hogar o individuo con una serie de normas que expresan, para cada uno de ellos, el nivel mínimo por debajo del cual se considera insatisfecha una necesidad. Según este criterio los hogares o individuos con una o varias NBI se considerarán pobres; a este método también se le conoce como método directo. Una alternativa a este método es el

---

<sup>8</sup> Para una exposición más extensa acerca de las diferentes formas de definir la línea de pobreza véase Callan T., *et al.* (1991) y Hagenars A. J. L., *et al.* (1985).

<sup>9</sup> En nuestro caso se ha utilizado la variable gasto por su mejor aproximación a la renta permanente de la familia, y por ser menos susceptible de estar subvalorada en la Encuesta.

<sup>10</sup> Véase Mercader-Prats M. (1997).

---

conocido como “método de la renta”<sup>11</sup>, consistente en calcular el gasto mínimo necesario para poder comprar una cesta de bienes básicos.

En este trabajo se utilizará un criterio relativo, según el cual serán consideradas pobres aquellas familias cuyos recursos son insuficientes para que el hogar posea un nivel de bienestar análogo al del colectivo de pertenencia. Sin embargo, las condiciones económicas de estas familias pueden ser tales que no las priven de cubrir las necesidades básicas de subsistencia.

Para la identificación de las familias pobres se ha empleado una línea de pobreza relativa calculada en base a un criterio estadístico. Además, el umbral de pobreza utilizado se ha expresado en función de una variable monetaria, el gasto del hogar. Por otro lado, dado que se van a comparar hogares de diferente tamaño y diferente composición, se tendrán en cuenta dos factores: el tamaño del hogar y las economías de escala.

En línea con lo anterior, cabe señalar que es de notable importancia tomar en consideración las economías de escala que se producen por el consumo en común de bienes y/o servicios dentro del hogar. Es decir, economías de escala que se generan como consecuencia del hecho de compartir gastos que son independientes del tamaño del hogar (gastos fijos). Con el fin de no omitir ni el tamaño del hogar ni las economías de escala, se ha convertido cada familia en un cierto número de “adultos equivalentes”, conversión

---

<sup>11</sup> Para más detalle, véase Callan, T. *et al.* (1991), p. 245.

---



que nos permitirá llevar a cabo comparaciones entre unidades familiares de diferente tamaño y diferente composición.

Partiendo de tales consideraciones y mediante la aplicación de una escala de equivalencia<sup>12</sup>, se ha transformado el gasto total de cada hogar en gasto por adulto equivalente o gasto medio equivalente. De este modo, se ha aislado el efecto del tamaño del hogar y, al mismo tiempo, se han incorporado las economías de escala.

Finalmente, el umbral de pobreza utilizado para la identificación de los hogares pobres se ha definido como la mitad de la media del gasto por adulto equivalente, que es una de las definiciones más ampliamente usadas en el contexto europeo. Nótese la arbitrariedad en la fijación del umbral, susceptible de producir bolsas de pobreza de diferente magnitud dependiendo de la definición empleada para su determinación.

## **2.2. Nivel educativo e ingresos de las familias**

La evidencia empírica pone de relieve la enorme vinculación existente entre el nivel de vida de los individuos y su nivel educativo. En efecto, existe una estrecha relación entre los fenómenos de pobreza y la educación (entendida como educación formal) de los individuos, motivo por el cual resulta de interés evaluar la intensidad con la que estas variables interactúan.

---

<sup>12</sup> En nuestro trabajo se ha trabajado con la *Escala de Oxford*, que es la utilizada por la OCDE en sus estudios. Esta escala de equivalencia pondera a cada miembro del hogar según los pesos siguientes: 1 al primer adulto (sustentador principal), 0,7 a cada uno de los adultos restantes y 0,5 a los menores de 14 años.

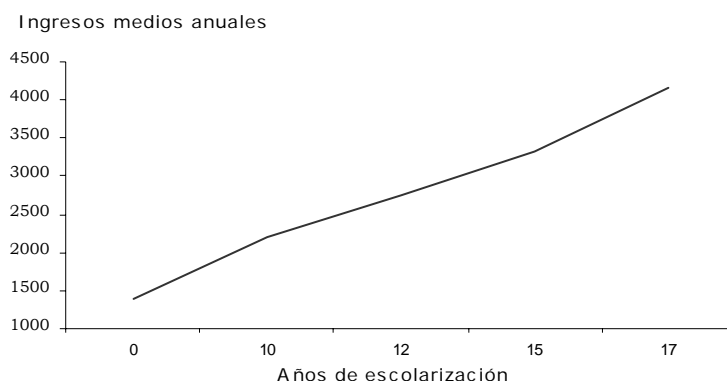
---

En consonancia con lo anterior, nuestro análisis tratará de hallar la magnitud de la incidencia del nivel educativo sobre los fenómenos de pobreza de las familias españolas. En concreto, se intentará analizar cómo incide el nivel educativo del sustentador principal en la probabilidad que tiene el hogar de ser pobre. Si partimos de la hipótesis de que la acumulación de capital humano<sup>13</sup> incrementa los ingresos de los individuos, cuanto mayor sea el nivel educativo del sustentador principal, menor debería ser el riesgo de que el hogar sea pobre.

En línea con lo anterior, tal como muestra el gráfico 2.1., existe una correlación positiva entre el nivel de ingresos medios de las familias españolas y el nivel de estudios de su sustentador principal. Sin embargo, esto no es más que una correlación estadística que trataremos de discutir mediante una rigurosa revisión de la literatura sobre el tema.

**Gráfico 2.1. Ingreso medio anual de las familias según el nivel educativo del sustentador principal.**

*Ingresos medios en miles de pesetas corrientes de 1990*



*Fuente: elaboración propia a partir de datos de la EPF 1990-91 del INE.*

<sup>13</sup> Como ya se comentó en la sección 1, la literatura económica define el concepto de capital humano como: "... toda aquella inversión que los individuos realizan en ellos mismos para mejorar su capacidad productiva ..." (Schultz, 1960). En este trabajo se considerará únicamente la inversión en educación como forma de inversión en capital humano, omitiendo otras formas de inversión en ese tipo de capital.

La relación entre el nivel educativo de los individuos y su nivel de ingresos es una cuestión que comenzó a discutirse con el desarrollo de la teoría del capital humano, aproximadamente en la segunda mitad de los años cincuenta. El postulado básico de esta teoría es que la acumulación de capital humano por parte de los individuos se traduce en una mayor productividad de su trabajo, lo cual se acaba traduciendo en incrementos de su salario<sup>14</sup>. En definitiva, la teoría del capital humano comienza a germinar a finales de los años 50's y durante los 60's, con autores como Schultz (1960, 1961), Denison (1962), Griliches (1964) y Ben-Porath (1967), que sentaron las bases teóricas. Como ya se ha comentado, según esta teoría, los individuos que realizan una mayor inversión en capital humano son más productivos y, por lo tanto, reciben un salario mayor, puesto que el salario refleja la productividad marginal del trabajo<sup>15</sup>. Así, las diferencias salariales observadas en el mercado de trabajo vendrían explicadas por las diferentes dotaciones de capital humano de los trabajadores.

El desarrollo formal y estructurado de la teoría del capital humano corresponde a Becker (1964, 1967), quien propone un modelo en el que existe un mercado para la educación, en el que el equilibrio entre oferta y demanda determina la rentabilidad de dicha inversión. Según Becker la notable incidencia del nivel educativo en la determinación de los ingresos viene explicada por la relación

---

<sup>14</sup> Supuesto implícito de igualdad entre productividad marginal del trabajo y salario.

<sup>15</sup> Este supuesto se deriva directamente de la teoría económica neoclásica.

---

existente entre las habilidades<sup>16</sup> de los individuos y la inversión en capital humano que éstos realizan.

Por lo tanto, según el autor, los individuos más capaces son los que más invierten en capital humano y esto se acaba traduciendo en mayores ingresos para dichos individuos. Debido a que los ingresos son brutos de la rentabilidad del capital humano, algunas personas pueden ganar más que otras simplemente porque han invertido más en ellos mismos. Según ese planteamiento, la distribución de ingresos sería exactamente la misma que la distribución de habilidades si todo el mundo invirtiera la misma cantidad en capital humano. Es decir, si las habilidades estuviesen distribuidas simétricamente, los ingresos también lo estarían. Por lo tanto, un simple análisis de los incentivos para invertir en capital humano puede explicar, no sólo por qué la distribución de ingresos es más sesgada que la de habilidades, sino que también por qué los ingresos están más sesgados entre las personas más mayores y más cualificadas en relación a los más jóvenes y menos cualificadas. El autor también destaca que, algunas inversiones en capital humano no afectan a los ingresos del individuo porque el rendimiento es recolectado por las empresas, industrias o países a través del uso del capital.

Sin embargo, frente a los autores que sostienen que la inversión en capital humano incrementa los ingresos individuales, existe otro grupo de autores que rechaza dicha argumentación. Generalmente, los detractores de ese argumento se basan en que, además del nivel educativo, existen otros factores (background

---

<sup>16</sup> El término "habilidad" en este contexto se refiere a la capacidad del individuo para traducir

familiar, inteligencia...) que afectan a las ganancias de los individuos y que, por lo tanto, para que las diferencias de ingresos entre varias personas puedan atribuirse a la diferencia de inversión en capital humano deberíamos considerar que los otros factores son idénticos para todos ellos, cosa que no ocurre en la realidad. Por lo tanto, concluyen que, considerar que los diferenciales de ingresos pueden estar explicados por las diferencias de stock de capital humano es un supuesto poco real, dado que implicaría una distribución equitativa y homogénea de los otros factores que afectan a los ingresos (inteligencia, background familiar...). Asimismo, nótese que algunos de los factores que estos autores utilizan para rechazar la teoría del capital humano son los mismos que Becker utiliza para explicar la demanda de educación.

En cuanto al análisis empírico de la cuestión, será desarrollado por Mincer (1974), quien propone una relación entre capital humano e ingresos que ha sido ampliamente utilizada en la literatura sobre el tema, la conocida ecuación de Mincer. En general, las investigaciones econométricas sobre determinación de salarios y capital humano se han basado en dicha ecuación, cuya especificación es la siguiente:

$$\ln(w_i) = \alpha_0 + \alpha_1 S_i + \alpha_2 X_i + \alpha_3 X_i^2 + u_i$$

donde,  $w_i$  es el salario del individuo  $i$ ,  $S_i$  los años de escolaridad de dicho individuo (que se aproximan mediante la titulación alcanzada),  $X_i$  la experiencia en el puesto de trabajo que, generalmente, se determina mediante una aproximación (la edad del individuo menos seis y menos los años de escolaridad de éste); también se introduce

---

inversión educativa en mayor productividad.

---

la forma cuadrática de  $X_i$  -puesto que la relación entre  $\ln(w_i)$  y  $X_i$  no es lineal- y, finalmente,  $u_i$  es el término de perturbación aleatorio que recoge otros factores residuales que pueden afectar al nivel de ingresos individuales.

Según esta formulación, se estimará una tasa de rendimiento privada ( $a_1$ ) de la educación, única para todos los niveles educativos; además, la variable "educación" es introducida en la ecuación como una variable exógena. Esto último genera el sesgo de habilidad<sup>17</sup>, otro sesgo en este tipo de estimación es el de autoselección, debido a que la muestra sólo contiene las observaciones de los individuos con ingresos<sup>18</sup>.

Como ya se ha comentado, la mayor parte de los estudios realizados sobre determinación de ingresos trabajan con ecuaciones mincerianas; algunos autores han introducido la variable S (años invertidos en educación formal) como variable discreta, categorizándola en los diferentes niveles educativos que puede alcanzar un individuo<sup>19</sup>. En este sentido, es conveniente destacar el trabajo, sobre determinación de ingresos y rendimientos de la educación, de Oliver J., *et al.* (1998) para el caso de España. Este trabajo es innovador por la especificación del modelo, ya que introduce la probabilidad de estar ocupado. Como resultado de esto

---

<sup>17</sup> La causa de este sesgo es el problema de la endogeneidad en el modelo, debido al hecho de que la variable "educación" está explicada por otros factores que Becker introduce en su modelo, sobre demanda y oferta en el mercado educativo, como condicionantes de ambas. En este sentido, el nivel educativo debería ser una variable endógena, expresada en función de variables explicativas como el background familiar, con lo cual, se debería especificar la ecuación minceriana como una ecuación perteneciente a un modelo estructural.

<sup>18</sup> Este tipo de sesgo puede corregirse planteando la ecuación de ingresos como parte de un modelo en varias etapas, donde en la primera se estime la relación entre la elección del individuo (respecto a la educación) y las características de éste, véase Zamudio, *et al.* (1994).

<sup>19</sup> Véase Barceinas F., *et al.* (1998) y Calvo J.L. (1998) entre otros.

---

último, se obtienen mayores rendimientos de la educación cuando se incorpora el efecto de la educación sobre la probabilidad de estar ocupado. Así, los autores estiman tasas de rentabilidad de la inversión educativa superiores a las obtenidas a partir de la estimación de una ecuación minceriana clásica.

Las críticas más frecuentes al cálculo de los rendimientos educativos han sido debidas, en primer lugar, al posible sesgo de habilidad, que puede distorsionar la estimación del efecto de la variable educación sobre los ingresos<sup>20</sup>. En segundo lugar, otra fuente de críticas proviene de la teoría de la señalización propuesta por Arrow (1973) y Spence (1973), según la cual el nivel educativo alcanzado por los individuos actúa como un filtro o señal que los empresarios utilizan para contratar a los más capaces. No obstante, esta teoría también ha recibido respuestas (Berndt, 1991) y, para el caso español, su contraste no parece respaldarlas<sup>21</sup>.

En definitiva, existe consenso en que la inversión en educación es altamente rentable, pero no sólo para el individuo, sino que también para la sociedad en su conjunto, aunque es de suma dificultad cuantificar las externalidades producidas por este tipo de inversión. La acumulación de capital humano desempeña un papel destacado tanto por su importante papel en los procesos de crecimiento económico como por su también destacado papel en los mecanismos de estructura y distribución salarial. La provisión de educación primaria universal, aparte de su elevada rentabilidad, tiene

---

<sup>20</sup> Según las últimas estimaciones disponibles, parece que el sesgo de habilidad no es muy importante. Para un análisis más detallado sobre el tema, véase Card (1999) y, para el caso español, Barceinas F., *et al.* (2000).

<sup>21</sup> Véase Barceinas F., *et al.* (2000).

importantes efectos igualitarios<sup>22</sup>. La educación, especialmente al nivel inferior, contribuye al alivio de la pobreza, a una distribución más igualitaria de los ingresos y contribuye a mejorar el entorno social<sup>23</sup>.

La reducción de la brecha entre los ingresos medios de los diferentes niveles educativos en los países desarrollados se produce por la reducción paulatina de la rentabilidad de la inversión en cada nivel educativo a medida que aumenta la cantidad invertida en ese nivel (el stock). Es decir, como la acumulación de capital humano es superior en los países desarrollados y la inversión realizada en todos los niveles educativos es también superior, poco a poco los diferenciales de ingresos entre niveles educativos se van reduciendo, como resultado de un mayor ajuste entre oferta y demanda de inversión en este tipo de capital.

En el caso español la inversión educativa es rentable y esta rentabilidad ha experimentado un cierto incremento desde 1990<sup>24</sup>. Además, al mismo tiempo que se producía este incremento de la rentabilidad, se producía también un importante aumento en el stock de capital humano. Es decir, a pesar del incremento del stock, no se ha producido una reducción de la rentabilidad de este tipo de inversión. La coexistencia de ambos procesos en el mismo espacio

---

<sup>22</sup> En los países avanzados la rentabilidad de la educación primaria es más modesta que en los países en desarrollo, puesto que en los primeros representa meramente un estadio obligatorio para alcanzar los otros niveles educativos y, además, existe menos población analfabeta y mayor número de personas con un nivel de estudios superior.

<sup>23</sup> Uno de los mecanismos mediante el cual la educación contribuye a un mejor medio social es a través de su efecto paliativo en los fenómenos de pobreza. Para una revisión más detallada de diversos estudios sobre este tema, véase *Papeles de Economía Española*, 2001, n. 88.

<sup>24</sup> Para un análisis más detallado sobre este tema, véase Barceinas F., *et al.* (2000).

---



temporal demuestra que, el mayor stock de capital humano - conseguido a través del incremento de inversión- no estaba significando una merma de la rentabilidad de dicha inversión. Por lo tanto, el ritmo de crecimiento de la demanda de capital humano estaba siendo más intenso que el ritmo de avance de la oferta (lo anterior es cierto en la medida en que la rentabilidad de la educación aproxime el precio de equilibrio entre oferta y demanda de capital humano).

En su trabajo, Calvo J.L. (1998), mediante una función de ingresos minceriana con variable nivel de estudios discreta, obtiene rendimientos más elevados cuanto mayor es el nivel de estudios del individuo, aunque más bajos que los encontrados por otros autores. Además, constata otras características, por ejemplo que la rentabilidad es superior en los municipios de más de 500.000 habitantes y, por lo que respecta a la variable experiencia, al igual que otros autores, encuentra una relación en forma de U invertida entre ésta y los ingresos. En definitiva, el autor concluye que la acumulación de capital humano (en su doble vertiente) incrementa los ingresos individuales.

Un trabajo exhaustivo sobre los resultados de las estimaciones de la rentabilidad de la educación en España es el que ofrece Oliver J., *et al.*<sup>25</sup> (1999) donde se realiza un profundo análisis de los factores que afectan a la rentabilidad privada de la inversión en educación y a su evolución temporal. En dicho trabajo se muestran los resultados de diferentes estudios realizados sobre el tema. Así, el

---

<sup>25</sup> Este trabajo forma parte de un proyecto más amplio que engloba quince países y que se inició en 1998, financiado por la UE. El proyecto "Public Funding and Private returns to

trabajo de Oliver, *et al.* (1999) ofrece un análisis comparativo de los resultados obtenidos por diferentes autores que han trabajado el tema para el caso español.

Finalmente, el trabajo de Barceinas F., *et al.* (2000) concluye que la inversión en educación es una inversión rentable, tanto desde un punto de vista individual como colectivo. En este trabajo los autores estiman la tasa de rendimiento de la inversión en educación para todos los niveles educativos en el período comprendido entre 1980 y 1996, y observan que la tasa de rentabilidad en esos años pasa del 6% al 8%, respectivamente (aunque con algunas oscilaciones en los años intermedios). Por lo tanto, una de las conclusiones que se desprenden de ese trabajo es el crecimiento de la rentabilidad de la inversión educativa en ese período, en un contexto de incremento del stock de capital humano. Así, como ya se indicó anteriormente, en la medida que se considere que la rentabilidad de la educación aproxima el precio de equilibrio del mercado educativo, en un contexto de aumento de la oferta, el incremento del precio en ese mercado reflejará un crecimiento más acentuado de la demanda (de capital humano) en relación a dicha oferta. El trabajo estima también el efecto de la educación sobre la reducción del riesgo de estar parado, en ese sentido constata la existencia de una menor probabilidad de desempleo para los individuos más educados.

En definitiva, los diferentes estudios realizados al respecto ponen de manifiesto la elevada rentabilidad de la inversión en educación, aun sin tomar en cuenta las externalidades positivas que

---

Education-PURE" dio como primer producto el volumen *Returns to Human Capital in Europe*.

---

genera el incremento del stock de capital humano. Por lo tanto, aunque la mayoría de ellos se ciñen a estimar la rentabilidad económica privada de la educación, constatan la elevada tasa de rendimiento de ese tipo de inversión, tasa que es todavía mayor si se considera la reducción que ejerce la educación sobre la probabilidad de desempleo.

### 2.3. Determinación de la línea de pobreza

Como ya se comentó anteriormente, una de las definiciones más ampliamente utilizadas para la identificación del colectivo en situación de pobreza en el contexto europeo es la identificación de una línea de pobreza relativa de acuerdo a un nivel de gasto (o ingreso) equivalente. La línea de pobreza más frecuentemente utilizada se define como la mitad de la media/mediana del gasto (o ingreso) equivalente del conjunto de hogares<sup>26</sup>. Como ya se ha señalado, en este trabajo se definirá la LP como el 50% del gasto medio equivalente. En este sentido, hemos empleado la variable gasto, en lugar de ingreso, porque consideramos que puede aproximar mejor la renta permanente de la familia. Adicionalmente, otro motivo para utilizar la variable gasto en lugar del ingreso o renta del hogar, viene dado por el hecho de que las respuestas que dan las familias sobre sus ingresos son más susceptibles de estar infravaloradas.

Al operar con los datos de la EPF 1990-1991 hallamos que la media del gasto anual total de las familias españolas era de 2.419.553 pesetas corrientes de 1991 (y el ingreso medio de

---

*A literature Review*, integrado por quince *partners*, todos ellos europeos.

