



Nova scientia

ISSN: 2007-0705

Universidad de La Salle Bajío A. C., Coordinación de Investigación

Marina Clemente, José Antonio; Gerónimo Antonio, Víctor Manuel; Pérez Abarca, Juan Manuel
Efectos de la pobreza y de los factores sociodemográficos en
la educación superior: un modelo Probit aplicado a México
Nova scientia, vol. 10, núm. 20, 2018, pp. 539-568
Universidad de La Salle Bajío A. C., Coordinación de Investigación

DOI: 10.21640/ns.v10i20.1159

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=203358383026>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org



Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Efectos de la pobreza y de los factores sociodemográficos en la educación superior: un modelo Probit aplicado a México

Effects of poverty and sociodemographic factors on high education: a Probit model applied to Mexico

José Antonio Marina Clemente¹, Víctor Manuel Gerónimo Antonio² y Juan Manuel Pérez Abarca¹

Palabras clave: asistencia escolar; pobreza; factores sociodemográficos; modelo Probit
Keywords: school attendance; poverty; sociodemographic factors; Probit model

Recepción: 15-09-2017 / Aceptación: 13-12-2017

Resumen

La pobreza es una situación que condiciona en forma negativa el acceso a bienes y servicios básicos e impide que las personas eleven su nivel y calidad de vida. Tal es la importancia del tema que organismos internacionales como el Banco Mundial (BM), Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) y entidades públicas buscan mecanismos para contrarrestar sus efectos. La evidencia empírica muestra la existencia de fuertes vínculos entre la pobreza y la educación, al respecto se ha señalado la presencia de una relación negativa entre ambas variables, es decir, una persona en condición de pobreza tiene una menor probabilidad de acceder a niveles altos de educación, y sin niveles altos de educación frecuentemente se ve forzada a permanecer en pobreza. Sin embargo, no solo la pobreza conlleva a un acceso desigual a la educación, existen otros factores asociados a este fenómeno que favorecen los bajos niveles educativos en los jóvenes en edad escolar. Por tal razón, el objetivo de esta investigación consistió en estimar mediante un modelo Probit el impacto de la pobreza (alimentaria, de capacidades y de patrimonio) y de los factores sociodemográficos en la asistencia escolar del nivel superior de las personas de 19 a 23 años de edad. Con datos del Módulo de Condiciones Socioeconómicas de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (MCS-ENIGH) para los años 2008 y 2014 se construyó una base de datos, integrado por el tabulado “ingreso, concentrado y población”. Posteriormente se aplicó la metodología de Líneas de Pobreza para identificar y cuantificar el número de personas en condición de pobreza. Mediante el modelo Probit se estimó el cambio marginal en la asistencia escolar ante cambios en las variables explicativas. Los resultados del modelo Probit indicaron que, de los tres niveles de pobreza, la alimentaria es la que disminuye en mayor magnitud la asistencia escolar al nivel superior. El tamaño del hogar mostró

¹Universidad del Papaloapan, Campus Loma Bonita, Oaxaca. E-mail: joanmarina@hotmail.com

²Universidad del Mar, Campus Puerto Ángel, Oaxaca

que, el incremento de un individuo en el hogar a partir de su valor medio, decrece la probabilidad de la asistencia escolar y de forma inversa, la edad del jefe del hogar indicó que el incremento de un año adicional a partir de su valor medio aumenta la probabilidad de la asistencia escolar. Del conjunto de factores analizados, la variable rural es la que reduce en mayor medida la probabilidad de la asistencia escolar al nivel superior para el segmento de la población analizado; mientras que el nivel educativo del jefe del hogar es el elemento que incrementa en mayor magnitud la probabilidad de la asistencia escolar, es decir, es el instrumento clave para romper el círculo intergeneracional de la pobreza.