<sup>26</sup> Véase Mercader Prats, M. (1997).

---

2.156.982 pesetas). Si aplicamos el 50% a dicha media, obtenemos que el umbral se sitúa en 1.209.777 pesetas corrientes de 1991. Sin embargo, nótese que ese umbral no tiene en cuenta el tamaño del hogar. Por consiguiente, una familia de 2 miembros con unos ingresos de 900.000 pesetas, sería considerada pobre; mientras que otro hogar, con unos ingresos de 1.300.000 y compuesto por 5 miembros no.

Para solventar ese problema podemos recurrir a una corrección del tamaño familiar a través de una medida per cápita (gasto o ingreso dividido entre el total de miembros del hogar) y, de esa forma, se estaría incluyendo el número de miembros del hogar en el análisis. Sin embargo, no es tampoco un criterio demasiado válido ya que, al dividir el gasto (o ingreso) entre el número total de miembros del hogar, se están omitiendo las economías de escala que se generan por el hecho de compartir unos equipos, servicios, etc., que son comunes y cuyo coste es independiente del número de miembros que componen el hogar<sup>27</sup>. Es decir, el hecho de compartir vivienda reduce los gastos por persona o gastos per capita y eso se explica, como ya hemos señalado, por las economías de escala. Así, a modo de ejemplo, esto significa que el gasto de cinco personas que compartan una misma vivienda, no es el mismo que el gasto de una sola persona (que viva sola) multiplicado por cinco. De este modo, la definición de la LP deberá tener en cuenta las economías de escala.

---

<sup>27</sup> La EPF define el hogar como: "Persona o conjunto de personas que ocupan en común una vivienda familiar principal, o parte de ella, y consumen y/o comparten alimentos y otros bienes con cargo a un mismo presupuesto". Nótese que, siguiendo la definición que da la EPF, se está suponiendo que las unidades familiares comparten vivienda, aunque una misma vivienda pueda contener diferentes hogares.

---

A objeto de incluir el tamaño del hogar en el análisis de la pobreza, sin omitir las economías de escala, es preciso ponderar el gasto (o ingreso) utilizando *escalas de equivalencia*. Al utilizar las *escalas de equivalencia* lo que se hace es ponderar cada miembro del hogar de acuerdo a un valor, de forma que se considera conjuntamente el efecto de las economías de escala y el tamaño familiar. Tal como ya hemos comentado, en nuestro análisis se utilizará la *escala de Oxford*, que es la que implementa la OCDE en sus estudios.

Según los datos de la EPF 1990-1991, el gasto medio equivalente de las familias españolas ascendía a 986.235 pesetas corrientes de 1990-91. Así, debido a que nuestra línea de pobreza se ha definido como el 50% del gasto medio equivalente, el resultado que obtenemos para el conjunto de CCAA es un umbral de pobreza situado en 493.117 pesetas corrientes de 1990-1991. A partir de dicho umbral podremos clasificar los hogares según pertenezcan o no al colectivo en condiciones de pobreza. De esta forma, los hogares cuyo gasto por adulto equivalente no supere las 493.117 pesetas serán considerados pobres. Es preciso hacer notar que el hecho de imponer una línea de pobreza única y uniforme para el conjunto de CCAA está omitiendo el efecto del diferencial de precios entre CCAA.

En nuestro trabajo se han implementado tres criterios diferentes para la determinación de la LP, aunque el procedimiento estadístico para el cálculo del umbral ha sido siempre el mismo. El primer criterio utilizado, ha fijado una línea de pobreza teniendo en cuenta el total de datos de la EPF, por lo que el umbral obtenido es común para el conjunto de CCAA. El uso de ese primer criterio implica

omitir el diferencial de precios entre CCAA. El segundo criterio, ha determinado una línea de pobreza para cada Comunidad Autónoma, es decir, utilizando, únicamente, los datos de gasto equivalente de los hogares de la Comunidad Autónoma en cuestión; por lo tanto, mediante ese criterio se trabaja con 18 umbrales de pobreza (uno para cada Comunidad). Por último, el tercer criterio ha consistido en la fijación de un umbral para cada Comunidad Autónoma a partir de la corrección de precios realizada a la LP hallada mediante el primer criterio. Es decir, a partir de la LP resultante del primer criterio, y después de efectuar una corrección de precios -mediante los índices de precios relativos de las CCAA<sup>28</sup>-, se obtiene un umbral de pobreza corregido que incorpora los diferenciales de precios inter-CCAA y que, por lo tanto, se ajusta mejor a la capacidad real de compra de las familias. En definitiva, con la aplicación de cada uno de los diferentes criterios se obtienen bolsas de pobreza de diferente magnitud que justifican el interés de profundizar un poco más en los resultados que se obtienen de la consideración de las diferentes líneas de pobreza expuestas.

---

<sup>28</sup> El índice de precios utilizado para realizar este ajuste se ha obtenido de la "Serie Enlazada del Producto y la Renta de las Autonomías Españolas. Años 1985 a 1997" del Departamento de Estadística Regional, FUNCAS, Madrid (1999).

---

**Cuadro 2.1. Valores de las LP según los diferentes ámbitos considerados en su definición.**

	Umbral de pobreza del 50% del gasto medio equivalente (G.M.E.)		
	CRITERIO <sup>1</sup>		
	A	B	C
Andalucía	493.117	437.932	481.627
Aragón	493.117	475.143	474.280
Asturias	493.117	528.736	488.383
Baleares	493.117	575.040	510.080
Canarias	493.117	447.366	475.809
Cantabria	493.117	525.791	488.580
C-La Mancha	493.117	457.006	456.824
Cast.León	493.117	485.464	473.639
Cataluña	493.117	597.309	519.302
C.Valenciana	493.117	463.908	499.232
Extremadura	493.117	402.316	448.884
Galicia	493.117	479.520	478.718
Madrid	493.117	661.359	503.867
Murcia	493.117	465.035	477.535
Navarra	493.117	644.195	509.932
País Vasco	493.117	574.173	509.587
La Rioja	493.117	501.171	463.727
Ceuta y Melilla	493.117	368.670	484.586

1. Criterio A: LP calculada mediante el G.M.E. (agregado) del conjunto de CCAA. Criterio B: LP calculada mediante el G.M.E. de cada Comunidad Autónoma en cuestión. Criterio C: LP calculada mediante el G.M.E. (agregado) del conjunto de CCAA corregida de precios.

*Fuente: elaboración propia a partir de datos de la EPF 1990-1991 del INE.*

El hecho de fijar un único umbral de pobreza, idéntico para el conjunto de CCAA, equivale a presuponer que la sociedad de referencia para cualquier familia española es el conjunto de la población española. Asimismo, según ese criterio, los patrones de gasto y los niveles de precios e ingresos se estarían considerando más o menos homogéneos entre CCAA. Aplicando ese criterio, la LP resultante, como ya se comentó, se sitúa en las 493.117 pesetas corrientes. A partir de ese umbral se establecerá si una familia,

independientemente de cual sea su Comunidad de residencia, se encuentra en condiciones de pobreza.

Sin embargo, si consideramos que la población de referencia de un hogar es la población residente en su misma Comunidad, el criterio para fijar el umbral de pobreza deberá tomar en cuenta, exclusivamente, los datos de gasto de las familias de la Comunidad Autónoma en cuestión. Consecuentemente, ese criterio dará como resultado diferentes líneas de pobreza para cada Comunidad Autónoma. Además, en las regiones donde los hogares tengan, en promedio, un gasto equivalente más bajo<sup>29</sup>, el umbral de pobreza quedará fijado a un nivel inferior que el obtenido con el anterior criterio. No obstante, en las regiones con un gasto medio equivalente relativamente más elevado, el umbral de pobreza quedará situado a un nivel superior al obtenido bajo el criterio de una única LP. En efecto, cuando fijamos una LP diferente para cada Comunidad, obtenemos situaciones como, por ejemplo, el caso de Extremadura con un umbral de 402.316 pesetas, en comparación con las 493.117 pesetas que se obtenían bajo el primer criterio; mientras que en Cataluña el umbral es de 597.309 pesetas, superando así las 493.117 pesetas citadas con anterioridad. En definitiva, el resultado de establecer un umbral de pobreza específico para cada Comunidad suaviza la incidencia del fenómeno de pobreza.

Por lo tanto, el criterio consistente en fijar una LP para cada Comunidad Autónoma, a partir de los datos de gasto de sólo esa Comunidad, quizás sea más cercano al criterio de pobreza relativo, ya

---

<sup>29</sup> Aquí debemos tener en cuenta que un gasto equivalente más bajo puede estar explicado en parte porque la Comunidad Autónoma en cuestión sea más pobre y, en parte, porque sus



que, al fijar líneas más bajas en las zonas más pobres, está considerando que si se comparan las familias de esa CA con el resto de familias de esa misma Comunidad (entorno de referencia), no existe tanta pobreza como si se utilizan los datos de todas las CCAA. Por lo tanto, cabe destacar que el hecho de fijar una LP diferente para cada CA está matizando el efecto de la pobreza en las regiones de menor gasto medio equivalente y, por extensión, lo acentúa en aquellas regiones cuyo gasto medio equivalente es relativamente superior.

Finalmente, si consideramos que las diferencias de gasto entre familias de distintas CCAA pueden estar suavizadas o, contrariamente, acentuadas, por las diferencias en los niveles de precios entre CCAA, deberemos corregir la variable utilizada (gasto equivalente) del efecto precios. Asimismo, si consideramos que el colectivo de referencia es el conjunto del territorio español, deberemos corregir la LP que obteníamos con el primer criterio (única e idéntica para todas las CCAA), mediante algún índice del nivel de precios de las CCAA. Cuando se emplea este método, es decir, cuando se calcula una única e idéntica LP para el conjunto de CCAA y, posteriormente, ésta se corrige del efecto precios, conseguimos acercarnos a un concepto de umbral de pobreza expresado en términos de gasto equivalente real. Así, por ejemplo, si las familias de Extremadura tienen un gasto medio equivalente inferior a las familias residentes en Madrid, pero su nivel de precios es relativamente más bajo, el gasto real de Extremadura estará más próximo al gasto real de Madrid.

---

niveles de precios sean más bajos y que, por lo tanto, el gasto real de dicha Comunidad

---

Esto anterior significa que, si se tiene en cuenta el nivel de precios, algunas familias que con el primer método serían consideradas pobres ahora no lo serán. Por lo tanto, si se impone un único umbral, calculado a través del gasto nominal equivalente del total de familias españolas, se está omitiendo el efecto del diferencial de precios entre CCAA.

---

pudiera no ser tan diferente del resto de CC.AA..

---

### **3. IDENTIFICACIÓN DE LAS FAMILIAS EN SITUACIÓN DE POBREZA**

#### **3.1. Introducción**

En el presente trabajo se han utilizado datos procedentes de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-1991 (EPF) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Por consiguiente, hemos operado con microdatos referidos a los hogares españoles y a sus integrantes, siendo la unidad mínima de análisis el cabeza de familia o sustentador principal (SP) del hogar. La EPF 1990-1991 consta de 21.155 observaciones, referentes tanto a la unidad familiar en su conjunto como a los diferentes miembros que la componen.

Es posible caracterizar a grandes rasgos, mediante el análisis descriptivo de los datos, los hogares que componen la Encuesta. Dichos datos ponen al descubierto elementos relevantes referidos tanto a la composición de las unidades familiares como de sus miembros.

Así, a objeto de conocer cuáles son las características socioeconómicas más destacables de los hogares que componen la Encuesta, se detallarán a continuación algunos resultados del análisis de los datos. Como ya se ha comentado, dichos datos están referidos, tanto al conjunto del hogar como a su sustentador principal, que es el miembro en el que se centrará nuestro interés a lo largo de este trabajo.

Cabe destacar que el análisis que se desarrollará a lo largo de esta sección está referido a datos muestrales, es decir, datos de

Encuesta. Por lo tanto, cualquier conclusión debe ceñirse a ese ámbito. Sin embargo, un análisis de los hogares españoles menos favorecidos puede hallarse en el trabajo del INE (1993). En ese estudio, se ofrecen algunos resultados referidos tanto a la población española en su conjunto, como a la población por debajo del umbral de pobreza. Así, a nivel poblacional, un análisis riguroso de los hogares menos favorecidos puede encontrarse en el mencionado trabajo<sup>30</sup>

### **3.2. Análisis de los datos**

En este apartado se ha realizado un breve análisis de los datos aportados por la EPF 1990-1991. Del análisis realizado se ha obtenido que, en promedio, el número de miembros de los hogares de la Encuesta supera a las 3 personas (3,4 miembros), con un número medio de hijos por hogar de 1,4. Sin embargo, el número medio de hijos de únicamente aquellos hogares con descendientes es de 2,1 hijos.

Desde un punto de vista económico, los resultados obtenidos indican que el ingreso medio anual en 1990-1991 de las familias españolas recogidas en la Encuesta era de 2.156.982 pesetas, mientras que los gastos medios ascendían a 2.419.553 pesetas<sup>31</sup>. No obstante, cabe señalar que, por Comunidades Autónomas, los resultados anteriores varían significativamente. Así, el nivel de ingresos familiares medios oscilaba desde los 2,72 millones de pesetas en Madrid a los 1,73 millones de pesetas en Extremadura.

---

<sup>30</sup> *Estudio de los hogares menos favorecidos según la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-1991. Primeros resultados.* INE, 1993.

Tomando como unidad de análisis el sustentador principal<sup>32</sup> del hogar obtenemos que la edad media de éste es de 52,9 años y, además, es con mayor frecuencia varón. En este sentido cabe destacar que la proporción de cabezas de familia hombres es del 82,3% frente al 17,7% que son mujeres. Por otro lado, el nivel de estudios del cabeza de familia en el conjunto de España (medido en años de escolaridad), se situaba de media en 8,15 años<sup>33</sup>. Sin embargo, por Comunidades Autónomas el nivel educativo<sup>34</sup> del sustentador principal varía ampliamente y dicha distribución guarda semejanza con la del ingreso medio.

---

<sup>31</sup> En ambos casos, pesetas corrientes de 1990-1991.

<sup>32</sup> La EPF considera que el SP es "aquel miembro del hogar cuya aportación periódica al presupuesto común se destina a atender los gastos del hogar en mayor grado que las aportaciones de cada uno de los restantes miembros".

<sup>33</sup> Se ha supuesto que completar EGB equivale a 10 años de escolarización; completar secundaria, 12 años; las carreras de grado medio 15, y los estudios superiores 17 años, mientras que se ha asignado 0 años a los analfabetos y sin estudios. Si, en lugar de esa asignación, operamos con la siguiente: analfabetos y sin estudios 4 años, EGB y equivalentes 8 años, y el resto igual, el promedio de años de escolaridad para el conjunto de SP no experimenta un cambio sustantivo, ya que se sitúa en 8,09 años.

<sup>34</sup> Se entiende por *nivel educativo* la *educación formal*, es decir, aquella forma de inversión en capital humano diferente a la experiencia en el puesto de trabajo.

---

**Cuadro 3.1. Ingresos medios anuales por familia y media de años de escolaridad del sustentador principal del hogar, por CCAA.**

*En pesetas corrientes de 1990*

	Ingresos	Nivel estudios <sup>1</sup>
Madrid	2.722.177	9,85
Navarra	2.618.862	9,84
La Rioja	2.583.359	9,44
País Vasco	2.577.625	10,15
Cataluña	2.434.427	9,31
Baleares	2.383.922	8,23
Cantabria	2.264.298	9,73
Asturias	2.214.498	8,84
Galicia	2.153.971	7,71
Aragón	2.151.830	8,58
Castilla y León	2.115.997	9,21
C.Valenciana	2.060.303	7,55
Canarias	2.027.078	8,20
Murcia	2.016.252	6,55
Castilla-La Mancha	2.012.091	6,93
Ceuta y Melilla	1.936.723	9,61
Andalucía	1.935.786	6,53
Extremadura	1.727.038	6,39

1. Véase pie de página 33.

*Fuente: elaboración propia a partir de la EPF 1990-1991 del INE.*

De esta forma, tal como muestra el cuadro 3.1., los sustentadores de familias pertenecientes a CCAA con mayores ingresos medios (como Madrid, Navarra, La Rioja, País Vasco y Cataluña), cuentan con un nivel de estudios que, de media, está por encima del promedio español; mientras que, en aquellas CCAA cuyo ingreso familiar medio está en la otra cola de la distribución (como son Extremadura, Andalucía, Castilla-La Mancha y Murcia), el promedio de años de escolaridad del SP no alcanzaba los 7 años, cuando el promedio en el conjunto de España era de 8,15 años.

Para concluir este análisis, y en lo que se refiere al tamaño municipal, se ha podido comprobar que el tamaño modal de los municipios de la Encuesta se hallaba en el segmento de 10.000 habitantes o menos, es decir, municipios de pequeño tamaño. Finalmente, el tipo de hogar más frecuente en la Encuesta es un hogar formado por tres adultos, sin niños.

### **3.3. Identificación de los hogares pobres**

En este apartado se identificarán los hogares por debajo del umbral de pobreza a partir de la definición de las LP expuestas en la sección 2. En este sentido, se introducirán las tres variantes para el cálculo del umbral<sup>35</sup> (referidas en el anterior capítulo):

- 1) Una única e idéntica LP para todas las CCAA, calculada a partir de los datos de gasto equivalente del conjunto de CCAA.
- 2) Una LP diferente para cada Comunidad Autónoma, calculada a partir de los datos de gasto equivalente de sólo las familias de la Comunidad Autónoma en cuestión.
- 3) Una LP diferente para cada Comunidad Autónoma obtenida a partir de la corrección de precios de la LP calculada para el conjunto de CCAA.

Como ya se ha comentado, el umbral de pobreza calculado para el total de hogares españoles de forma agregada (omitiendo el diferencial de precios entre Comunidades), se sitúa en 493.117

---

<sup>35</sup> Recordemos que se definió el umbral de pobreza como el 50% del gasto medio equivalente.

---

pesetas corrientes de 1990-91 por adulto equivalente. En consecuencia, todos aquellos hogares cuyo gasto por adulto equivalente es inferior a dicha cantidad serán considerados pobres. A partir de ese criterio, el total de hogares pobres en la Encuesta ha alcanzado un valor de 3.598 hogares, mientras que los hogares cuyo gasto equivalente se ha situado por encima del umbral han sido 17.557.

Además, tal como ilustra el cuadro 3.2, la distribución de la pobreza por Comunidades Autónomas no es homogénea. Así, si se considera la ratio entre el número de hogares pobres y el total de hogares de esa Comunidad (recogidos en la EPF), hallamos, en primer lugar, un conjunto de CCAA en las que esa proporción supera el 30%; en segundo lugar, aquellas CCAA cuya proporción de familias pobres está entre el 20% y el 30%; seguidas de aquellas CCAA con una proporción de hogares pobres de entre el 10% y el 20% y, finalmente, aquellas otras cuya ratio es inferior al 10%.

En el primer grupo (por encima del 30%) se encuentran Ceuta y Melilla y Extremadura (32,0% y 31,4%, respectivamente); en el segundo grupo, Andalucía (22,7%), Canarias (22,2%) y Castilla-La Mancha (21,6%); en el tercero encontramos Murcia (18,8%), Castilla-León (17,7%), Comunidad Valenciana (17,0%), Galicia (17,0%), Aragón (16,6%), La Rioja (12,0%), Cantabria (11,6%) y Asturias (11,5%) y, por último, por debajo del 10%, se hallan Cataluña (9,1%), Baleares (7,7%), País Vasco (7,1%), Madrid (4,7%) y Navarra (3,3%).



En efecto, de todo esto se desprende que, para el conjunto de España, en 1990-91 los hogares pobres representaban el 17% del total de hogares de la Encuesta; con lo cual, en ocho CCAA se superaba ese valor medio y, en las diez restantes, la proporción de hogares pobres era igual o inferior a dicho valor.

**Cuadro 3.2. Total de hogares, hogares pobres y proporción de hogares pobres por CCAA a partir de los datos de la EPF 1990-1991<sup>36</sup>.**

	Total hogares	Hogares pobres	Proporción pobres
Ceuta y Melilla.	221	71	32,1%
Extremadura	830	261	31,4%
Andalucía	3.674	833	22,7%
Canarias	772	171	22,2%
Castilla-La Mancha	1.694	366	21,6%
Murcia	526	99	18,8%
Castilla-León	3.162	561	17,7%
Comunidad Valenciana	1.706	295	17,3%
Galicia	1.739	296	17,0%
Aragón	1.105	183	16,6%
La Rioja	357	43	12,0%
Cantabria	362	42	11,6%
Asturias	443	51	11,5%
Cataluña	1.644	149	9,1%
Baleares	429	33	7,7%
País Vasco	1.360	96	7,1%
Madrid	764	36	4,7%
Navarra	367	12	3,3%
<b>Total</b>	<b>21.155</b>	<b>3.598</b>	<b>17,0%</b>

Fuente: elaboración propia a partir de datos de la EPF 1990-91 del INE.