Abstract

Poverty is an issue that constraints people's access to goods and services and prevents them from improving their life quality and level. It is so important that international organizations such as the World Bank (WB), the United Nations Program for Development (UNPD) and other public organisms look for ways to balance its effects. Empirical evidence shows a strong link between poverty and education, the relation between both variables can be positive or negative, that is, a person in poverty has less possibility of accessing high levels of education and without them it is constrained to live in poverty. However, not only poverty brings an unequal access to education, there are other factors associated to this phenomenon that bring on low levels of education to young's in school age. For that reason, the aim of this research is to use the Probit model in order to evaluate the effect of poverty (food and assets) and other sociodemographic factors on school attendance at a high level of young persons aged between 19 and 23. Using data of the Módulo de Condiciones Socioeconómicas de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (MCS-ENIGH) years 2008 and 2014 a data base was built which integrates "income, concentrated and population". Later, the methodology of "Lines of Poverty" was applied to identify and measure the number of persons in poverty condition. By means of the Probit model, the marginal change in school attendance face to changes in the explanatory variables is evaluated. The results of the model show that, of the three levels of poverty, it is the food poverty the one which decreases the most the school attendance at high. The size of the household showed that, the increase of one individual in the household beyond its mean value, decreases the probability of school attendance, the age of the householder showed that, the increase of one additional year beyond its mean values, and increases the probability of school attendance. Of the

analyzed factors, it is the rural variable, the one which reduces the most the probability of school attendance at the high level in the analyzed population, whereas, the level of education of the householder is the one which increases the most the probability of school attendance, i.e. It is the key element to break the intergenerational circle of poverty.

Introducción

El estudio de la pobreza es y ha sido un tema de interés para los organismos internacionales, académicos de las ciencias sociales, y tomadores de decisiones. El interés surge porque la pobreza es considerada como un fenómeno que impide conseguir los bienes y servicios básicos para que las personas eleven su nivel y calidad de vida; en otras palabras, es una condición que influye de manera adversa en varios aspectos del bienestar de los individuos y se manifiesta de distintas formas, tales como: bajos niveles de escolaridad, menores ingresos monetarios, servicios de salud precarios, exclusión social, condiciones indignas de vivienda, altos niveles de desnutrición, tasas elevadas de morbilidad y mortalidad (Wagle, 2002; Alkire y Foster, 2011; Alkire y Santos, 2014; Mood y Jonsson, 2016; Chen, Li, Lu y Xiong, 2017). El desarrollo de estos factores al interior y exterior del hogar puede generar el círculo intergeneracional de la pobreza, el cual se entiende que la pobreza se transmite de padres a hijos generando un componente estructural de desventaja que resulta difícil romper (Carter y Barrett, 2006; Ayllón, 2013).

Debido a los efectos negativos que genera la pobreza una serie de trabajos se han interesado en explicar los factores que pueden contrarrestarla o acrecentarla. Al respecto, Van der Berg (2008) señala que existe evidencia sobre la interrelación entre la pobreza y la educación; en otros términos, las personas pobres tienen menores posibilidades de acceder a una educación adecuada, y sin una educación adecuada las personas frecuentemente se ven forzadas a vivir en condiciones precarias. Adicionalmente, este autor agrega que la educación contribuye con el bienestar individual y social a través de tres mecanismos: primero, los individuos con mayor nivel educativo poseen mejores oportunidades de empleo y, por consiguiente, perciben un salario mayor; segundo, mayor educación y de mejor calidad aumenta el crecimiento económico; y tercero, la educación brinda beneficios sociales que mejoran el desarrollo económico y en particular las condiciones de vida de los pobres, misma que se ve reflejada en bajas tasas de

natalidad, mejora del cuidado de la salud de los niños y mayor participación de las mujeres en el mercado laboral (Van der Berg, 2008).