<sup>36</sup> La línea de pobreza utilizada es la que se obtiene a partir de los datos conjuntos de todas las CCAA.

En términos poblacionales, según el estudio del INE (1993), la proporción de hogares bajo la LP (definida como el 50% del gasto medio equivalente) en 1990-1991, era del 19,7% para el conjunto de España, por lo tanto, 2,7 puntos por encima de la proporción hallada con los datos de la Encuesta (17%). Por CCAA, la proporción de hogares pobres en términos poblacionales es la que se muestra en el cuadro 3.3. Así, mientras que según los datos de la Encuesta (cuadro 3.2) las CCAA con mayor proporción de hogares pobres eran Ceuta y Melilla (32,1%), Extremadura (31,4%) y Andalucía (22,7%), con la aplicación del factor poblacional, las comunidades con mayor proporción de hogares pobres son Extremadura (41,2%), Ceuta y Melilla (28,7%) y Castilla-La Mancha (27,6%), en ese orden.

**Cuadro 3.3. Proporción de hogares bajo el umbral del 50% del gasto medio equivalente, por CCAA<sup>37</sup>**

*Peso sobre el total de hogares en cada Comunidad en porcentaje*

Extremadura	41,2
Ceuta y Melilla	28,7
Castilla-La Mancha	27,6
Andalucía	27,1
Canarias	27,0
Castilla y León	27,0
Galicia	26,0
Aragón	23,6
Murcia	21,3
C. Valenciana	20,5
La Rioja	20,0
Cantabria	15,6
Asturias	15,4
País Vasco	12,6
Baleares	11,9
Cataluña	10,0
Madrid	9,2
Navarra	7,4
<b>Total</b>	<b>19,7</b>

*Fuente: elaboración propia a partir del INE (1993).*

<sup>37</sup> Véase INE (1993), p. 43.

Por otro lado, hemos podido comprobar que entre CCAA varía notablemente el nivel medio de estudios del sustentador principal del hogar (véase cuadro 3.1.). Así, si tomamos en consideración aquellas CCAA relativamente grandes (por su representación en la Encuesta) y con mayor proporción de hogares pobres, destacan los casos de Extremadura y Andalucía. Mientras que, en el extremo opuesto (CCAA grandes y con menor proporción de hogares pobres) destacan Madrid y Cataluña. Calculando el nivel medio de estudios (medido en *años de escolarización* necesarios para completar un nivel educativo) del sustentador principal, se obtiene que, en las CCAA con mayor incidencia de pobreza, el nivel de estudios medio del sustentador principal se sitúa por debajo de la media del conjunto de CCAA; mientras que, en las CCAA con menor incidencia del fenómeno ocurre lo contrario.

Como ya se ha señalado anteriormente, de media, el nivel de estudios del SP para el total de observaciones de la EPF es de 8,15 años, mientras que en Extremadura y Andalucía dicha media queda notablemente por debajo, 6,38 y 6,53 años, respectivamente. Lo contrario ocurre en Madrid y Cataluña, donde el nivel medio de estudios del sustentador principal superaba a la media española, siendo de 9,72 y 9,31 años, respectivamente. De este modo, la distribución desigual del capital humano entre CCAA, tal como los datos ponen de manifiesto, convive con una distribución también heterogénea del fenómeno de pobreza.

Si consideramos que la línea de pobreza no es única e idéntica para el conjunto de CCAA, es decir, implementando las dos variantes

restantes de la definición del umbral de pobreza, obtenemos las siguientes proporciones de hogares pobres por CCAA:

**Cuadro 3.4. Total de hogares y proporción de hogares pobres por CCAA, según diferentes definiciones de la LP**

	Total de hogares por CCAA	Proporción de hogares pobres <sup>1</sup>	
		LP-2	LP-3
Ceuta y Melilla	221	15,8%	31,7%
Extremadura	830	20,0%	24,6%
Andalucía	3.674	16,2%	21,0%
Canarias	772	16,3%	19,2%
Com. Valenciana	1.706	14,8%	17,8%
Castilla-La Mancha	1.694	17,3%	17,3%
Murcia	526	15,4%	17,1%
Castilla y León	3.162	17,3%	16,1%
Galicia	1.739	15,8%	15,8%
Aragón	1.105	15,1%	15,1%
Cantabria	362	13,3%	11,1%
Asturias	443	13,3%	10,6%
Cataluña	1.644	15,5%	10,4%
La Rioja	357	13,2%	9,2%
País Vasco	1.360	10,9%	7,9%
Baleares	429	11,0%	7,9%
Madrid	764	13,1%	5,0%
Navarra	367	10,6%	3,3%
<b>Total</b>	<b>21.155</b>	<b>15,5%</b>	<b>15,7%</b>

1. La línea de pobreza 2 (LP-2) corresponde a la calculada a partir de los datos de gasto familiar de cada una de las CCAA por separado. La línea de pobreza 3 (LP-3) corresponde a la corregida del efecto precios.

*Fuente: elaboración propia a partir de datos de la EPF 1990-91 del INE.*

Tal como el cuadro 3.4. pone de relieve, la proporción de hogares pobres en el conjunto de España es ligeramente superior cuando la LP está corregida del efecto precios en relación a cuando se

calculan LP individuales para cada CA (15,7% y 15,5%, respectivamente). Sin embargo, nótese que la proporción encontrada cuando se consideraba una única e idéntica LP para el conjunto de hogares superaba a las dos anteriores (17%).

Hasta aquí se ha perfilado, aunque de forma superficial, algunos de los rasgos socioeconómicos de las familias españolas recogidas por la EPF, que serán los que nos sirvan de marco para el análisis más riguroso que se implementará en la siguiente sección. Por consiguiente, en la siguiente sección analizaremos, con mayor profundidad y rigor, las características que inciden sobre el riesgo que tienen los hogares de encontrarse en condiciones de pobreza.

### **3.4. Los hogares pobres en España: rasgos característicos**

Si nos centramos exclusivamente en las familias cuya posición relativa respecto al umbral de pobreza está por debajo de éste y que, por consiguiente, se definen como hogares pobres, nos será posible detectar algunos rasgos diferenciales respecto al conjunto de hogares de la Encuesta. Así, los datos referentes a la submuestra por debajo del umbral, cuando se fija una única e idéntica LP para todas las CCAA sin corrección de precios, muestran ciertas características diferenciales. Se perfilarán, a *grosso modo*, las particularidades de este colectivo de familias menos favorecidas, aunque en este trabajo no entraremos en el análisis descriptivo de los hogares pobres<sup>38</sup> de una forma exhaustiva.

---

<sup>38</sup> Para un análisis detallado de las características objetivas y subjetivas de los hogares pobres en España, véase *Estudio de los hogares menos favorecidos según la Encuesta de Presupuestos familiares 1990-91. Primeros resultados*, INE (1993). Véase también Ayala L., et al. (2000).

---

El colectivo integrado por los hogares más desfavorecidos de la Encuesta se caracteriza por tener un sustentador principal con una media de edad de 58 años, mientras que, para el conjunto de hogares de la Encuesta ese promedio se sitúa, como ya hemos visto, en 53 años. Respecto al sexo del cabeza de familia es preciso destacar que, la proporción de mujeres que son SP de una familia pobre era cercana al 22%, mientras que en el total de la Encuesta (hogares pobres y no pobres) dicha proporción no llegaba al 18%. Esa constatación está en consonancia con otros estudios realizados (véase INE, 1993).

### Cuadro 3.5. Algunos rasgos de los hogares menos favorecidos en España según CCAA

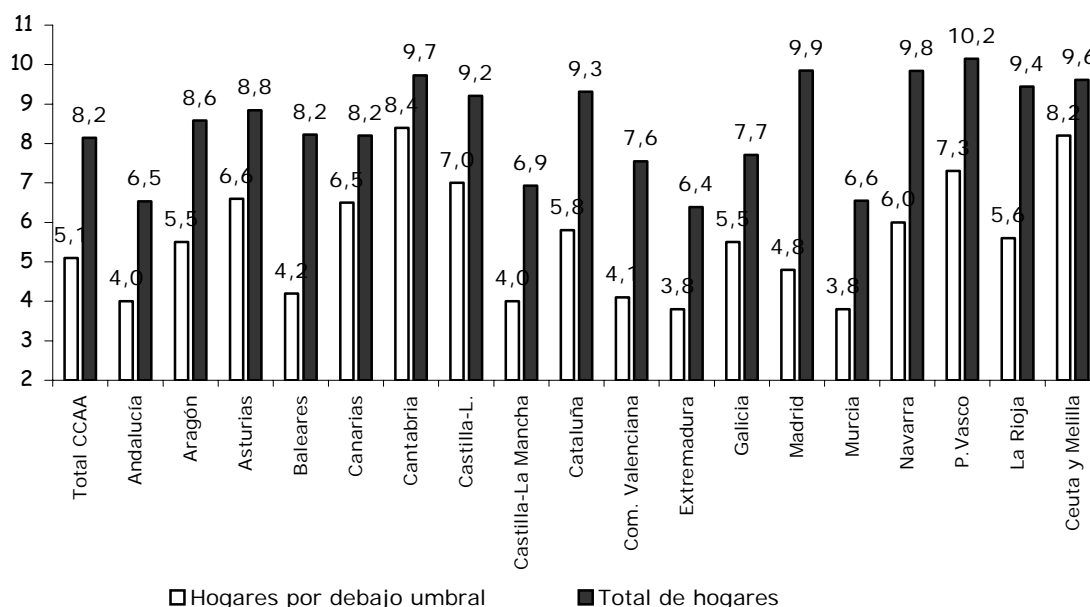
*Medias de los valores para la submuestra por debajo de la línea de pobreza*

	Miembros	Nº hijos	Nivel estudios	Ingreso medio	Edad del SP
Asturias	3,3	1,0	6,6	1.592.039	62,2
Galicia	3,6	1,2	5,5	1.475.201	59,3
Navarra	3,4	1,7	6,0	1.452.929	63,5
Cantabria	3,8	1,8	8,4	1.420.883	57,2
Cataluña	3,2	1,1	5,8	1.389.314	61,5
La Rioja	3,0	0,8	5,6	1.375.946	62,1
P. Vasco	3,4	1,5	7,3	1.354.244	61,7
Canarias	4,2	2,0	6,5	1.312.168	49,9
Aragón	3,0	1,0	5,5	1.310.416	64,5
Castilla-la Mancha	3,2	1,2	4,0	1.304.694	58,8
<b>Total CCAA</b>	<b>3,5</b>	<b>1,4</b>	<b>5,1</b>	<b>1.295.919</b>	<b>58,2</b>
Andalucía	3,9	1,8	4,0	1.282.790	55,4
Castilla-León	3,1	1,1	7,0	1.258.585	60,8
Ceuta y Melilla	3,6	1,6	8,2	1.252.956	54,0
Murcia	3,8	1,8	3,8	1.251.865	53,0
Com. Valenciana	3,1	1,1	4,1	1.228.796	59,3
Extremadura	3,5	1,3	3,8	1.181.496	57,0
Madrid	2,9	1,0	4,8	1.064.664	60,4
Baleares	2,9	1,2	4,2	1.004.416	61,6

*Fuente: elaboración propia con datos de la EPF 1990-1991 del INE.*

Por otro lado, si tomamos en consideración el nivel de estudios, hallamos que, en promedio, los años de escolaridad de los sustentadores de las familias pobres quedaba muy por debajo de la hallada para el conjunto de hogares de la EPF (5,1 frente a 8,15 años, respectivamente). Por CCAA, la dinámica es la misma, siendo en algunos casos la diferencia muy acusada, como en el caso de Cataluña (5,8 frente a 9,3 años), Madrid (4,8 frente a 9,9), la Comunidad Valenciana (4,1 y 7,6), las Islas Baleares (4,2 frente a 8,2), País Vasco (7,3 y 10,2), Navarra (6,0 y 9,8), etc. Por lo tanto, tal como muestra el gráfico 3.1., el nivel de estudios de los SP pobres está, en promedio, muy por debajo del nivel de estudios medio de los SP del total de familias de esa misma CA.

**Gráfico 3.1. Nivel de estudios del cabeza de familia por CCAA en el total de hogares y en los hogares por debajo del umbral de pobreza.**  
*Valor absoluto en años*



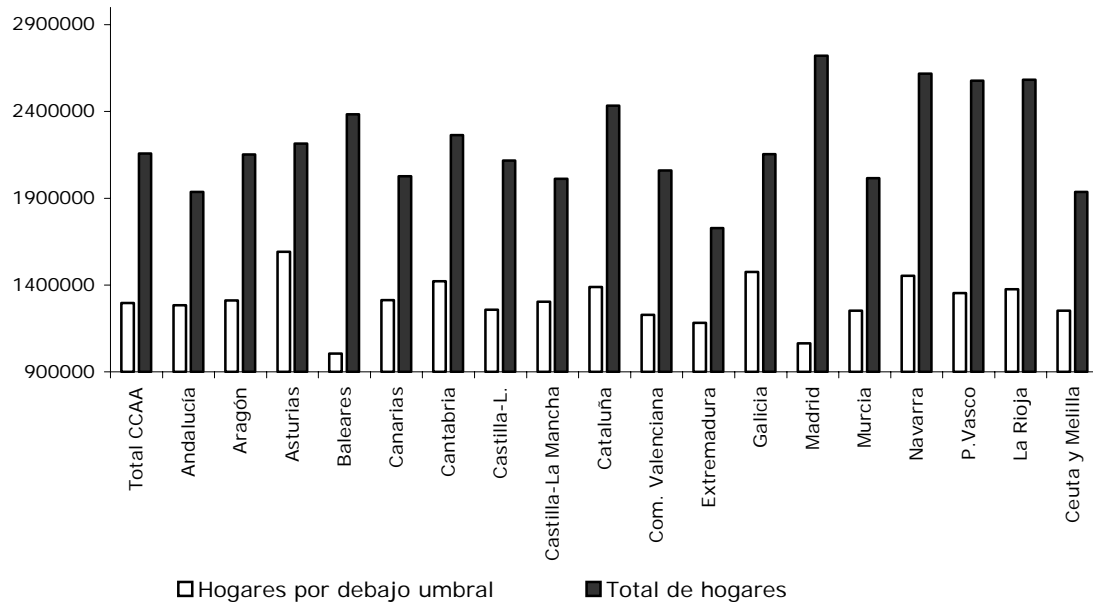
Fuente: elaboración propia a partir de datos de la EPF 1990-1991 del INE

En el cuadro 3.5 se han sintetizado algunas de las características de los hogares pobres según CCAA. En efecto, tal como se desprende de dicho cuadro, es en Asturias donde el ingreso medio de las familias pobres es mayor, de 1.592.039 pts. corrientes de 1990, mientras que Madrid y Baleares se situaban a la cola, con 1.064.664 y 1.004.416 pts., respectivamente. Por último, cabe destacar que en estas últimas CCAA el nivel de estudios medio del sustentador principal de las familias pobres era notablemente reducido (de 4,8 años en Madrid y de 4,2 años en Baleares).



**Gráfico 3.2. Ingresos medios del total de hogares y de los hogares por debajo del umbral de pobreza por CCAA.**

*Valor absoluto en pesetas corrientes de 1990-1991*



*Fuente: elaboración propia a partir de datos de la EPF 1990-1991 del INE.*

Nuevamente, es importante destacar que todas las conclusiones que se desprenden del análisis realizado en esta sección son a nivel de Encuesta, es decir, a nivel muestral. Para una extrapolación a nivel poblacional véase el estudio del INE (1993), donde se analiza exhaustivamente, bajo criterios objetivos y subjetivos, la situación, composición y distribución de los hogares pobres en España.

## 4. MODELIZACIÓN Y ANÁLISIS ECONOMETRICO DE LOS FENÓMENOS DE POBREZA

### 4.1. Modelos de elección discreta o de respuesta cualitativa

Los modelos conocidos como "Qualitative Response Models" (QR models) son aquellos en los cuales la variable dependiente del modelo toma valores discretos. En esta clase de modelos la variable dependiente es una variable categórica que puede representar la ocurrencia o no ocurrencia de un suceso, o puede representar la elección entre dos o más alternativas. En función de si las categorías de la variable dependiente son dos o más, se pueden clasificar estos modelos como, binomiales o multinomiales, respectivamente.

En la mayoría de casos, el valor discreto que toma la variable dependiente meramente codifica un resultado cualitativo. Este tipo de modelos es también conocido como modelos probabilísticos, o modelos de elección discreta, y el esquema general es de la siguiente forma<sup>39</sup>:

$$[4 -1] \text{ Prob.}(\text{evento "j" ocurra}) = \text{Prob}(y = j) = F[\text{ parámetros relevantes}] = F(\beta'.x)$$

En definitiva, el objetivo de este tipo de modelos es cuantificar la relación entre una serie de características individuales y la probabilidad de elegir una alternativa, o bien, la probabilidad de que

---

<sup>39</sup> Las estimaciones de este modelo deben ser probabilidades y, por lo tanto, deben tomar valores entre 0 y 1. Además, para un vector de regresores dado, se espera que,

$$\begin{aligned} \lim_{\beta'.x \rightarrow \infty} \text{prob}(y=1) &= 1 \\ \lim_{\beta'.x \rightarrow -\infty} \text{prob}(y=1) &= 0 \end{aligned}$$

un suceso ocurra a partir de dichas características. Tal como muestra la ecuación [4-1], la probabilidad se distribuirá según la función de distribución acumulada  $F(\cdot)$  evaluada para los diferentes valores que tomen los parámetros y las variables relevantes sobre dicha probabilidad. Frecuentemente, los modelos de variable dependiente discreta, se expresan en forma de modelos de función índice. Así, se llega a un resultado discreto partiendo de una regresión previa,

$$[4 -2] Y_i^* = \beta'X_i + \varepsilon_i \quad \forall i \in [1, n]$$

El vector  $X$  (ecuación 4-2) contiene un conjunto de factores relevantes sobre el resultado de  $Y^*$ , mientras que el vector  $\beta$  está formado por un conjunto de parámetros que miden el impacto de  $X_i$  sobre la probabilidad. Finalmente,  $\varepsilon$  es el término de perturbación aleatorio del modelo, para el cual se puede suponer una distribución normal, o bien una distribución logística.

En esta formulación,  $\beta' \cdot X$  es la llamada función índice, del mismo modo que  $Y^*$  es conocida como la variable latente, por su condición de no observabilidad directa. Es decir, conocemos la decisión del individuo o el resultado cualitativo de un fenómeno en particular, así como también conocemos los factores relevantes en la toma de dicha decisión o en la resolución del suceso, sin embargo, con frecuencia, no se conoce de forma explícita a partir de qué valores de  $Y^*$  el individuo elige una alternativa versus otra. Entonces, el valor asignado a  $Y$  dependerá del valor que tome la variable latente  $Y^*$ .

De esta forma, en el caso de que  $Y$  represente una elección individual,  $Y^*$  representará la función de utilidad del individuo; en

consecuencia, se considera que cuando la función de utilidad implícita del individuo es positiva, el individuo elige esa alternativa en detrimento de las demás. Por otro lado, la función  $Y^*$  debe contener las variables relevantes sobre la elección del individuo. En definitiva, lo anterior se puede expresar de la siguiente forma,

$$Y = 1 \text{ si } Y^* > 0$$
$$Y = 0 \text{ si } Y^* \leq 0$$

Así,

$$[4-3] \Pr(Y_i=1) = \Pr(Y_i^* > 0) = \Pr(X_i \cdot \beta + \varepsilon_i > 0) = 1 - F(-X_i \cdot \beta) = F(X_i \cdot \beta)$$

Por lo tanto,

$$\text{Prob}(Y=1) = F(\beta' \cdot X)$$

$$\text{Prob}(Y=0) = 1 - F(\beta' \cdot X)$$

Como ya se ha señalado, las distribuciones de probabilidad generalmente utilizadas son la normal y la logística. Si se considera que la función de distribución es la de una normal, el modelo será un modelo Probit; mientras que, si se considera una distribución logística, el modelo será un Logit<sup>40</sup>. Cabe señalar que la distribución logística es similar a la distribución normal, excepto en las colas, las cuales son considerablemente más altas en la primera. Así, para valores medios de  $\beta' \cdot X$  las dos distribuciones tienden a dar probabilidades similares.

---

<sup>40</sup> Véase Greene, W.H. (1997), p. 875.

La mayor parte de los *QR models* deberán ser estimados mediante el método de máxima verosimilitud, ya que la regresión lineal no es apropiada, entre otras cosas porque el valor de Y en un modelo de regresión lineal no está restringido a pertenecer al intervalo  $[0, 1]$ <sup>41</sup>. De este modo, cada observación es tratada como un sencillo suceso de una distribución de Bernouilli. En este sentido, siendo  $F(\beta' \cdot x)$  la probabilidad de éxito de los sucesos, y siendo "n" el total de sucesos u observaciones independientes, la función de verosimilitud o función de probabilidad conjunta se expresa como,

$$[4-4] \text{ Prob.}(Y_1 = y_1, \dots, Y_n = y_n) = \prod_{y_i=0} [1 - F(\beta' X_i)] \prod_{y_i=1} [F(\beta' X_i)]$$

La expresión [4-4] también puede ser escrita como,

$$[4-5] L = \prod_{i=1}^n [1 - F(\beta' X_i)]^{1-y_i} [F(\beta' X_i)]^{y_i}$$

Donde [4-5] es la función de verosimilitud que deberá ser maximizada a fin de obtener los estimadores maximoverosímiles de los coeficientes  $\beta$ .

## 4.2. Especificación del modelo

En nuestro trabajo, el hecho de haber identificado los hogares pobres a partir de un umbral de pobreza nos permitirá contemplar el problema como un fenómeno de naturaleza discreta. Por este motivo, es factible dividir las observaciones de la muestra en dos grupos, el formado por aquellas unidades familiares cuyo gasto por adulto equivalente se sitúa por encima de la LP, y un segundo grupo integrado por aquellas unidades familiares con un gasto equivalente que no supera dicho umbral. De esta forma, abordaremos el

<sup>41</sup> Véase Amemiya (1977), Mullahey (1990) y Greene (1997).

fenómeno de pobreza desde el enfoque de los modelos de elección discreta binarios. En resumen, la modelización del fenómeno se efectuará mediante un modelo de respuesta cualitativa (QR) cuya variable dependiente  $Y$  toma valores discretos, 1 y 0, siguiendo la siguiente pauta:

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{Si el hogar se encuentra por debajo del} \\ & \text{umbral de pobreza} \\ \\ 0 & \text{Si el hogar se encuentra por encima del} \\ & \text{umbral de pobreza} \end{cases}$$

Las variables explicativas incluidas en el modelo son: la edad del sustentador principal, edad al cuadrado, la CCAA de residencia (introducida mediante variables ficticias), el tamaño del municipio de residencia (también variables ficticias) y, finalmente, nivel de estudios del SP. Esta última variable –nivel de estudios- se ha introducido de dos formas distintas, como variable continua y como variable discreta, considerándose los siguientes niveles educativos:

N1= analfabetos y sin estudios (0 años de escolarización en el caso de la variable continua)

N2= Primarios, EGB o equivalentes y FP-1 (10 años de escolarización)

N3= BUP o equivalentes, COU y FP-2 (12 años de escolarización)

---

N4= Titulaciones de grado medio o equivalente (15 años de escolarización)

N5= Estudios superiores o equivalentes (17 años de escolarización)

Finalmente, la estimación del modelo nos permite definir la probabilidad de que una familia sea pobre como:

$$\text{Prob. (Familia}_i \text{ pobre)} = \text{Prob. } (Y_i = 1)$$

Para el término aleatorio  $\varepsilon_i$  se ha supuesto una distribución normal, razón por la que hemos utilizado un modelo Probit.

### 4.3. Resultados de la estimación

#### 4.3.1. El modelo estimado

Mediante la metodología anteriormente expuesta se han estimado seis variantes del mismo modelo, cuyas diferencias, como veremos a continuación, dependen de dos elementos. En primer lugar, en el modo de establecer el umbral de pobreza  $y$ , en segundo lugar, en la variable *nivel de estudios* (que en unas ocasiones se ha introducido como variable continua  $y$ , en otras, como variable categórica).

Así, podemos hacer una primera clasificación de los modelos que han sido estimados atendiendo al criterio utilizado para la obtención de la línea de pobreza, de lo que resultan tres agrupaciones<sup>42</sup>. Adicionalmente, para cada uno de estos tres grupos de modelos se han realizado dos estimaciones, cuya diferencia está en si la variable *nivel de estudios* se introduce como variable continua

(indicando los años de escolarización del cabeza de familia) o si se introduce como variable discreta o categórica. Cuando la variable 'nivel de estudios' es introducida en el modelo como variable discreta, toma diferentes valores que representan el nivel de estudios alcanzado por el cabeza de familia. En este sentido, se ha considerado el nivel 1 (N1, analfabetos y sin estudios) como la categoría de referencia<sup>43</sup>. Si bien la capacidad de ajuste de ambos modelos es muy similar, la estimación introduciendo la variable 'nivel de estudios' como variable categórica ofrece una mayor flexibilidad en la evaluación de las probabilidades correspondientes, y ésta ha sido la alternativa elegida<sup>44</sup> a la hora de estimar las probabilidades de familias de características diferentes. En efecto, la combinación de los tres criterios para fijar la LP, junto con la posibilidad de introducir la variable *nivel de estudios* como variable discreta, o como variable continua, ha dado lugar a seis variantes del modelo (véase cuadro 4.1.).

---

<sup>42</sup> Véase subapartado 3.3.

<sup>43</sup> N1 (analfabetos y sin estudios) no se ha introducido directamente como variable explicativa del modelo para evitar problemas de multicolinealidad. Por ese motivo, lo que se ha hecho es introducir la variable N1 como la diferencia respecto a la unidad de las demás variables ficticias del nivel educativo. Se ha procedido de igual forma para las dummies de CCAA, en cuyo caso Andalucía ha sido la variable de referencia (véase anexo 5).

<sup>44</sup> En efecto, la variable explicativa continua presupone que un año adicional de estudios siempre tiene el mismo efecto sobre la variable latente, independientemente del nivel de estudios que se alcance con ese incremento. Su contemplación como discreta permite efectos marginales diferenciados dependiendo del número de años de estudios que el sustentador principal posea. De esta forma, pasar de, por ejemplo, 10 a 12 años de estudios tiene un mayor impacto (en términos de reducción del riesgo de pobreza) que pasar de 15 a 17 años. Captar esta respuesta diferencial es lo que permite la consideración del nivel



**Cuadro 4.1. Diferentes variantes del modelo estimado<sup>1</sup>.**

	CRITERIO <sup>2</sup>		
	A	B	C
Variable <i>nivel de estudios</i> discreta	Variante 1	Variante 3	Variante 5
Variable <i>nivel de estudios</i> continua	Variante 2	Variante 4	Variante 6

1. Todas las variantes se han estimado mediante un modelo Probit. 2. Criterio A: cálculo de la LP utilizando los datos de gasto familiar de cada C.Autónoma por separado (LP diferentes para cada una de las CCAA); criterio B: cálculo de la LP con los datos de gasto familiar del conjunto de CCAA (una única e idéntica LP para todas las CCAA); criterio C: cálculo de la LP mediante los datos de gasto familiar del conjunto de CCAA corregidas del efecto precios (LP diferentes para cada una de las CCAA).

educativo como variable discreta. Para más detalle del resultado de la estimación con la variable *nivel de estudios* discreta, véase el anexo 1.1.

A continuación, en los cuadros 4.2, 4.3 y 4.4 se resumen los resultados de la estimación de las seis variantes comentadas:

**Cuadro 4.2. Estimación de la probabilidad de pobreza mediante un modelo Probit, fijando una LP diferente para cada CCAA.**

Variable	Coeficiente	Estadístico "z"	Coeficiente	Estadístico "z"
	Variante 1		Variante 2	
C	0.657033	5.306763	0.578760	4.733269
EDAD	-0.051795	-11.54057	-0.047013	-10.59598
EDAD <sup>2</sup>	0.000535	13.28972	0.000494	12.39839
NIVESTC	-	-	-0.054549	-23.82811
N2	-0.402391	-15.93196	-	-
N3	-1.000559	-17.66390	-	-
N4	-1.409403	-13.95126	-	-
N5	-1.487464	-12.44566	-	-
T2	-0.269381	-9.171962	-0.279001	-9.544462
T3	-0.312678	-8.244978	-0.334152	-8.898273
T4	-0.375777	-13.47338	-0.404395	-14.62168

**Nota:** C=Término constante; Edad=Edad del sustentador principal (SP); EDAD2=Edad del SP al cuadrado; NIVESTC=Años de estudio del SP; N2=Variable ficticia equivalente a estudios primarios, EGB o equivalentes y FP-1; N3=BUP o equivalentes, COU y FP2; N4= Carrera de grado medio o equivalente; N5= Estudios superiores o equivalentes; T2= Variable ficticia equivalente a tamaño municipal entre 10.000 y 50.000 habitantes; T3= Tamaño municipal entre 50.000 y 100.000 habitantes; T4=Tamaño municipal superior a 100.000 habitantes.

**Cuadro 4.3. Estimación de la probabilidad de pobreza mediante un modelo Probit, imponiendo una única LP para el conjunto de CCAA.**

Variable	Coeficiente	Estadístico "z"	Coeficiente	Estadístico "z"
	Variante 3		Variante 4	
C	0.981054	(7.860662)	0.923642	(7.496895)
EDAD	-0.053789	(-12.04604)	-0.049905	(-11.30855)
EDAD2	0.000549	(13.69936)	0.000514	(12.95513)
NIVESTC	-	-	-0.056977	(-23.95635)
N2	-0.416880	(-15.85915)	-	-
N3	-0.978640	(-17.52071)	-	-
N4	-1.509400	(-14.32091)	-	-
N5	-1.616352	(-12.30112)	-	-
T2	-0.269281	(-8.961423)	-0.275925	(-9.235540)
T3	-0.368861	(-9.347259)	-0.390050	(-9.990740)
T4	-0.398089	(-13.34991)	-0.424276	(-14.35275)
ARAG	-0.225787	(-4.153068)	-0.203100	(-3.774117)
AST	-0.340195	(-3.950782)	-0.311767	(-3.656128)
BAL	-0.675359	(-6.863656)	-0.666649	(-6.791673)
CANAR	0.129442	(2.236124)	0.134137	(2.349044)
CANT	-0.311987	(-3.354771)	-0.281588	(-3.057717)
CASTL	-0.169081	(-4.346907)	-0.136726	(-3.561634)
CASTM	-0.143075	(-3.218525)	-0.136821	(-3.098091)
COMVAL	-0.169046	(-3.767958)	-0.152573	(-3.422059)
CEUTM	0.581737	(5.835140)	0.615754	(6.247643)
CAT	-0.525176	(-9.911533)	-0.505164	(-9.642037)
EXTREM	0.179295	(3.324428)	0.177754	(3.320487)
GAL	-0.210308	(-4.660824)	-0.199441	(-4.454528)
MAD	-0.715735	(-8.060398)	-0.693748	(-7.897129)
MURC	-0.075870	(-1.074745)	-0.076501	(-1.093448)
NAV	-1.042067	(-7.482168)	-1.015206	(-7.335520)
PV	-0.524919	(-8.669493)	-0.489335	(-8.218570)
RIOJA	-0.360903	(-3.754236)	-0.338720	(-3.567420)

**Nota:** C=Término constante; Edad=Edad del sustentador principal (SP); EDAD2=Edad del SP al cuadrado; NIVESTC=Años de estudio del SP; N2=Variable ficticia equivalente a estudios primarios, EGB o equivalentes y FP-1; N3=BUP o equivalentes, COU y FP2; N4= Carrera de grado medio o equivalente; N5= Estudios superiores o equivalentes; T2= Variable ficticia equivalente a tamaño municipal entre 10.000 y 50.000 habitantes; T3= Tamaño municipal entre 50.000 y 100.000 habitantes; T4=Tamaño municipal superior a 100.000 habitantes; ARAG=Variable ficticia para Aragón; AST=Asturias; BAL=Baleares; CANAR=Canarias; CANT=Cantabria; CASTL= Castilla-León; CASTM=Castilla-La Mancha; COMVAL= Comunidad Valenciana; CEUTM= Ceuta y Melilla; CAT= Cataluña; EXTREM= Extremadura; GAL= Galicia; MAD= Madrid; MURC=Murcia; NAV=Navarra; PV=País Vasco; RIOJA=La Rioja.

**Cuadro 4.4. Estimación de la probabilidad de pobreza mediante un modelo Probit, imponiendo una LP corregida del efecto diferencial de precios entre CCAA.**

Variable	Coeficiente	Estadístico "z"	Coeficiente	Estadístico "z"
	Variante 5		Variante 6	
C	0.927698	7.324226	0.871306	6.964916
EDAD	-0.053376	-11.79114	-0.049636	-11.09098
EDAD^2	0.000540	13.31786	0.000507	12.60717
NIVEST	-	-	-0.058386	-24.09087
N2	-0.439495	-16.45979	-	-
N3	-0.967829	-17.13938	-	-
N4	-1.541248	-13.68986	-	-
N5	-1.681960	-11.63681	-	-
T2	-0.254942	-8.358437	-0.261347	-8.613872
T3	-0.350652	-8.692620	-0.369750	-9.261056
T4	-0.390485	-12.87816	-0.414494	-13.78405
ARAG	-0.222994	-4.016814	-0.202268	-3.678144
AST	-0.324568	-3.693735	-0.298048	-3.422688
BAL	-0.592504	-6.076261	-0.584064	-6.007902
CANAR	0.075722	1.269441	0.081424	1.382336
CANT	-0.275482	-2.917981	-0.247637	-2.646437
CASTL	-0.170267	-4.288284	-0.139722	-3.563540
CASTM	-0.254110	-5.488680	-0.247516	-5.376572
COMVAL	-0.084663	-1.887412	-0.070279	-1.576477
CEUTM	0.624272	6.225543	0.656362	6.617950
CAT	-0.373791	-7.244066	-0.356736	-6.994515
EXTREM	0.010408	0.185292	0.011344	0.203226
GAL	-0.202558	-4.409267	-0.192454	-4.220690
MAD	-0.637610	-7.226036	-0.618058	-7.078604
MURC	-0.089758	-1.243764	-0.090738	-1.267697
NAV	-0.972064	-6.979274	-0.947068	-6.843530
PV	-0.386634	-6.567789	-0.355647	-6.143009
RIOJA	-0.463688	-4.479135	-0.442691	-4.319361

**Nota:** C=Término constante; Edad=Edad del sustentador principal (SP); EDAD2=Edad del SP al cuadrado; NIVESTC=Años de estudio del SP; N2=Variable ficticia equivalente a estudios primarios, EGB o equivalentes y FP-1; N3=BUP o equivalentes, COU y FP2; N4= Carrera de grado medio o equivalente; N5= Estudios superiores o equivalentes; T2= Variable ficticia equivalente a tamaño municipal entre 10.000 y 50.000 habitantes; T3= Tamaño municipal entre 50.000 y 100.000 habitantes; T4=Tamaño municipal superior a 100.000 habitantes; ARAG=Variable ficticia para Aragón; AST=Asturias; BAL=Baleares; CANAR=Canarias; CANT=Cantabria; CASTL= Castilla-León; CASTM=Castilla-La Mancha; COMVAL= Comunidad Valenciana; CEUTM= Ceuta y Melilla; CAT= Cataluña; EXTREM= Extremadura; GAL= Galicia; MAD= Madrid; MURC=Murcia; NAV=Navarra; PV=Pais Vasco; RIOJA=La Rioja.

#### 4.3.2. Resultados: probabilidades estimadas

Según las estimaciones realizadas, la probabilidad media de que un hogar español se encuentre en situación de pobreza se sitúa entre el 15,5% y el 17,0%, dependiendo del criterio de fijación del umbral de pobreza y de la especificación del modelo. Así, cuando se utiliza una única línea de pobreza, idéntica para todas las CCAA, la probabilidad media de pobreza resulta ser más elevada que cuando se discrimina por CCAA o cuando se corrige del efecto precios. Además, cuando la variable nivel de estudios es introducida como una variable discreta, el modelo estima probabilidades ligeramente más altas que cuando la misma variable es introducida como variable continua.

**Cuadro 4.5. Estimación de la probabilidad media de pobreza en España a través de las diferentes especificaciones del modelo**

	Variable "nivel de estudios"	
	Continua	Discreta
Modelo 1	16,98%	17,00%
Modelo 2	15,50%	15,51%
Modelo 3	15,65%	15,66%

**Nota:** El modelo 1 toma una sola LP que es idéntica para el conjunto de CCAA. El modelo 2 es aquel que trabaja con una LP para cada Comunidad Autónoma y, finalmente, el modelo 3 es aquel que corrige la LP del conjunto de CCAA mediante un índice de precios.

Como ya se comentó en la sección 2, el hecho de fijar un único umbral de pobreza idéntico para el conjunto de CCAA, presupone que la sociedad de referencia es todo el territorio español y que los niveles de precios e ingresos, así como los patrones de gasto, son más o menos homogéneos entre CCAA. Sin embargo, si consideramos que la población de referencia de una determinada

familia son las otras familias de la misma comunidad autónoma, el criterio para fijar el umbral de pobreza debería considerar, únicamente, los datos de gasto familiar de la comunidad autónoma en cuestión.

Tal y como se desprende del cuadro 4.5., el resultado, en términos de probabilidad, que se obtiene al fijar una LP diferente para cada comunidad autónoma difiere al obtenido cuando se establece una única e idéntica LP para el conjunto de CCAA. Así, cuando se introduce la variable nivel de estudios de forma discreta, la probabilidad media de pobreza de las familias es del 15,51% con el modelo 2 y del 17% con el modelo 1. Por lo tanto, la probabilidad estimada de pobreza cuando se fija una LP específica para cada Comunidad Autónoma es aproximadamente 1,5 puntos inferior a la probabilidad estimada con una única LP, tanto si la variable nivel de estudios es discreta como si es continua (en este último caso las probabilidades con ambos criterios son del 15,50% y del 16,98%, respectivamente).

Finalmente, si consideramos que las diferencias de gasto entre CCAA pueden estar matizadas por las diferencias de precios entre CCAA, y que el colectivo de referencia es el conjunto del territorio español, deberemos ajustar la LP mediante un índice de precios que corrija ese efecto diferencial. En ese sentido, con la LP corregida se estima que la probabilidad media de pobreza de las familias españolas es de aproximadamente el 15,7%, probabilidad que está por debajo de la obtenida cuando se fija un único umbral de pobreza sin corrección de precios (17%), y ligeramente por encima a cuando

se calcula una LP para cada comunidad autónoma por separado (15,5%).

En resumen, si discriminamos por CCAA a la hora de fijar el umbral de pobreza, la probabilidad estimada media resulta ser inferior a cuando se agregan todas las CCAA. Por lo tanto, el hecho de considerar como entorno de referencia únicamente a la comunidad autónoma donde reside el hogar, produce una suavización en la estimación de la incidencia de la pobreza de las familias. Esto se explica debido a que, en términos relativos, las regiones pobres son menos pobres si se comparan con ellas mismas, en lugar de si son comparadas con las otras comunidades o regiones (más ricas). Por otro lado, cuando fijamos una única LP corregida de precios, las CCAA más pobres resultan no serlo en tanta magnitud, lo que indica que los precios ejercen un cierto efecto compensador. Finalmente, si se fija un único umbral de pobreza idéntico para todas las CCAA, sin ajuste de precios, la probabilidad media de pobreza es superior en relación a los otros dos criterios anteriores, por las mismas razones que ya se han comentado.

#### ***4.3.3. La probabilidad de pobreza en los hogares españoles***

La incidencia de la pobreza no es homogénea entre hogares de diferente composición. En este sentido, la edad y el nivel de estudios del SP de la familia hacen que el riesgo de hallarse en situación de pobreza varíe significativamente. Según nuestra estimación, la mayor probabilidad de pobreza la tienen aquellas familias cuyo SP posee escasa formación. Además, si éste SP es joven, la probabilidad se hace aún mayor. Por lo tanto, tal como muestra el cuadro 4.6., el

---

riesgo de pobreza de una familia cuyo SP sea analfabeto o sin estudios puede estar entre el 26% o el 17,5%, dependiendo de la edad de éste. Así, si el sustentador principal del hogar tiene 25 años y es analfabeto o sin estudios, la probabilidad de pobreza de la familia estará cercana al 26%, mientras que si tiene 35 años esta probabilidad se reduce en 6 puntos (19,9%). Del mismo modo, si este mismo sustentador principal (con nivel de estudios N1) tuviese 55 años, la probabilidad de pobreza del hogar disminuiría hasta un 17,5%. Sin embargo, cuando el SP es un individuo de avanzada edad, la probabilidad de pobreza se vuelve a incrementar. Así, observamos que para todos los niveles de estudios, la probabilidad de pobreza de un sustentador principal de 70 años es mayor que la de uno de 35 o 55 años, aunque inferior a la de uno de 25 años.