Por otro lado, Leroy y Symes (2001) consideran que la pobreza es una de las principales limitantes del acceso a la educación al colocar a los niños y jóvenes en situación de riesgo para continuar sus estudios. Asimismo, Alcázar (2006), Machingambi y Wadesango (2010) señalan que algunos factores relacionados con la pobreza y que afectan el pleno desarrollo y la capacidad de aprendizaje de los niños son: mala nutrición, baja escolaridad de los padres de familia, ingresos económicos limitados para invertir en educación y las condiciones propias de la vivienda (falta de ventilación, iluminación, mobiliario y espacio adecuado para realizar tareas escolares). En este sentido, se puede señalar que la pobreza engendra un círculo vicioso, el cual conduce a que los niños y jóvenes en edad escolar que viven en hogares pobres tengan una escasa educación, con altas probabilidades de perpetuarse entre generaciones (Perry *et al.*, 2006; Zhang, 2014; Mihai, Țițan y Manea, 2015).

Sin embargo, no sólo la pobreza conlleva a un acceso desigual a la educación, existen otros factores asociados a este fenómeno, como por ejemplo el lugar donde los individuos se desenvuelven y desarrollan sus vidas que puede ser urbano o rural (Arouri, Youssef y Nguyen, 2017).¹ En este espacio geográfico se crean estructuras de desventajas que limitan el acceso a las oportunidades educativas; por ejemplo, los individuos que habitan en las zonas rurales tienen menores oportunidades de asistir a la escuela que aquellos que residen en las zonas urbanas, ya sea por la falta de infraestructura educativa, bajo nivel académico, menor calidad en la educación y otros elementos necesarios para el aprendizaje (Formichella, 2008; Glauben *et al.*, 2012).

Adicionalmente, la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE, 2003) indica que en las áreas rurales existe un alto costo de oportunidad de que los hijos acudan a la escuela, dada la contribución al ingreso familiar que estos pueden realizar al colaborar en las actividades agrícolas. Por otra parte, Villatoro (2005) señala que este costo podría incrementarse a medida que los niños aumentan de edad y también podría ser más alto para las niñas. Por consiguiente, otra variable que limita la asistencia escolar es la condición de género, ya que frecuentemente a las mujeres se les asignan más responsabilidades en el hogar, tales como las labores domésticas, el cuidado infantil y de familiares enfermos (Anker y Melkas,

¹ De acuerdo con el criterio utilizado por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), una localidad que tiene menos de 2, 500 habitantes se considera área rural y cuando la localidad cuenta con más de 2,500 habitantes es área urbana.

1996). Además, los padres de familia, sobre todo los de estratos socioeconómicos bajos, se muestran más reacios a enviar a sus hijas a la escuela que a sus hijos al tener la creencia de que ellas deben asumir únicamente el papel de esposas, madres de familia y la realización de las actividades domésticas; por tanto, consideran que la inversión en educación resulta menos segura en el futuro para las mujeres que para los hombres (Parker y Pederzini, 2000).

En tal contexto, puede señalarse que el acceso a la educación depende de varios factores internos y propios del hogar, así como de otros que son externos. Por lo tanto, resulta de gran interés conocer el grado en que estos factores condicionan el nivel educativo de las personas, en particular de los niños y jóvenes en edad escolar. Debido a que el efecto de tales factores es difícil de separar, son escasos los estudios existentes sobre el tema para México. En este sentido, la presente investigación busca contribuir a la discusión así como identificar qué tipo de pobreza (alimentaria, de capacidades y de patrimonio) y qué factores sociodemográficos pueden influir en la probabilidad de que una persona de 19 a 23 años de edad asista a la escuela de nivel superior en México, mediante la estimación de un modelo Probit.

De igual forma, esta investigación se suma a la literatura empírica sobre los factores socioeconómicos que condicionan el acceso a la educación superior, entre ellos los realizados para España (Albert, 2000; Marcenaro y Navarro, 2001; De Pablos y Gil, 2007), Alemania (Reimer, 2011), Indonesia (Ogawa y Iimura, 2010), Irlanda (Flannery y O'Donoghue, 2009) y Colombia (Nina y Grillo, 2000; Albert, González y Mora, 2013). Para el caso de México se encuentra el trabajo de Félix, Marina y Aboites (2012), en el cual se estima un modelo Probit usando datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) para el año 2008, en dicho estudio se sugiere que existen desigualdades entre las personas para acceder a la educación superior, mismas que dependen en gran medida del nivel de pobreza, así como de las características sociodemográficas de los hogares y del jefe de familia.