**Cuadro 4.6. Probabilidad de pobreza de los hogares según la edad y nivel de estudios del sustentador principal.**

*Datos en porcentaje*

Nivel de estudios\Edad	25	35	55	70	Promedio
N1	25,9	19,9	17,5	23,2	21,6
N2	14,4	10,3	8,8	12,5	11,5
N3	5,8	3,8	3,1	4,8	4,4
N4	1,7	1,0	0,8	1,3	1,2
N5	1,2	0,7	0,5	0,9	0,8
Media	9,8	7,1	6,1	8,6	

Nota: probabilidades estimadas con la variante 5 del modelo y bajo el supuesto de que T3 es el tamaño municipal.

Como ya se ha comentado, el nivel de estudios del SP, al igual que la edad, es una característica de enorme relevancia en la explicación de la probabilidad de pobreza del hogar. En este sentido, un mayor nivel de estudios del SP reduce sustancialmente la probabilidad de pobreza de la familia. Así, tomando el promedio de



los cuatro segmentos de edad, observamos que la probabilidad media de pobreza cuando el SP no tiene estudios o es analfabeto es del 21,6%, que se reduce hasta un 11,5% cuando éste posee EGB o equivalentes y hasta un 4,4%, un 1,2% y un 0,8%, cuando el nivel de estudios del SP es de secundaria o equivalentes, carreras de grado medio, o carreras de grado superior, respectivamente.

En definitiva, tanto la edad como el nivel de estudios del SP son variables que tienen un importante efecto sobre la probabilidad de pobreza de una familia. En este sentido, y como ya se ha indicado, la probabilidad de pobreza se acentúa en las familias cuyos sustentadores son jóvenes y además tienen un escaso nivel de formación. En cuanto a la edad, ya hemos comentado que, la probabilidad de pobreza en las familias con SP de avanzada edad aumenta en relación a las edades inmediatamente anteriores, aunque no supera a la de aquellos hogares con SP de 25 años. Por lo tanto, la probabilidad de pobreza en función de la edad describe un patrón de comportamiento que podría describirse con una curva en forma de U.

Finalmente, cabe destacar que dicho comportamiento de la probabilidad en función de las variables "edad" y "nivel de estudios" se observa también por CCAA. En ese sentido, tal como se desprende del gráfico 4.1<sup>45</sup>, dicha probabilidad es decreciente en todas ellas, aunque de una magnitud diferente. Así, mientras que la probabilidad de pobreza en Andalucía y Extremadura para un SP sin estudios o analfabeto y de 25 años supera el 30%, en Cataluña y Madrid se sitúa entorno al 20%.

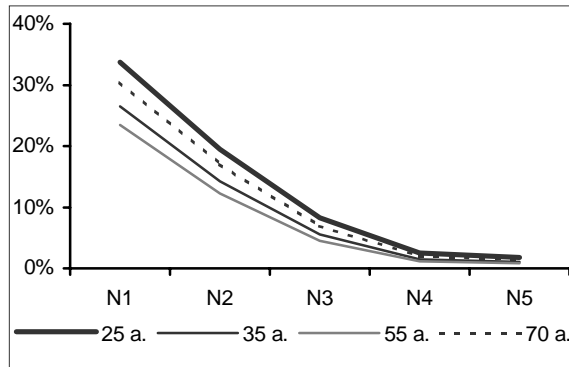
---

<sup>45</sup> En el que se representa la probabilidad de pobreza en función del nivel de estudios para cuatro segmentos de edad, y para cuatro CCAA.

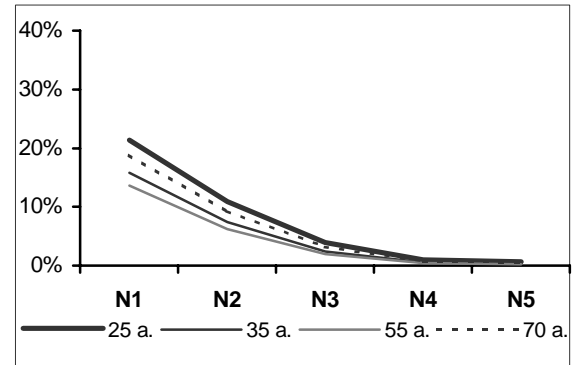
---

**Gráfico 4.1.- Probabilidad de pobreza según edad y nivel de estudios del sustentador principal: Andalucía, Extremadura, Cataluña y Madrid.**

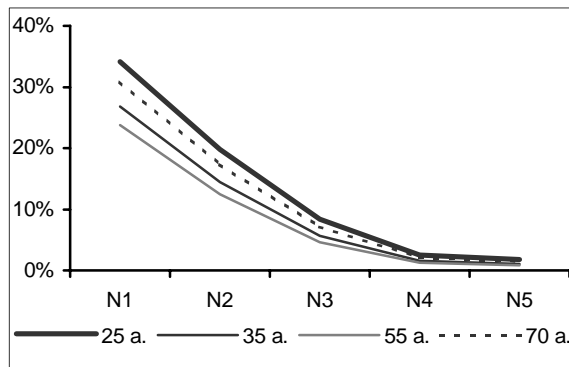
**Andalucía**



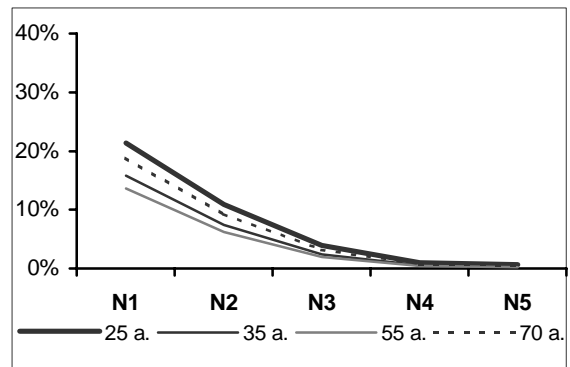
**Cataluña**



**Extremadura**



**Madrid**



Fuente: elaboración propia a partir de la variante 5 del modelo estimado.

## **5. EFECTO DE UN INCREMENTO EN EL NIVEL DE ESTUDIOS DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL DEL HOGAR: SIMULACIONES A PARTIR DE LA ESTIMACIÓN**

### **5.1. Introducción**

En esta sección se ha simulado el efecto que tendría sobre la probabilidad de pobreza de la familia un incremento en el nivel de estudios de su sustentador principal. De este modo, el análisis que a continuación se efectúa pretende cuantificar el impacto que, en términos de reducción del riesgo de pobreza, tendría un incremento agregado o discrecional en el nivel de estudios de la población<sup>46</sup> y, además, se comparará esa supuesta reducción del riesgo de pobreza de los hogares con el coste que supondría la provisión de esa educación adicional, es decir, con el coste de los años adicionales de formación necesarios para incrementar el capital humano acumulado por los SP.

### **5.2. Efectos marginales sobre la probabilidad**

Se ha considerado indispensable, como paso previo al análisis, diseñar la política en la que se sustentaría el incremento del nivel educativo. Para ello, hemos considerado de gran utilidad calcular los efectos marginales de las diferentes variables del modelo. Es decir, calcularemos qué impacto tienen las diferentes variables explicativas sobre la probabilidad de pobreza de las familias, lo cual nos dará algunas pistas para el diseño de la política en la que, posteriormente, se basará la simulación.

---

<sup>46</sup> En este caso, la población estará formada, únicamente, por los sustentadores principales de cada unidad familiar.

---

Dado que no todas las variables tienen el mismo efecto sobre la probabilidad de pobreza de los hogares, si pretendemos reducir dicha probabilidad deberán ser tenidas en cuenta aquellas variables que ejerzan una mayor incidencia sobre la misma. A continuación, se han detallado los efectos marginales de las variables explicativas del modelo (véanse cuadros 5.1, 5.2, 5.3 y 5.4). En este sentido, es preciso destacar que los efectos marginales de las distintas variables explicativas no han sido estimados de igual forma. Así, para el caso de las variables continuas se ha aplicado la conocida expresión que define el efecto marginal de una variable  $X_k$  como:

$$\frac{\delta E[y/x'.\beta]}{\delta X_k} = f(x'.\beta) \cdot \beta_k$$

En el caso de las variables discretas se ha operado de la siguiente forma: se ha estimado previamente la probabilidad de pobreza en hogares con características predeterminadas, haciendo que las diferencias entre estos hogares fuesen: el nivel de estudios del SP, la edad de éste, o bien cualquier otra variable de la que se quiera estimar el efecto marginal. De esta forma, el diferencial de probabilidad entre hogares con idénticas características, pero con diferente nivel educativo del SP (o diferente edad), será una aproximación al efecto marginal de la variable que no ha sido fijada, que en este caso sería el nivel de estudios (o la edad en su caso). Se ha operado así con la variable "nivel de estudios" expresada de forma categórica, y con la variable continua "edad" agrupada en intervalos.

Es decir, si en los hogares cuyo SP tiene un nivel de estudios equivalente a  $N_t$ , se estima que la probabilidad media de pobreza es igual a  $P_1$ , y en los hogares cuyo SP tiene un nivel de estudios de  $N_{t+1}$ , la probabilidad estimada media es  $P_2$ , la diferencia entre  $P_1$  y  $P_2$  ( $P_2 - P_1$ ) será el efecto marginal de la variable  $N_{t+1}$  (*coeteris paribus*).

La ventaja de operar con variables discretas es que se obtienen diferentes efectos marginales para cada nivel de la variable en cuestión, sin embargo, con las variables continuas se obtiene un único efecto marginal, como si el impacto de cada año adicional de estudios (o de tener un año más de edad), fuese equivalente para todos los niveles de estudios (o para todas las edades).

**Cuadro 5.1. Efectos marginales<sup>1</sup> de las variables explicativas expresadas en forma continua (edad y años de estudios).**

	Edad	Nivel de estudios (años de escolarización)
Efectos marginales	-0.011	-0.012

1. Los efectos marginales se han calculado a partir del modelo cuyo umbral está corregido del efecto precios. Los efectos marginales que se presentan en este cuadro son el valor medio de un vector de 21.155 observaciones.

*Fuente: elaboración propia.*

**Cuadro 5.2. Efecto marginal<sup>1</sup> de la variable edad, por segmentos.**

Tramos de edad:	De 25 a 35 años	De 35 a 55 años	De 55 a 70 años
Efectos marginales	-0.027	-0.010	0.024

1. Los efectos marginales se han calculado a partir del modelo cuyo umbral está corregido del efecto precios.

*Fuente: elaboración propia.*

**Cuadro 5.3. Efecto marginal<sup>1</sup> de la variable nivel de estudios expresada como variable discreta.**

Nivel de estudios <sup>2</sup>	De N1 a N2	De N2 a N3	De N3 a N4	De N4 a N5
I	-0.102	-0.071	-0.032	-0.004
II	-0.087	-0.056	-0.023	-0.002

1. Los efectos marginales se han calculado a partir del modelo cuyo umbral está corregido del efecto precios. 2. De N1 a N2: Efecto marginal de aumentar el nivel de estudios desde N1 (analfabetos y sin estudios) hasta N2; De N2 a N3: efecto marginal de pasar de N2 (EGB y equivalentes) a N3; De N3 a N4: efecto marginal de pasar de N3 (secundaria y FP de segundo grado) a N4; De N4 a N5: efecto marginal de pasar de N4 (diplomados y equivalentes) a N5 (licenciados y doctores).

Nota: Los efectos marginales se han dividido en dos grupos, en I se han calculado los efectos marginales de la educación suponiendo diferentes edades del sustentador principal (el resultado global corresponde a la media de los efectos por edades); en II se ha considerado que la edad del sustentador principal toma el valor medio de esta variable, 53 años.

Fuente: elaboración propia.

**Cuadro 5.4. Efecto marginal de la variable nivel de estudios expresada como variable discreta, según edad del sustentador principal.**

Nivel de estudios\Edad	25	35	55	70
De N1 a N2	-0,116	-0,096	-0,087	-0,107
De N2 a N3	-0,086	-0,065	-0,057	-0,076
De N3 a N4	-0,041	-0,028	-0,023	-0,035
De N4 a N5	-0,005	-0,003	-0,002	-0,004

Fuente: elaboración propia.

El impacto reductor que tiene el nivel de estudios del sustentador principal sobre la probabilidad de pobreza de los hogares se reduce a medida que se incrementa el nivel educativo de éste (véanse cuadros 5.3 y 5.4). Es decir, el efecto de reducción que el nivel de estudios ejerce sobre la probabilidad de pobreza es menor a medida que el nivel de estudios se incrementa. Así, aunque el efecto marginal de la variable nivel de estudios sea siempre negativo (cuadro 5.1), su valor absoluto es cada vez menor. Como ya se ha comentado, esto indica que la disminución que produce el nivel de estudios en la probabilidad

de pobreza es de menor entidad conforme se incrementa el nivel educativo del SP.

Por otro lado, la edad del sustentador principal es otro de los factores de incidencia en el riesgo de pobreza de la familia. En este sentido, se ha estimado que el efecto marginal de la edad es de  $-0,011$  (véase cuadro 5.1). Sin embargo, tal y como muestra el cuadro 5.2, si segmentamos la edad del SP en diferentes tramos, comprobamos que el efecto no es idéntico en todos los tramos. Por un lado, la probabilidad de pobreza se reduce en un 2,7% cuando el cabeza de familia pasa de tener 25 a 35 años; mientras que, cuando pasa de 35 a 55, la probabilidad se reduce en menor medida (un 1%). Sin embargo, entre un sustentador de 55 y otro de 70 años el diferencial, en términos de probabilidad de pobreza, es positivo y del 2,4%, lo que significa que, a partir de una cierta edad (y como vimos en la sección anterior), la probabilidad de pobreza se incrementa al aumentar la edad. Por lo tanto, corroboramos la relación entre la variable edad y la probabilidad de pobreza tiene forma de U<sup>47</sup>.

Si conjugamos la edad y el nivel de estudios del SP, obtenemos los resultados que se muestran en el cuadro 5.4. Tal como muestra ese cuadro, el efecto de pasar de N1 a N2 es inferior conforme aumenta la edad del SP (exceptuando el último tramo de edad). De esa forma, mientras que el efecto marginal es de  $-0,116$  en el primer tramo de edad, en los dos tramos siguientes, 35 y 55 años, es de  $-0,096$  y  $-0,087$ , respectivamente. Lo mismo ocurre cuando pasamos de N2 a N3, de N3 a N4 y de N4 a N5.



Otro elemento importante que se pone de relieve, es la menor entidad sobre la reducción de la pobreza que tienen los niveles educativos superiores. En efecto, tal como muestra el cuadro 5.4., el efecto marginal de pasar de N2 a N3 es inferior que el de pasar de N1 a N2 (para todas las edades), y el efecto marginal de pasar de N3 a N4 es menor que el de pasar de N2 a N3, y así sucesivamente.

### **5.3. Implementación de la simulación**

A partir del análisis realizado en el apartado anterior, se ponen de manifiesto dos fenómenos que deberemos tener en cuenta a la hora de llevar a cabo la simulación. En primer lugar, el mayor efecto marginal sobre la probabilidad que tienen los niveles educativos más bajos. Por consiguiente, para una mayor incidencia en la reducción de la pobreza, será más efectivo incrementar el nivel educativo de los SP menos “educados”, sobretodo analfabetos y sin estudios (N1). En segundo lugar, se ha puesto de relieve que la edad tiene un efecto reductor del riesgo de pobreza que es tanto mayor cuanto más joven es el SP del hogar. Sin embargo, ese efecto marginal negativo de la edad sobre la probabilidad de pobreza se hace de signo contrario en los tramos de mayor edad (debido a la forma de U de la probabilidad de pobreza en función de la edad, anteriormente comentada).

Por lo tanto, para conseguir una mayor reducción de la probabilidad de pobreza será más efectivo el incremento del nivel educativo de los individuos más jóvenes y menos cualificados. En efecto, tal como muestra el cuadro 5.4, el efecto marginal sobre la probabilidad es más intenso cuando los incrementos en la variable

---

<sup>47</sup> En este sentido, resulta sencillo comprobar, mediante el modelo estimado, que la edad que minimiza la probabilidad de pobreza está en 49,4 años.

---

educación se producen entre los SP más jóvenes y con menor nivel de estudios.

A continuación, vamos a intentar cuantificar el efecto que tiene incrementar hasta N2 el nivel educativo de los SP sin estudios o analfabetos (N1) y, al mismo tiempo, aumentar hasta N3 el nivel de estudios de los SP con estudios primarios, EGB o equivalentes.

La simulación va a consistir en medir el efecto que tiene, en términos de reducción de la pobreza, incrementar el nivel de formación de algunos SP de la Encuesta. Estos SP serán aquellos con nivel de estudios N1 (analfabetos y sin estudios) menores de 50 años, y los SP con nivel de estudios N2 y menores de 30 años (pero mayores de 19 años). Es decir, se incrementará el nivel educativo de los primeros hasta alcanzar EGB o equivalentes (N2) y el de los últimos hasta alcanzar secundaria, BUP o equivalentes (N3).

La razón por la que se han elegido esos tramos de edad es, por un lado, que los SP menores de 50 años que incrementen desde N1 a N2 su nivel de estudios se hallan en la franja en la que la incidencia de la edad sobre la probabilidad de pobreza es negativa y, por otro lado, porque aún cuentan con suficientes años de vida laboral activa para recuperar dicha inversión. Por otro lado, el incremento de N2 a N3 del nivel de estudios de los SP de entre 19 y 30 años, se debe a que, en esas edades, el incremento del nivel educativo tiene un mayor efecto marginal sobre la probabilidad de pobreza, además de ser individuos suficientemente jóvenes para recuperar esa inversión adicional en educación.

A partir de esos dos supuestos se estimará la nueva probabilidad media de pobreza de los hogares españoles. Para efectuar la simulación se ha elegido el modelo cuya línea de pobreza está corregida a través de un índice de precios. Por lo tanto, la simulación se ha efectuado con la variante 5 del modelo comentado en la sección anterior. Conocemos *a priori* que la probabilidad media de pobreza estimada a partir de esa variante del modelo es del 15,7% (cuadro 4.5).

Con los datos simulados se ha estimado, nuevamente, la probabilidad de pobreza de las familias. Como resultado de esta simulación se ha obtenido una probabilidad estimada media de pobreza del 14,7%, es decir, 1 punto por debajo de la que se obtenía con el modelo de partida. Cabe destacar que el total de hogares afectados por ese incremento del nivel educativo es de 1.937 familias, del total de las 9.615 familias cuyo SP tiene una edad inferior o igual a 50 años. Así, el total de familias afectadas por el incremento educativo es del 9,2% del total de hogares de la Encuesta. Como ya se ha indicado, ese 9,2% representa a todos aquellos hogares de la Encuesta con SP de edad inferior a 50 años y sin estudios o analfabetos, además de los SP de entre 19 y 30 años con nivel de estudios primarios, EGB o equivalentes.

En efecto, esos resultados ponen de relieve la enorme incidencia de la educación sobre la probabilidad de pobreza de las familias, puesto que al elevar el nivel de estudios de tan sólo un 9,2% de los SP de la Encuesta, la probabilidad media estimada para el conjunto de familias de la Encuesta se ha reducido en 1 punto (desde el 15,7% hasta el 14,7%). Esto supone una reducción en el

---

número estimado de hogares pobres de, aproximadamente, un 6,3% (se estima que se pasa de unas 3.313 familias pobres<sup>48</sup> antes de la reforma, a unas 3.104 después).

#### 5.4. Coste del incremento de la inversión educativa

Como cabe esperar, elevar la dotación de capital humano de una parte de los SP de la Encuesta supondría un coste, que es el asociado al incremento de la inversión educativa. A continuación, intentaremos aproximar dicho coste haciendo uso de los datos del gasto en educación en España para 1991 (Uriel, 1997). Así pues, vamos a cuantificar el coste que supondría el aumento del nivel educativo simulado en el apartado anterior.

Para llevar a cabo ese cálculo hemos partido del total de cabezas de familia afectados por dicha reforma, aunque hemos separado a aquellos que pasan de N1 a N2 de aquellos otros que lo hacen de N2 a N3 (véase cuadro 5.5). A partir de ahí, utilizando la cifra de gasto por alumno según niveles de estudios -obtenido también de las Cuentas de la Educación en España<sup>49</sup>-, se ha estimado el gasto educativo asociado a la inversión adicional en capital humano.

Tal como muestra el cuadro 5.5., el total de SP que pasan de N1 a N2 es de 943, mientras que los que pasan de N2 a N3 ascienden a 994. Además, el gasto medio por alumno en EGB y preescolar en 1991 era de 199.512 pesetas corrientes de 1991, mientras que el

---

<sup>48</sup> Se ha aproximado el número de hogares pobres como el sumatorio de la probabilidad estimada de pobreza de cada familia de la Encuesta. Es decir, como la suma de 21.155 probabilidades individuales estimadas.

<sup>49</sup> Uriel E., *et al.* (1997).

---

gasto medio por alumno en enseñanzas medias era de 308.751 pesetas corrientes de ese mismo año. Por lo tanto, el gasto total asociado a los 943 sustentadores que pasan de N1 a N2 asciende a unos 188,14 millones de pesetas corrientes por cada año adicional de estudios, mientras que el gasto adicional de los 994 sustentadores que alcanzan N3 supone un gasto de 306,9 millones de pesetas por año adicional de estudios (pesetas corrientes de 1991).

**Cuadro 5.5. Gasto total en educación asociado a la simulación.**

*Número de alumnos y gasto en pesetas corrientes de 1991*

	Gasto en educación por alumno <sup>1</sup>	SP afectados por la reforma	Coste por año de estudios	Años adicionales de estudios	Coste total
<b>EGB y preescolar (a)</b>	199.512	943	188.139.816	10	1.881.398.160
Pública	221.824				
Privada	159.276				
<b>Enseñanzas medias (b)</b>	308.751	994	306.898.494	2	613.796.988
Pública	345.976				
Privada	213.753				
<b>Total a+b</b>		1.937	495.038.310		2.495.195.198

1. Gasto de Educación por alumno en actividades características (en pesetas corrientes de 1991).

Fuente: elaboración propia a partir de datos de las "Las Cuentas de la Educación en España y sus Comunidades Autónomas: 1980-1992".

En definitiva, el gasto educativo total asociado a nuestra simulación es de unos 495,04 millones de pesetas corrientes de 1991 por año adicional de estudios. Es importante tener en cuenta que los años adicionales de estudios necesarios para pasar de N1 a N2 son 10, mientras que los necesarios para pasar de N2 a N3 son 2. De ese modo, el gasto total necesario para pasar de N1 a N2 a los 943 sustentadores sería de unos 1.881,4 millones de pesetas corrientes de 1991; mientras que el coste de pasar de N2 a N3 a los 994 sustentadores restantes sería de, aproximadamente, 613,8 millones

de pesetas de 1991. En total, el coste aproximado<sup>50</sup> asociado a la inversión adicional en educación asciende a unos 2.495,2 millones de pesetas corrientes de 1991, que deflactadas a pesetas corrientes de 2005 supondrían un gasto próximo a los 24,19 millones de euros.

Por lo tanto, dado que la provisión de esa educación adicional supondría un coste aproximado de unos 2.495,2 millones de pesetas de 1991, reducir la probabilidad media de pobreza en 1 punto mediante el incremento, selectivo y discrecional, de la dotación de capital humano supondría un coste total aproximado, en euros de 2005, de unos 24,19 millones. Asimismo, si calculamos el stock de capital humano acumulado por los SP de la Encuesta (véase cuadro 5.6.), comprobamos que el volumen de inversión necesario para incrementarlo representa el 6,7% de dicho stock.

En ese sentido, para cuantificar el stock de capital humano acumulado por los SP de la Encuesta hemos realizado una aproximación consistente en cuantificar dicho stock (en pesetas corrientes de 1991), a partir de los datos de gasto en educación según niveles de estudios (véase cuadro 5.6). Para la cuantificación de dicho stock hemos multiplicado el número de hogares, en cada uno de los niveles educativos en la Encuesta, por el coste aproximado de alcanzar dicho nivel. Asimismo, el coste total asociado a un determinado nivel educativo se ha aproximado a partir del gasto educativo acumulado, resultado de sumar el coste total asociado a cada nivel de estudios que ha sido superado hasta llegar al nivel alcanzado (detalle en el cuadro 5.6). Ese cálculo da como resultado

---

<sup>50</sup> Estas cifras son meramente una aproximación al coste de esa inversión, ya que sólo se han tenido en cuenta los gastos en educación y, más concretamente, los gastos en actividades características.

---

un stock de capital humano de unos 37.209 millones de pesetas de 1991.

### Cuadro 5.6. Stock de capital humano en 1991.

Valor absoluto en pesetas corrientes de 1991

	Coste de cada nivel educativo	Hogares por nivel de estudios del SP	Valor del stock de capital humano
EGB y preescolar	1.995.120	11.630	23.203.245.600
Enseñanzas medias	2.612.622	2.063	5.389.839.186
E. universitaria	4.373.678	1.970	8.616.145.660
Total		15.663	37.209.230.446

1. Sólo se incluyen las "actividades características", por lo tanto, se omiten los bienes y servicios conexos.

Fuente: elaboración propia a partir de INE (1993) y Uriel, E. (1997).

En línea con los anteriores resultados, podemos argumentar que el incremento del nivel educativo (o del stock valorado en pesetas) posee una notable incidencia en la reducción del riesgo de pobreza de los hogares (o sobre el número de hogares pobres). Para cuantificar el efecto de la primera variable sobre la última hemos procedido a calcular la elasticidad, tanto de la probabilidad de pobreza como del número de hogares pobres, respecto a los años de estudio del SP y respecto al stock de capital humano.

Es decir, hemos calculado,

$$\varepsilon_1 = [(\Delta \text{Pr. pobreza}_f) / \Delta S_f] * (S_f / \text{Pr. pobreza}_f)$$

$$\varepsilon_2 = [(\Delta \text{Pr. pobreza}_f) / \Delta K_h] * (K_h / \text{Pr. pobreza}_f)$$

$$\varepsilon_3 = [(\Delta \text{Pobreza}_f) / \Delta S_f] * (S_f / \text{Pobreza}_f)$$

$$\varepsilon_4 = [(\Delta \text{Pobreza}_f) / \Delta K_h] * (K_h / \text{Pobreza}_f)$$

donde,

$\varepsilon_1$  = Elasticidad de la probabilidad de pobreza respecto a los años de estudios del SP.

$\varepsilon_2$  = Elasticidad de la probabilidad de pobreza respecto al capital humano acumulado por el SP.

$\varepsilon_3$  = Elasticidad del número de hogares pobres respecto a los años de estudios del SP.

$\varepsilon_4$  = Elasticidad del número de hogares pobres respecto al capital humano acumulado por el SP.

$Pr. \text{ pobreza}_f$  = Probabilidad estimada media de pobreza de las familias de la Encuesta.

$S_f$  = Media del nº de años de estudios de los cabeza de familia de la Encuesta.

$K_f$  = Capital acumulado por los SP de la Encuesta.

$\text{Pobreza}_f$  = Número de familias pobres estimadas.

La aplicación de ese cálculo nos ha permitido aproximar las elasticidades, tanto de la probabilidad de pobreza como del número de familias pobres<sup>51</sup>, respecto a las variables "educación" y "stock de

---

<sup>51</sup> Es preciso hacer notar que el número de familias pobres es una aproximación que se ha conseguido mediante la suma de las 21.155 probabilidades de pobreza estimadas, correspondientes a cada una de las familias de la Encuesta.

---



capital humano". La cuantificación de esas elasticidades son las que se muestran en el cuadro 5.7.

**Cuadro 5.7. Elasticidad de la probabilidad y del nº de hogares pobres respecto del stock de capital humano y de los años de estudios del SP.**

	Elasticidad de:	Hogares pobres	Prob. de pobreza
Respecto a:	<b>Stock K humano</b>	$\epsilon_4 = -0,942$	$\epsilon_2 = -0,950$
	<b>Años de estudios del SP</b>	$\epsilon_3 = -0,952$	$\epsilon_1 = -0,960$

Fuente: elaboración propia.

Tal como se desprende del cuadro 5.7, tanto la probabilidad de pobreza de las familias como el número de familias pobres, son muy elásticas respecto al nº de años de estudios del cabeza de familia y al stock de capital humano. Eso significa que, una pequeña variación de estas últimas variables, afectan considerablemente, tanto a la probabilidad como al número de familias pobres. En ese sentido, hemos calculado una elasticidad de la probabilidad de pobreza y del nº de hogares pobres respecto a la variable "años de estudios" de  $-0,96$  y  $-0,95$ , respectivamente. Así, las variaciones porcentuales en el promedio de "años de estudios" del SP se traducen en variaciones porcentuales, de prácticamente la misma magnitud, en la probabilidad de pobreza media de las familias (o en el número de hogares pobres).

Cuando se calculan las mismas elasticidades, pero esta vez en relación al stock de capital humano acumulado, los resultados obtenidos son de unas elasticidades entorno al  $-0,9$  en ambos casos. Por lo tanto, los cambios en la probabilidad de pobreza (y en el nº de familias pobres) también son muy sensibles a las variaciones en el

stock de capital humano. Así, para conseguir una reducción del 6,3% del número de familias pobres es necesario incrementar en un 6,6% la media de años de estudios de los SP de la Encuesta, mientras que el stock de capital humano (medido en pesetas) es necesario que se incremente de un 6,7%.

Finalmente, es importante tener en cuenta que el incremento del nivel de cualificación de la población tendrá efectos a largo plazo sobre la estructura de ingresos de los hogares. En este sentido, y desde un enfoque agregado, una parte del crecimiento futuro de la renta nacional estará explicado por la inversión realizada en capital humano en el presente. Ese mayor crecimiento de la renta provocará, *coeteris paribus*, un incremento de la recaudación fiscal. Es decir, la mayor renta nacional, en parte explicada por la acumulación de capital humano, llevará asociada una mayor recaudación fiscal, ya sea vía impuestos directos o vía impuestos indirectos.

Desde el punto de vista de la imposición directa, el mayor crecimiento de la renta agregada provocará -suponiendo que las tasas impositivas permanecen constantes- que la recaudación fiscal aumente más de lo que lo haría de no haber realizado inversión alguna (en capital humano). Del mismo modo (*coeteris paribus*), el volumen recaudado vía tributación indirecta también es susceptible de incrementarse más fuertemente que en caso de no haberse realizado la inversión educativa. En ese sentido, el incremento de la recaudación vía impuestos indirectos vendría explicado por el también mayor crecimiento del consumo de los hogares, que estaría a su vez explicado por un mayor aumento en la renta disponible de las familias.

En definitiva, tal como ya se discutió en el primer capítulo, de todo esto se desprende que, la inversión en educación en el presente es susceptible de traducirse en mayores incrementos de la renta nacional a medio o largo plazo. En este sentido, el mayor crecimiento de la renta nacional, y el mayor potencial de recaudación generado se configurará *-coeteris paribus-* como vía de recuperación de la inversión en educación. Es decir, el mayor incremento de la recaudación, explicado por un mayor incremento en la renta nacional es un modo de recuperar, al menos en parte, la inversión educativa.

En resumen, invertir en educación genera beneficios, tanto individuales como sociales, y también genera unos costes. Una de las vías para recuperar esos costes, puede ser la recaudación fiscal derivada de un escenario de incremento de la inversión educativa. Sin embargo, nótese que estamos omitiendo otras formas, monetarias y no monetarias, de recuperar dicha inversión, como lo son las externalidades que se generan por el hecho de que la población sea "más educada" (beneficio no monetario). En definitiva, existe consenso en que el análisis coste-beneficio de la inversión educativa se salda con una tasa de rentabilidad positiva, la magnitud de la cual dependerá de la cuantificación de todos los costes y beneficios (directos e indirectos, individuales y sociales) asociados a la inversión educativa, objeto que queda fuera del ámbito de estudio de este trabajo.

## 6. CONCLUSIONES

La finalidad básica de este trabajo ha sido la de analizar los fenómenos de pobreza y su relación con la estructura y composición de los hogares en España. Por lo tanto, el principal objetivo ha sido el de estimar qué efecto tienen las diferentes características del hogar y de su sustentador principal sobre la probabilidad de pobreza de las familias.

Para ello, se ha utilizado la metodología que aportan los modelos de elección discreta (*QR models*) sobre un amplio conjunto de datos obtenidos de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-1991 del INE. De esta forma, hemos cuantificado la relación existente entre diferentes características del hogar y su riesgo de pobreza.

En primer lugar, se han identificado los hogares en situación de pobreza a partir de la fijación de un umbral. Este umbral se ha definido como el 50% del gasto medio equivalente de los hogares de dicha Encuesta. De este modo, *a priori*, se han identificado los hogares que quedaban bajo la línea de pobreza. La clasificación de los hogares en dos categorías, los pobres y los no pobres, nos ha permitido trabajar con las herramientas que ofrece la teoría de los modelos de respuesta cualitativa, en este caso de respuesta binaria.

En línea con lo anterior, hemos construido un modelo probabilístico que nos ha relacionado las características del hogar con la probabilidad de pobreza de dicho hogar. Por consiguiente, la estimación de dicho modelo nos ha permitido constatar que la probabilidad de pobreza de las familias españolas se explica por diferentes factores, como son: el nivel de educación de su

sustentador principal, la edad de éste y el tamaño del municipio de residencia. Tal como este trabajo ha puesto de relieve, el primero de esos factores tiene un destacado papel en la reducción de la probabilidad de pobreza. Así, cuanto mayor es el nivel de estudios del SP del hogar, menor es la probabilidad de que la familia se encuentre en situación de carencia, absoluta o relativa, de bienes y/o servicios.

Por otro lado, también se ha comprobado que la edad del SP ejerce un efecto importante sobre la probabilidad de pobreza del hogar. En ese sentido, cuanto más joven es el SP del hogar, mayor es la probabilidad de que dicho hogar se encuentre bajo el umbral de pobreza. Además, cabe destacar el particular comportamiento de la variable edad, consistente en que si se expresa la probabilidad de pobreza en función de ésta, notamos que describe un perfil en forma de U. Asimismo, tal como hemos estimado, el punto mínimo de esa curva se encuentra en 49,4 años, es decir, la edad del SP que minimiza el riesgo de pobreza familiar es, aproximadamente, 49 años.

Adicionalmente, y como ya se ha comentado, otra variable relevante en la determinación de la probabilidad de pobreza es el tamaño del municipio de residencia de la familia. En ese sentido, se ha constatado que, cuanto mayor es el primero, menor es la probabilidad de pobreza del hogar. Sin embargo, ese último comportamiento se debe matizar, ya que en las ciudades o municipios de gran tamaño es donde más peso tienen los fenómenos de indigencia, y esos colectivos no quedan recogidos por la Encuesta. Así, la existencia de bolsas de pobreza extrema, como pueden ser los individuos "sin techo" en las grandes urbes, infravalora la incidencia

---

de la pobreza en esos municipios, lo cual podría estar sobrevalorando el valor negativo de los coeficientes de las dummies empleadas para los municipios de gran tamaño (más de 100.000 habitantes).

Para la identificación de los hogares pobres, como ya se ha comentado, se han empleado diferentes líneas de pobreza, basándonos en tres criterios distintos. El primero de ellos consistía en tomar los datos de todas las CCAA en conjunto y fijar una única e idéntica LP para todos los hogares de la Encuesta. El segundo criterio consistía en considerar los datos de cada CA por separado y calcular una LP diferente para cada CA. Y, por último, el tercer criterio corregía del efecto precio la LP calculada para el conjunto de CCAA (LP del criterio 1).

Con la implementación de ese último criterio, se ha puesto de manifiesto la enorme relevancia del diferencial de precios entre CCAA a la hora de fijar la LP y determinar la magnitud del fenómeno, así como la incidencia del riesgo y su distribución entre CCAA.

A partir de esas tres variantes en el cálculo de la LP hemos identificado diferentes bolsas de pobreza. En ese sentido, hemos podido comprobar que los coeficientes estimados mediante las tres variantes del modelo tomaban el mismo signo. Por lo tanto, el efecto sobre la probabilidad de las diferentes variables explicativas es el mismo en los tres casos, aunque su magnitud es diferente dependiendo de la variante del modelo implementada.

Asimismo, el resultado de la estimación ha puesto de relieve que la probabilidad de pobreza no es la misma en todas las CCAA, es

decir, el riesgo estimado de pobreza para los hogares españoles posee una distribución no homogénea entre CCAA; siendo éste superior cuando las familias residen en Andalucía, Extremadura, Canarias o Ceuta y Melilla. Por el contrario, la menor probabilidad estimada media de pobreza la tienen los hogares de Madrid, Cataluña, Baleares, País Vasco o Navarra.

En resumen, a partir de las diferentes variantes del modelo hemos podido ver que, la probabilidad de pobreza media de los hogares en España variaba en función de diferentes características individuales del hogar, así como también en función de la CA de residencia. También hemos comprobado que la probabilidad media de pobreza podía ser distinta dependiendo de la variante del modelo implementada. Así, cuando el modelo fijaba una LP idéntica para todas las CCAA, la probabilidad estimada media de pobreza era superior a la obtenida a partir de las otras dos variantes del modelo, lo cual indica que el diferencial de precios entre CCAA es relevante en la cuantificación del fenómeno.

En concreto, la probabilidad media de pobreza estimada con la primera variante del modelo era del 17%, en comparación con el 15,5% y el 15,7% de las otras dos variantes. Tal y como ya se ha comentado, la probabilidad media de pobreza más baja se obtenía cuando el modelo calculaba una LP diferente para cada CA (utilizando los datos, exclusivamente, de la CA en cuestión), siendo ésta del 15,5%. Finalmente, cuando corregíamos la LP del efecto precios obteníamos una probabilidad media de pobreza de, aproximadamente, el 15,7%. De esto último, y de los coeficientes obtenidos de la estimación de las diferentes variantes del modelo, se

desprende que, el nivel de precios matiza el diferencial en la probabilidad de pobreza entre CCAA. En este sentido, cuando se incorpora un ajuste de precios en la elaboración de la LP, se comprueba que la probabilidad de pobreza de los hogares según su CA de residencia queda suavizada y, por lo tanto, la incidencia de la pobreza por CCAA no es tan heterogénea como si se omite dicho ajuste.

Una de las conclusiones más importantes obtenidas en este trabajo se refiere a la importancia del nivel educativo del SP sobre la probabilidad de pobreza de las familias. En este sentido, hemos hallado que la educación del cabeza de familia reduce la probabilidad de pobreza del hogar, de mayor magnitud cuanto más elevado es el nivel educativo del SP. Además, hemos cuantificado el efecto reductor en el riesgo de pobreza de los incrementos en la variable "nivel de estudios".

En ese sentido hemos visto que, el efecto marginal de la variable "nivel de estudios" sobre la probabilidad de pobreza es mayor en los niveles educativos más bajos (N1 y N2). En consonancia con lo anterior, hemos argumentado que, para la reducción de la pobreza, es más efectivo un incremento del nivel educativo de aquellos individuos menos cualificados (en términos de educación formal) que un incremento del nivel de estudios de aquellos otros con un nivel de estudios medio/superior. Es decir, para conseguir una reducción de la incidencia del fenómeno, no es equivalente incrementar el nivel de estudios en cualquier nivel de educación alcanzado.



Lo mismo ocurre con la variable edad, ya que el efecto marginal de esta variable no es el mismo en todos los segmentos de edad. Así, combinando el comportamiento de la variable educación y el de la variable edad concluimos que, el incremento del nivel educativo de los individuos más jóvenes y menos cualificados tiene mayor incidencia sobre la reducción del riesgo de pobreza que el incremento en edades más avanzadas y para niveles de estudios superiores.

Finalmente, en la última parte de este trabajo, se ha simulado el efecto que tendría un incremento del nivel de estudios de algunos SP, elegidos según su edad y según su nivel de estudios. En concreto, hemos incrementado el nivel educativo de, por un lado, los SP analfabetos y sin estudios menores de 50 años (hasta N2) y, por otro lado, el de los SP menores de 30 años con nivel de estudios igual a N2 (hasta N3). A partir de esa simulación hemos constatado que, la probabilidad media de pobreza para el total de hogares de la Encuesta se reducía hasta el 14,7%<sup>52</sup>. En términos del número de hogares pobres, hemos comprobado que este incremento se traducía en una reducción de éstos del 6,3% (respecto al número de hogares pobres estimados *a priori*). Cabe destacar que, el total de cabezas de familia afectados por ese incremento del nivel educativo suponía un 9,2% del total de sustentadores principales de la EPF.

Por otro lado, el coste asociado a la simulación se ha estimado que supondría, aproximadamente, unos 2.495 millones de pesetas de 1991, lo que supone 24,19 millones de euros de 2005. Por consiguiente, este coste tendría un peso relativo del 6,7% sobre el

---

<sup>52</sup> Un punto por debajo de la estimada con la variante 5 y 6 del modelo (véase cuadro 4.1).

---

valor del stock de capital humano acumulado en 1991 por los SP de la Encuesta.

Para finalizar este trabajo, hemos estimado la elasticidad de la pobreza y la elasticidad de la probabilidad de pobreza respecto a la variable "stock de capital humano" y respecto a la variable "años de estudios", obteniendo valores de entorno al  $-0,94$  y  $-0,96$ , respectivamente. Esos valores de la elasticidad nos indican que, el número de familias pobres (o la probabilidad de pobreza en su caso) es muy sensible a variaciones en los "años de escolaridad" o al "capital humano acumulado" del SP del hogar. De forma que, un incremento de estas últimas, se traduce en importantes reducciones de la primera, en una proporción que indica que las variaciones porcentuales en los años de escolaridad (o en el stock de capital humano) se traducen en una reducción porcentual, de prácticamente la misma magnitud, en la probabilidad de pobreza (o, en su caso, del número de hogares pobres).

Teniendo en cuenta que el cálculo de los efectos marginales indica, por un lado, que la reducción de la probabilidad de pobreza es superior cuando se incrementa el nivel de estudios de los SP "menos educados" y, por otro, que la edad del cabeza de familia es muy relevante en dicha reducción; se concluye que, para la reducción de la pobreza, será más efectivo aumentar el nivel educativo de los cabezas de familia jóvenes y con poca formación.

En definitiva, a partir de este análisis, hemos podido comprobar el importante efecto de la educación sobre la probabilidad de pobreza de los hogares españoles. Finalmente, queremos hacer notar que la

elevada rentabilidad de la inversión en educación y sus efectos sobre la reducción de la pobreza es un argumento a favor del incremento y mejora de los recursos destinados a ese fin. En esa línea, la evidencia empírica sugiere que los efectos externos asociados a la inversión en educación a menudo conllevan que la rentabilidad social de dicha inversión supere a la rentabilidad privada. La literatura sobre el tema señala que la inversión en educación mejora el bienestar económico, tanto general como individual y, tal como hemos podido comprobar, uno de los beneficios de esa inversión procede de su efectividad como herramienta paliativa en los fenómenos de pobreza. El incremento del stock de capital humano, sobretodo en los colectivos con menores dotaciones de este tipo de capital, es un instrumento efectivo para reducir el riesgo de pobreza de las familias. Además, parte de la inversión que la sociedad realice para dotar de mayor formación a una parte de ella (los menos cualificados), es susceptible de traducirse, *coeteris paribus*, en una mayor recaudación fiscal en períodos posteriores, motivo por el cual, a largo plazo, esta podría ser una de las formas de recuperar, al menos en parte, la inversión educativa.



## **ANEXOS:**

### ANEXO 1.1. Probabilidad de pobreza por CCAA, según edad y nivel de estudios del SP del hogar

	25 años	35 años	55 años	70 años	Promedio
<b>N1:</b>					
ANDALUCÍA	0.337412	0.264676	0.23465	0.304738	
ARAGÓN	0.260264	0.19711	0.171918	0.23153	
ASTURIAS	0.228406	0.170152	0.147277	0.201749	
BALEARES	0.155759	0.110948	0.094067	0.134943	
CANARIAS	0.365492	0.290038	0.258526	0.331745	
CANTABRIA	0.243522	0.182871	0.158873	0.215844	
CAST.-LEON	0.277661	0.212069	0.185692	0.247907	
CAST.-MANCHA	0.250268	0.188589	0.164104	0.222156	
CATALUÑA	0.213793	0.157982	0.136231	0.188183	
C.VALENCIANA	0.30706	0.237719	0.209465	0.27576	
EXTREMADURA	0.341222	0.268094	0.237858	0.308392	
GALICIA	0.26694	0.20283	0.177177	0.237805	
MADRID	0.145222	0.102648	0.086721	0.125395	
MURCIA	0.305273	0.236146	0.208001	0.27406	
NAVARRA	0.082022	0.054682	0.044973	0.069052	
PAÍS VASCO	0.210072	0.154903	0.133445	0.184738	
LA RIOJA	0.188557	0.137266	0.117554	0.164902	
CEUTA MELILLA	0.58111	0.498115	0.460432	0.545163	
<b>PROMEDIO<sup>1</sup></b>	<b>0.25939916</b>	<b>0.19927406</b>	<b>0.17502487</b>	<b>0.23215072</b>	<b>0.2164622</b>
<b>N2:</b>					
ANDALUCÍA	0.195161	0.142649	0.122392	0.170975	
ARAGÓN	0.13962	0.098268	0.082857	0.120335	
ASTURIAS	0.118286	0.081801	0.068418	0.101175	
BALEARES	0.073315	0.048357	0.039577	0.061437	
CANARIAS	0.216722	0.160411	0.138432	0.190897	
CANTABRIA	0.128289	0.089478	0.075133	0.110137	
CAST.-LEON	0.151669	0.107717	0.091204	0.131232	
CAST.-MANCHA	0.132824	0.092984	0.078209	0.114212	
CATALUÑA	0.108821	0.074611	0.062158	0.092733	
C.VALENCIANA	0.172663	0.124423	0.106057	0.150339	
EXTREMADURA	0.198045	0.145009	0.124516	0.173632	
GALICIA	0.144211	0.101855	0.086021	0.124481	
MADRID	0.067243	0.043995	0.035873	0.056151	
MURCIA	0.171364	0.123381	0.105126	0.149152	
NAVARRA	0.033543	0.020648	0.016373	0.027279	
PAÍS VASCO	0.106443	0.072817	0.060601	0.090619	
LA RIOJA	0.092964	0.062739	0.05189	0.07868	
CEUTA MELILLA	0.407197	0.328442	0.294998	0.372195	
<b>PROMEDIO<sup>1</sup></b>	<b>0.14365922</b>	<b>0.10293015</b>	<b>0.08754171</b>	<b>0.12475581</b>	<b>0.1147217</b>
<b>N3:</b>					
ANDALUCÍA	0.082665	0.055152	0.045376	0.069617	
ARAGÓN	0.05366	0.034393	0.027782	0.044411	
ASTURIAS	0.043454	0.027341	0.021899	0.035677	

BALEARES	0.023859	0.014286	0.011187	0.019172	
CANARIAS	0.09482	0.064117	0.053077	0.080319	
CANTABRIA	0.048171	0.030582	0.024596	0.039704	
CAST.-LEON	0.05966	0.038606	0.031322	0.049582	
CAST.-MANCHA	0.050349	0.032089	0.025854	0.041569	
CATALUÑA	0.039106	0.024384	0.01945	0.031981	
C.VALENCIANA	0.070507	0.046334	0.037857	0.058989	
EXTREMADURA	0.084263	0.056322	0.046378	0.071019	
GALICIA	0.055926	0.035979	0.029112	0.046361	
MADRID	0.021435	0.012727	0.009928	0.017161	
MURCIA	0.069821	0.045842	0.03744	0.058393	
NAVARRA	0.009152	0.005101	0.003867	0.007129	
PAÍS VASCO	0.038032	0.023658	0.018851	0.031071	
LA RIOJA	0.032081	0.019675	0.015576	0.026048	
CEUTA MELILLA	0.222704	0.165388	0.142946	0.196447	
<b>PROMEDIO<sup>1</sup></b>	<b>0.05795162</b>	<b>0.0379865</b>	<b>0.03101658</b>	<b>0.04842295</b>	<b>0.0438444</b>
<b>N4:</b>					
ANDALUCÍA	0.024952	0.014994	0.01176	0.020081	
ARAGÓN	0.014489	0.00835	0.006426	0.011451	
ASTURIAS	0.011146	0.006301	0.004807	0.008736	
BALEARES	0.005336	0.002866	0.002136	0.00409	
CANARIAS	0.029711	0.018107	0.014293	0.024058	
CANTABRIA	0.012667	0.007228	0.005537	0.009968	
CAST.-LEON	0.016542	0.009629	0.007443	0.01313	
CAST.-MANCHA	0.013384	0.007668	0.005885	0.01055	
CATALUÑA	0.009783	0.005479	0.004162	0.007636	
C.VALENCIANA	0.020405	0.01207	0.009399	0.01631	
EXTREMADURA	0.025566	0.015393	0.012084	0.020592	
GALICIA	0.015257	0.008827	0.006804	0.012078	
MADRID	0.004683	0.002494	0.001851	0.003576	
MURCIA	0.020156	0.011911	0.009271	0.016104	
NAVARRA	0.001679	0.000838	0.000604	0.001247	
PAÍS VASCO	0.009452	0.005281	0.004007	0.00737	
LA RIOJA	0.007665	0.00422	0.003181	0.005939	
CEUTA MELILLA	0.090691	0.061056	0.050441	0.076675	
<b>PROMEDIO<sup>1</sup></b>	<b>0.01671626</b>	<b>0.00990643</b>	<b>0.00772535</b>	<b>0.01336917</b>	<b>0.0119293</b>
<b>N5:</b>					
ANDALUCÍA	0.017799	0.010418	0.008073	0.014162	
ARAGÓN	0.01005	0.005639	0.004287	0.007851	
ASTURIAS	0.007632	0.0042	0.003165	0.005912	
BALEARES	0.00353	0.001845	0.001358	0.002674	
CANARIAS	0.021394	0.012701	0.009907	0.017127	
CANTABRIA	0.008728	0.004849	0.003669	0.006788	
CAST.-LEON	0.01155	0.006547	0.005	0.009063	
CAST.-MANCHA	0.009246	0.005158	0.003911	0.007205	
CATALUÑA	0.006656	0.003629	0.002723	0.005135	
C.VALENCIANA	0.014402	0.008296	0.006383	0.01138	
EXTREMADURA	0.01826	0.010709	0.008306	0.014541	

GALICIA	0.01061	0.005977	0.004552	0.008302	
MADRID	0.00308	0.001596	0.00117	0.002325	
MURCIA	0.014217	0.008182	0.006292	0.011229	
NAVARRA	0.001058	0.000514	0.000366	0.000776	
PAÍS VASCO	0.006421	0.003492	0.002617	0.004948	
LA RIOJA	0.005156	0.002763	0.002057	0.003948	
CEUTA MELILLA	0.069808	0.045832	0.037431	0.058381	
<b>PROMEDIO<sup>1</sup></b>	<b>0.01181093</b>	<b>0.0068252</b>	<b>0.00526183</b>	<b>0.00934323</b>	<b>0.0083103</b>
<b>PROMEDIO POR EDADES</b>	<b>0.09790744</b>	<b>0.07138447</b>	<b>0.06131407</b>	<b>0.08560838</b>	

1. La probabilidad media por edades en cada nivel de estudios se ha obtenido como media ponderada, donde el ponderador de cada CA es el peso de dicha CA en el total de las observaciones de la Encuesta.

**Nota:** Estas probabilidades han sido estimadas con la variante 5 del modelo y suponiendo un tamaño municipal igual a T3.

*Fuente: Elaboración propia.*

**ANEXO 1.2. Probabilidad de pobreza evaluada en el valor medio de la variable edad, por CCAA y según nivel de estudios del SP**

	<b>Edad 53</b>
<b>N1:</b>	
ANDALUCÍA	0.231592
ARAGÓN	0.169383
ASTURIAS	0.144986
BALEARES	0.0924
CANARIAS	0.255304
CANTABRIA	0.156464
CAST.-LEON	0.183029
CAST.-MANCHA	0.161644
CATALUÑA	0.13406
C.VALENCIANA	0.2066
EXTREMADURA	0.234777
GALICIA	0.174593
MADRID	0.085153
MURCIA	0.205148
NAVARRA	0.044034
PAÍS VASCO	0.131304
LA RIOJA	0.115595
CEUTA MELILLA	0.456466
<b>PROMEDIO<sup>1</sup></b>	<b>0.17257438</b>
<b>N2:</b>	
ANDALUCÍA	0.120376
ARAGÓN	0.081342
ASTURIAS	0.067109
BALEARES	0.03873
CANARIAS	0.136236
CANTABRIA	0.073726
CAST.-LEON	0.089575
CAST.-MANCHA	0.076758
CATALUÑA	0.060944
C.VALENCIANA	0.104237
EXTREMADURA	0.122475
GALICIA	0.084462
MADRID	0.035092
MURCIA	0.103319
NAVARRA	0.01597
PAÍS VASCO	0.05941
LA RIOJA	0.050836



CEUTA MELILLA	0.291559
<b>PROMEDIO<sup>1</sup></b>	<b>0.0860208</b>
<b>N3:</b>	
ANDALUCÍA	0.04443
ARAGÓN	0.02715
ASTURIAS	0.021382
BALEARES	0.010897
CANARIAS	0.052005
CANTABRIA	0.024025
CAST.-LEON	0.030623
CAST.-MANCHA	0.025259
CATALUÑA	0.018982
C.VALENCIANA	0.037041
EXTREMADURA	0.045415
GALICIA	0.028455
MADRID	0.009666
MURCIA	0.036631
NAVARRA	0.003753
PAÍS VASCO	0.018395
LA RIOJA	0.015189
CEUTA MELILLA	0.140702
<b>PROMEDIO<sup>1</sup></b>	<b>0.03034606</b>
<b>N4:</b>	
ANDALUCÍA	0.011457
ARAGÓN	0.006247
ASTURIAS	0.004669
BALEARES	0.00207
CANARIAS	0.013934
CANTABRIA	0.005381
CAST.-LEON	0.00724
CAST.-MANCHA	0.00572
CATALUÑA	0.004041
C.VALENCIANA	0.009149
EXTREMADURA	0.011773
GALICIA	0.006617
MADRID	0.001793
MURCIA	0.009024
NAVARRA	0.000583
PAÍS VASCO	0.00389
LA RIOJA	0.003086
CEUTA MELILLA	0.049411
<b>PROMEDIO<sup>1</sup></b>	<b>0.00752172</b>

<b>N5:</b>	
ANDALUCÍA	0.007855
ARAGÓN	0.004163
ASTURIAS	0.003071
BALEARES	0.001315
CANARIAS	0.009646
CANTABRIA	0.003561
CAST.-LEON	0.004857
CAST.-MANCHA	0.003796
CATALUÑA	0.002641
C.VALENCIANA	0.006206
EXTREMADURA	0.008083
GALICIA	0.004421
MADRID	0.001132
MURCIA	0.006117
NAVARRA	0.000352
PAÍS VASCO	0.002538
LA RIOJA	0.001993
CEUTA MELILLA	0.036622
<b>PROMEDIO<sup>1</sup></b>	<b>0.00511703</b>

1. La probabilidad media por edades en cada nivel de estudios se ha obtenido como media ponderada, donde el ponderador de cada CA es el peso de dicha CA en el total de las observaciones de la Encuesta.

**Nota:** Estas probabilidades han sido estimadas con la variante 5 del modelo y suponiendo un tamaño municipal igual a T3.

*Fuente: Elaboración propia.*

## ANEXO 2. Capacidad predictiva del modelo

La capacidad de predicción del modelo medida mediante una tabla 2\*2 de aciertos y errores es la siguiente:

**Tabla A2.1. Capacidad predictiva para la variante 5 del modelo.**

Variable dependiente: VDEPPREUCORR Umbral de acierto C = 0.5						
	Ecuación estimada			Ecuación restringida		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1) ≤ C	17723	3197	20920	17840	3315	21155
P(Dep=1) > C	117	118	235	0	0	0
Total	17840	3315	21155	17840	3315	21155
Correctos	17723	118	17841	17840	0	17840
% Correctos	99.34	3.56	84.33	100.00	0.00	84.33
% Incorrectos	0.66	96.44	15.67	0.00	100.00	15.67
Ganancia total	-0.66	3.56	0.00			
Ganancia %	NA	3.56	0.03			
	Ecuación estimada			Ecuación restringida		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0)	15342.40	2499.19	17841.59	15044.46	2795.54	17840.00
E(# of Dep=1)	2497.60	815.81	3313.41	2795.54	519.46	3315.00
Total	17840.00	3315.00	21155.00	17840.00	3315.00	21155.00
Correctos	15342.40	815.81	16158.20	15044.46	519.46	15563.92
% Correctos	86.00	24.61	76.38	84.33	15.67	73.57
% Incorrectos	14.00	75.39	23.62	15.67	84.33	26.43
Ganancia total	1.67	8.94	2.81			
Ganancia %	10.66	10.60	10.63			

Tal como muestra la tabla anterior, el porcentaje global de aciertos del modelo estimado es del 84,33%; resultado de un 99,34% para Y=0 y de, únicamente, el 3,56% para Y=1. El bajo porcentaje de aciertos cuando Y=1 es debido al desequilibrio entre las observaciones "1" y "0" en la encuesta. Así, mientras que las observaciones Y=0 representan el 84,3% del total de observaciones, las observaciones Y=1 son, tan sólo, el 15,7% restante. Una forma

de incrementar el porcentaje de aciertos en  $Y=1$  se consigue reduciendo el umbral de acierto ( $C$ ). Sin embargo, lo habitual es fijar un  $C=0,5$ . Por el contrario, reducir el valor de  $C$ , producirá un incremento en los aciertos de  $Y=1$ , aunque ese aumento estaría compensado con un menor porcentaje de aciertos en  $Y=0$ . Por lo tanto, el bajo porcentaje de aciertos en  $Y=1$ , en nuestro caso, está explicado por la composición de la muestra, que contiene una gran cantidad de observaciones  $Y=0$ , y relativamente pocas observaciones  $Y=1$ .

En este caso, lo importante es que los coeficientes del modelo estimado no han sido elegidos para maximizar esta medida de ajuste (ni ninguna otra), como ocurre en el caso del modelo de regresión lineal, en el cual los coeficientes estimados maximizan  $R^2$ .

En el caso de la variante 1 del modelo, la capacidad predictiva medida con la misma tabla  $2 \times 2$  es la siguiente,

**Tabla A2.2. Capacidad predictiva para la variante 1 del modelo.**

Variable dependiente: VDEPCCAA Umbral de acierto $C = 0.5$						
	Ecuación estimada			Ecuación restringida		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
$P(\text{Dep}=1) \leq C$	17795	3183	20978	17874	3281	21155
$P(\text{Dep}=1) > C$	79	98	177	0	0	0
Total	17874	3281	21155	17874	3281	21155
Correctos	17795	98	17893	17874	0	17874
% Correctos	99.56	2.99	84.58	100.00	0.00	84.49
% Incorrectos	0.44	97.01	15.42	0.00	100.00	15.51
Ganancia total	-0.44	2.99	0.09			
Ganancia %	NA	2.99	0.58			
	Ecuación estimada			Ecuación restringida		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0)	15342.97	2531.13	17874.10	15101.86	2772.14	17874.00
E(# of	2531.03	749.87	3280.90	2772.14	508.86	3281.00

Dep=1)						
Total	17874.00	3281.00	21155.00	17874.00	3281.00	21155.00
Correctos	15342.97	749.87	16092.84	15101.86	508.86	15610.72
% Correctos	85.84	22.85	76.07	84.49	15.51	73.79
% Incorrectos	14.16	77.15	23.93	15.51	84.49	26.21
Ganancia total	1.35	7.35	2.28			
Ganancia %	8.70	8.69	8.70			

Nuevamente, nos encontramos con un bajo porcentaje de aciertos cuando  $Y=1$  (del 2,99%) que está también explicado por el desequilibrio entre las observaciones de  $Y$  que son "1" y las que son "0" en la encuesta; que en este caso representan el 15,5% y el 84,5% del total de observaciones, respectivamente. Conjuntamente, la capacidad predictiva del modelo estimado es del 84,58%.

**Tabla A2.3. Capacidad predictiva para la variante 3 del modelo.**

Variable Dependiente: VDEP						
Umbral de acierto $C = 0.5$						
	<b>Ecuación estimada</b>			<b>Ecuación restringida</b>		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1) $\leq C$	17358	3363	20721	17557	3598	21155
P(Dep=1) $> C$	199	235	434	0	0	0
Total	17557	3598	21155	17557	3598	21155
Correctos	17358	235	17593	17557	0	17557
% Correctos	98.87	6.53	83.16	100.00	0.00	82.99
% Incorrectos	1.13	93.47	16.84	0.00	100.00	17.01
Ganancia total	-1.13	6.53	0.17			
Ganancia %	NA	6.53	1.00			
	<b>Ecuación estimada</b>			<b>Ecuación restringida</b>		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0)	14928.79	2630.66	17559.44	14570.94	2986.06	17557.00
E(# of Dep=1)	2628.21	967.34	3595.56	2986.06	611.94	3598.00
Total	17557.00	3598.00	21155.00	17557.00	3598.00	21155.00
Correctos	14928.79	967.34	15896.13	14570.94	611.94	15182.88
% Correctos	85.03	26.89	75.14	82.99	17.01	71.77
% Incorrectos	14.97	73.11	24.86	17.01	82.99	28.23
Ganancia total	2.04	9.88	3.37			
Ganancia %	11.98	11.90	11.94			

Finalmente, la tabla A2.3 muestra la capacidad predictiva de la variante 3 del modelo, que en este caso es de un 84,16% de aciertos. Nuevamente, al ser la composición de la muestra desequilibrada en lo que se refiere a la proporción de observaciones  $Y=1$  e  $Y=0$ , el porcentaje de aciertos para  $Y=1$  es muy bajo. En este sentido, el porcentaje de aciertos de  $Y=1$  es del 6,53%, y del 98,87% para el caso de  $Y=0$ .

### ANEXO 3. Gastos de la educación en España

**Tabla 1. Gasto en educación por alumno y alumnado total en 1991.**

*Valor absoluto en pesetas corrientes de 1991*

	Gasto en educación por alumno <sup>1</sup>	Alumnado total <sup>2</sup>	Gasto total por nivel educativo
EGB y preescolar	199.512	5.887.400	1.174.606.948.800
Enseñanzas medias	308.751	2.448.995	756.129.655.245
E. universitaria	440.264	1.053.540	463.835.734.560
<b>Total</b>			<b>2.394.572.338.605</b>

1. Sólo se incluyen las actividades características.

2. Se excluye el alumnado de educación especial, educación permanente de adultos y otras enseñanzas de segundo grado. Esas categorías no clasificables en 1991 sumaban un total de 936,8 mil alumnos.

*Fuente: elaboración propia a partir de Uriel E. (1997).*

**Tabla 2. Gasto en educación según actividades educativas**

*Valor absoluto en millones de pesetas corrientes de 1991*

	1990	1991
Total de activid. características	2.561.044	2.820.356
-Pública	2.001.256	2.223.032
-Privada	559.788	597.324
Bienes y servicios conexos	220.519	244.407
<b>Total de gasto en educación</b>	<b>2.781.563</b>	<b>3.064.763</b>

*Fuente: elaboración propia a partir de Uriel E. (1997).*

## **ANEXO 4. Las variables en la EPF y su introducción en el modelo**

### **1. Variable NIVEL DE ESTUDIOS**

1.1.- Como variable discreta se ha trabajado a partir de la posición 33 del fichero 3 ("Datos de los Miembros del Hogar") de la EPF referida a "Nivel de estudios completado", que se divide en 9 niveles,

- 0= Analfabetos
- 1= Sin estudios
- 2= Primarios
- 3= EGB o equivalentes
- 4= BUP o equivalentes
- 5= COU
- 6= Formación profesional, primer grado
- 7= Formación profesional, segundo grado
- 8= Carrera de grado medio o equivalente
- 9= Estudios superiores o equivalentes

Se han transformado esos 9 niveles en 5 niveles, de la siguiente forma,

- 1= Analfabetos + sin estudios (0+1)
- 2= Primarios + EGB o equ. + FP, primer grado (2+3+6)
- 3= BUP o equ. + COU + FP, segundo grado (4+5+7)
- 4= Carrera de grado medio o equivalente
- 5= Estudios superiores o equivalentes

El nivel 1, se corresponde con la variable explicativa discreta N1, el nivel 2, se corresponde con N2, el nivel 3, con N3, el nivel 4, con N4 y, finalmente, el nivel 5, se corresponde con N5. La variable N1, se ha considerado el nivel de referencia, es decir, para corregir los problemas de multicolinealidad se han introducido el resto de



variables en relación a ésta (este tema se desarrolla con mayor detenimiento en el anexo 5).

1.2.- Como variable continua se ha traducido cada uno de los niveles de estudios en un cierto número de años, que se ha considerado que son los necesarios para completar el nivel de estudios en cuestión. En este sentido,

N1= 0 años de estudios

N2= 10 años de estudios

N3= 12 años de estudios

N4= 15 años de estudios

N5= 17 años de estudios

## 2. Variable TAMAÑO DEL MUNICIPIO

A partir de la posición 461 del fichero tipo 1 ("Datos Generales del Hogar") de la EPF, referida a "Tamaño del municipio de residencia" que se divide en los siguientes niveles,

1= Hasta 10.000 habitantes

2= De 10.001 a 50.000 habitantes

3= De 50.001 a 100.000 habitantes

4= De 100.001 a 500.000 habitantes

5= De 500.001 y más habitantes

Se ha transformado dicha variable, pasando de esos 5 niveles anteriores a 4 niveles, los siguientes:

T1= Hasta 10.000 habitantes (1)

T2= De 10.001 a 50.000 habitantes (2)

T3= De 50.001 a 100.000 habitantes (3)

T4= De 100.001 y más (4+5)

Siendo T1 la variable de referencia, es decir, el resto de variables discretas del tamaño municipal se expresarán en relación a ésta.

## ANEXO 5.- Corrección de la multicolinealidad perfecta generada por la introducción de variables ficticias

La especificación de nuestro modelo, de variable dependiente latente, es la siguiente,

$$[1] Y_i^* = \mu + \beta_1.E_i + \beta_2.E_i^2 + \alpha_1.T_{1i} + \alpha_2.T_{2i} + \alpha_3.T_{3i} + \alpha_3.T_{4i} + \delta_1.N_{1i} + \delta_2.N_{2i} + \delta_3.N_{3i} + \delta_4.N_{4i} + \delta_5.N_{5i} + \gamma_1.ANDAL_i + \gamma_2.ARAG_i + \gamma_3.AST_i + \gamma_4.BAL_i + \gamma_5.CANAR_i + \gamma_6.CANT_i + \gamma_7.CASTL_i + \gamma_8.CASTM_i + \gamma_9.COMVAL_i + \gamma_{10}.CEUTM_i + \gamma_{11}.CAT_i + \gamma_{12}.EXTREM_i + \gamma_{13}.GAL_i + \gamma_{14}.MAD_i + \gamma_{15}.MURC_i + \gamma_{16}.NAV_i + \gamma_{17}.PV_i + \gamma_{18}.RIOJA_i$$

Sin embargo, la estimación de los coeficientes de [1] es susceptible de generar problemas de multicolinealidad perfecta; debido a que la suma del valor de las variables ficticias, en cada una de las observaciones, es igual a 1 (lo que implica que la matriz resultante generaría problemas de identificación):

- (a)  $T_{1i} + T_{2i} + T_{3i} + T_{4i} = 1 \quad \forall i \text{ donde } i=1, \dots, 21.155.$
- (b)  $N_{1i} + N_{2i} + N_{3i} + N_{4i} + N_{5i} = 1 \quad \forall i \text{ donde } i=1, \dots, 21.155.$
- (c)  $ANDAL_i + ARAG_i + AST_i + \dots + PV_i + RIOJA_i = 1 \quad \forall i \text{ donde } i=1, \dots, 21.155.$

Con el objetivo de corregir este problema, lo que se ha hecho es expresar una de las categorías de la variable categórica como diferencia de las demás respecto a la unidad, y se ha introducido de esta forma en el modelo. De este modo, y tras operar, la ecuación [1] pierde una categoría (que será la de referencia) en cada una de las variables categóricas o cualitativas. El resto de categorías de las variables cualitativas, es decir, las que no son de referencia, tendrán

un coeficiente estimado que será la diferencia entre su coeficiente original y el coeficiente de la variable omitida. En definitiva, el modelo quedará de la siguiente forma,

$$[2] Y_i^* = \mu + \beta_1.E_i + \beta_2.E_i^2 + \alpha_1.(1-T_{2i}-T_{3i}-T_{4i}) + \alpha_2.T_{2i} + \alpha_3.T_{3i} + \alpha_4.T_{4i} + \delta_1.(1-N_{2i}-N_{3i}-N_{4i}-N_{5i}) + \delta_2.N_{2i} + \delta_3.N_{3i} + \delta_4.N_{4i} + \delta_5.N_{5i} + \gamma_1.(1-ARAG_i-\dots-RIOJA_i) + \gamma_2.ARAG_i + \gamma_3.AST_i + \gamma_4.BAL_i + \gamma_5.CANAR_i + \gamma_6.CANT_i + \gamma_7.CASTL_i + \gamma_8.CASTM_i + \gamma_9.COMVAL_i + \gamma_{10}.CEUTM_i + \gamma_{11}.CAT_i + \gamma_{12}.EXTREM_i + \gamma_{13}.GAL_i + \gamma_{14}.MAD_i + \gamma_{15}.MURC_i + \gamma_{16}.NAV_i + \gamma_{17}.PV_i + \gamma_{18}.RIOJA_i$$

Operando en [2],

$$[3] Y_i^* = (\mu + \alpha_1 + \delta_1 + \gamma_1) + \beta_1.E_i + \beta_2.E_i^2 + (\alpha_2 - \alpha_1).T_{2i} + (\alpha_3 - \alpha_1).T_{3i} + (\alpha_4 - \alpha_1).T_{4i} + (\delta_2 - \delta_1).N_{2i} + (\delta_3 - \delta_1).N_{3i} + (\delta_4 - \delta_1).N_{4i} + (\delta_5 - \delta_1).N_{5i} + (\gamma_2 - \gamma_1).ARAG_i + (\gamma_3 - \gamma_1).AST_i + (\gamma_4 - \gamma_1).BAL_i + (\gamma_5 - \gamma_1).CANAR_i + (\gamma_6 - \gamma_1).CANT_i + (\gamma_7 - \gamma_1).CASTL_i + (\gamma_8 - \gamma_1).CASTM_i + (\gamma_9 - \gamma_1).COMVAL_i + (\gamma_{10} - \gamma_1).CEUTM_i + (\gamma_{11} - \gamma_1).CAT_i + (\gamma_{12} - \gamma_1).EXTREM_i + (\gamma_{13} - \gamma_1).GAL_i + (\gamma_{14} - \gamma_1).MAD_i + (\gamma_{15} - \gamma_1).MURC_i + (\gamma_{16} - \gamma_1).NAV_i + (\gamma_{17} - \gamma_1).PV_i + (\gamma_{18} - \gamma_1).RIOJA_i$$

donde,

$$\begin{aligned} \pi &= (\mu + \alpha_1 + \delta_1 + \gamma_1) \\ \lambda_1 &= (\alpha_2 - \alpha_1); \lambda_2 = (\alpha_3 - \alpha_1); \lambda_3 = (\alpha_4 - \alpha_1) \\ \eta_1 &= (\delta_2 - \delta_1); \eta_2 = (\delta_3 - \delta_1); \eta_3 = (\delta_4 - \delta_1); \eta_4 = (\delta_5 - \delta_1) \\ \vartheta_1 &= (\gamma_2 - \gamma_1); \dots; \vartheta_{17} = (\gamma_{18} - \gamma_1) \end{aligned}$$

Así, nuestra ecuación de variable dependiente latente se puede expresar de la siguiente manera,

$$[4] Y_i^* = \pi_+ \beta_1.E_i + \beta_2.E_i^2 + \lambda_1.T_{2i} + \lambda_2.T_{3i} + \lambda_3.T_{4i} + \eta_1.N_{2i} + \eta_2.N_{3i} + \eta_3.N_{4i} + \eta_4.N_{5i} + \vartheta_1.ARAG_i + \vartheta_2.AST_i + \vartheta_3.BAL_i + \vartheta_4.CANAR_i + \vartheta_5.CANT_i + \vartheta_6.CASTL_i + \vartheta_7.CASTM_i + \vartheta_8.COMVAL_i + \vartheta_9.CEUTM_i + \vartheta_{10}.CAT_i + \vartheta_{11}.EXTREM_i + \vartheta_{12}.GAL_i + \vartheta_{13}.MAD_i + \vartheta_{14}.MURC_i + \vartheta_{15}.NAV_i + \vartheta_{16}.PV_i + \vartheta_{17}.RIOJA_i$$

Y, finalmente, se ha estimado bajo la restricción,

$$\sum_{i=1}^4 \alpha_i = 0 \quad \sum_{i=1}^5 \delta_i = 0 \quad \sum_{i=1}^{18} \gamma_i = 0$$

## **BIBLIOGRAFÍA:**

Aguilar, R. (1998), "Problemas prácticos en la medición de la pobreza", El Trimestre Económico, vol. LXV (4), N°260, pp.559-581.

Amemiya, T. (1977), "Some Theorems in the Linear Probability Model", International Economic Review, N° 18, pp.645-650.

Amemiya, T. (1985), Advanced Econometrics, Editorial Basil Blackwell Ltd., Oxford.

Andrés, J. and García, J. (1991), "El nivel de estudios como factor explicativo del desempleo, de los ingresos y de la movilidad laboral", Economía Industrial, N°278, pp.13-23.

Arrow, K. J. (1973), "Higher education as a filter", *Journal of Public Economics*, 2, pp. 193-216.

Atkinson, A.B. (1981), La Economía de la desigualdad, Editorial Crítica, Barcelona.

Atkinson, A.B. (1988), "Acerca de la medida de la pobreza", Boletín Económico del ICE, N°2121.

Ayala, L. and Palacio, J. (2000), "Hogares de baja renta en España: caracterización y determinantes", Revista de Economía Aplicada, vol. VIII, N°23, pp.35-70.

Banco Mundial (1992), "La medición de la pobreza", Comercio Exterior, vol.42, N°4, pp.323-326.

Bandrés, E. (1991), " Progresividad, equidad y efectos distributivos de los gastos sociales en España", Hacienda pública española, N°117, pp. 17-42.

Barceinas, F., Oliver, J., Raymond, J.L. and Roig J.L. (1999), "Returns to Human Capital in Spain: A Survey of the Evidence", Returns to Human Capital in Europe-PURE, chapter 13, pp.279-298, Helsinki.

Barceinas, F., Oliver, J., Raymond, J.L. and Roig J.L. (2000), "Los rendimientos de la Educación y la inserción laboral en España", Papeles de Economía Española, N°86, pp.128-148.

Becker, G. (1962), "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis", The Journal of Political Economy, vol.70, N°5, pp.9-49.

Blaug, M. (1992), The economic value of education, The international library of critical writings in economics, 17.

Blaug, M. (1970), An introduction to the economics of education, Editorial Penguin Books, England.

- Blaug, M.(1972), Economía de la educación.Textos escogidos, Editorial Tecnos, Madrid.
- Boldrin, M. and Montes, A. (1997), "Educación pública, crecimiento y desigualdad social", Moneda y crédito, N°204, pp.161-212.
- Bowles, S. and Gintis, H. (1977), Schooling in capitalist America. Educational reform and the contradictions of Economic Life, Editorial Basic Books, EEUU.
- Boltvinik, J. (1992), "El método de medición integrada de la pobreza. Una propuesta para su desarrollo", Comercio Exterior, vol.42, N°4, pp. 354-365.
- Boltvinik, J. (1994), "La pobreza en América Latina. Análisis crítico de tres estudios", Revista Frontera Norte, vol.6, pp. 31-60.
- Callan, T. and Nolan, B. (1991), "Concepts of poverty and the poverty line", Journey of Economic Surveys, vol.5, 3, pp.243-261.
- Calonge, S. and Manresa, A. (2001), "La incidencia impositiva y la redistribución de la renta en España: un análisis empírico", Papeles de Economía Española, N°88, pp. 216-229.



Calvo, J.L. (1988), "Rendimientos del capital humano en educación en España", Investigaciones Económicas, vol. XII, N°3, pp.473-482.

Corugedo, I., García, E. and Martínez, J. (1992), "Educación y Rentas. Una aplicación a la enseñanza media en España: una nota", Investigaciones Económicas, vol. XVI, N°2, pp. 299-304.

Cutler, D. and Katz, L. (1992), "Rising Inequality? Changes in the distribution of Income and Consumption in the 1980's", American Economic Review, vol.82, N°2, pp.546-551.

De la Fuente, A. (1996), "Capital humano y crecimiento: un panorama de la evidencia empírica y algunos resultados para la OCDE", Moneda y crédito, N°203, pp. 43-84.

Denison, E.F. (1962), "Sources of economic growth in the United States and the alternatives before us", The Committee for Economic Development, New York. Desai, M. (1994), "Poverty and capability: toward an empirically implementable measure", Revista Frontera Norte, vol.6, pp.11-30.

Dulitzky, D. and Guido, P. (1993), "Capital humano y externalidades de la educación", Economica, N° 39, pp. 1-45.

Funcas (1999), "Serie Enlazada del Producto y la Renta de las Autonomías Españolas. Años 1985 a 1997". Departamento de Estadística Regional, Madrid.

Generalitat de Catalunya (1994), "Els llindars de la pobresa a Catalunya: concepte, descripció, quantificació i territorialització", Benestar social, N°4.

Gödde, I. and Schnabel, R. (1998), "Does Family Background Matter?-Returns to Education and Family Characteristics in Germany", Discussion Paper, N° 98-60, University of Mannheim, Germany.

Greene, W. (2000), *Econometric Analysis*, 4ª Edición, Prentice Hall, New York.

Hagenaars, A. and van Praag, B. (1985), "A synthesis of poverty line definitions", Review of Income and Wealth, series 31, N°2, pp.139-154.

INE (1993), Estudio de los hogares menos favorecidos según la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-1991. Primeros Resultados, Madrid.

INE, Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-1991, Madrid.

Jain, B. (1991), "Returns to Education: Further Analysis of Cross Country Data", Economics of Education Review, vol.10, N°3, pp.253-258.

---

Kakwani, N. (1980), "On a class of poverty measures", Econometrica, vol.48, N°2, pp. 437-446.

Martín-Guzmán, M.P., Bellido, N. and Jano, M.D. (2001), "La pobreza en España", Papeles de Economía Española, 88, pp.126-142.

Medel, B., Molina, A. and Sánchez J. (1990), "La distribución del gasto del Estado en educación en España 1981", Investigaciones Económicas, vol.XIV, N°1, pp.127-148.

Mercader-Prats, M. (1997), "Identifying low standards of living: evidence from Spain", Working Paper, Universitat Autònoma de Barcelona, Barcelona.

Mincer, J. (1995), "Economic Development, Growth of Human Capital, and the Dynamics of the Wage Structure", Journal of Economic Growth, N°1, pp. 29-48.

Ministerio de Educación Nacional-OCDE (1963), "Las necesidades de educación y el desarrollo económico-social de España" Proyecto Regional Mediterráneo, Madrid.

Minujin, A. and Scharf, A. (1989), "Adulto equivalente e ingreso per capita: efectos sobre la estimación de la pobreza", Desarrollo Económico, vol.29, N°113, pp.113-148.

Mullahey, J. (1990), "Weighted Least Squares Estimation of the Linear Probability Model, Revisited", Economic Letters, N°32, pp.35-41.

OECD (2001), "Earnings and Educational Attainment", Education at a Glance, France.

OIT (1970), "Pobreza y niveles mínimos de vida", Memoria del director general, paper, parte I, Ginebra.

Oliver, J., Raymond, J.LI., Roig, J.L. and Roca, A. (1998), "Función de Ingresos y rendimiento de la Educación en España", Papeles de Economía Española, N°77, pp.115-132.

Oliver, J., Ramos, X. and Raymond, J.LI. (2001), "Capital humano y desigualdad en España 1985-1996", Papeles de Economía Española, N°88, pp.240-256.

Oroval, E. (1996), Economía de la Educación, Ed. Ariel, Barcelona.

Psacharopoulos, G. (1982), "La educación como inversión", Finanzas y Desarrollo, pp. 39-43.

Psacharopoulos, G. (1985), "Returns to Education: A Further International Update and Implications", The Journal of Human Resources, pp.583-604.

Psacharopoulos, G. (1989), "Time Trends of the returns to Education: Cross-National Evidence", Economics of Education Review, vol.8, N°3, pp.225-231.

Satya, P. (1989), "A model of constructing the poverty line", Journal of development economics.

Schultz, T.W. (1961), "Investment in Human Capital", American Economic Review, pp.1-17.

Sen, A.K. (1992), "Sobre conceptos y medidas de pobreza", Comercio Exterior, vol.42, N°4, pp.310-322.

Spence, M. (1973), "Job market signalling", *Journal of Labour Economics*, 87, pp. 355-374.

Torres, J.A. (1993), "Análisis empírico de las desigualdades educativas en España", I Simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza, vol. VIII, Fundación Argenteria.

Towsend, P. (1979), "The development of Research on Poverty", Department of Health and Social Security, Social Research: The Definition and measurement of Poverty, Londres.

Uriel, E., Moltó, M.L., Pérez, F., Aldás, J. and Cucarella, V., (1997), Las Cuentas de la Educación en España y sus

Comunidades Autónomas: 1980-1992, Fundación  
Argentaria, Madrid.

Van Praag, B., Goedhart, T. and Kapteyn, A. (1980), "The poverty  
line- a pilot survey in Europe", The review of economics  
and statistics, vol. LXII, N°3, pp. 461-465.

Zamudio, A. and Bracho, T. (1994), "Rendimientos económicos de la  
escolaridad III: El problema de sesgo por elección",  
Documento Interno del CIDE, México.