A diferencia del trabajo de Félix, Marina y Aboites (2012), esta investigación aporta evidencia empírica haciendo uso de una nueva y reciente fuente de datos, el Módulo de Condiciones Socioeconómicas de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (MCS-ENIGH) para los años 2008 y 2014, el cual permite hacer un contraste de los efectos marginales sobre la probabilidad de la asistencia escolar en el nivel superior para ambos años. El MCS-ENIGH es una base de microdatos, publicada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) en conjunto con el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de

Desarrollo Social (CONEVAL), que proporciona información sobre hogares y sus integrantes para una muestra significativamente mayor comparada con la ENIGH tradicional. Además, esta fuente de datos permite utilizar de forma detallada el ingreso de los hogares, variable de suma relevancia para este trabajo y de manera particular para la identificación de las personas en condición de pobreza.

Resulta interesante estudiar el caso de México ya que, a pesar de que se han implementado diversas acciones para apoyar a los grupos de personas con mayor vulnerabilidad a través de la educación, este país ha mantenido altos niveles de pobreza (Ordaz Díaz, 2009), tan sólo entre los años 2010 y 2014 el número de pobres incrementó de 52.8 a 55.3 millones de personas, según datos del CONEVAL (2015). Dentro de los programas sociales más relevantes emprendidos en México se encuentra el Programa de Inclusión Social, *Prospera* (antes *Oportunidades*), el cual busca que las familias que viven en extrema pobreza superen esta condición y se rompa en el largo plazo el círculo intergeneracional de la pobreza mediante la inversión en educación.

En línea con la teoría del capital humano, se plantea que un incremento en el nivel educativo conduce a una mayor productividad del trabajador y por consiguiente se obtienen mejores ingresos o salarios (Becker, 1962; Becker y Chiswick, 1966; McMahon, 1974). De manera empírica la determinación de ingresos fue planteado en un modelo por Mincer (1958, 1974), en el cual se mostró que los años de educación formal y la experiencia tienen una relación positiva con los ingresos en el mercado laboral. El modelo clásico de Mincer es uno de los más utilizados al evidenciar la tasa de retorno o premio a la educación, es decir, el ingreso adicional que percibe un trabajador por un año más de escolaridad.

Es importante estudiar la asistencia escolar en el nivel superior en virtud de que los rendimientos de la educación son significativos no sólo en el nivel básico (primaria y secundaria), sino también en el nivel superior. Al respecto, algunos autores que han estudiado el caso de México sugieren que las mayores tasas de rendimiento las provee la educación profesional y de posgrado, es decir, la inversión en educación superior es más rentable para que los individuos eleven sus ingresos y mejoren sus niveles de vida (Urciaga, 2002; Urciaga y Almendarez, 2008; Morales-Ramos, 2011; Pereira-López y Soloaga, 2015). Incluso varios estudios previos para México han encontrado que las tasas de retorno por cada año de escolaridad están en el rango del 8% al 15% (Morales-Ramos, 2011).

Al analizar la asistencia escolar al nivel superior en México, es necesario entender que la educación superior es la que se imparte después del bachillerato y está compuesta por el nivel de licenciatura, la especialidad, la maestría y el doctorado. Para el caso de la Clasificación Internacional Normalizada de la Educación (CINE) el nivel superior corresponde del nivel cinco al ocho, es decir, desde la educación terciaria de ciclo corto hasta el nivel de doctorado o equivalente (UNESCO-UIS, 2015). De esta manera, en este trabajo la asistencia escolar al nivel superior se considera al segmento de la población que acude a la universidad, o en su defecto a las personas que cursan la educación terciaria de ciclo corto o grado en educación terciaria o nivel equivalente.

Bajo este marco, la educación puede considerarse como un factor clave para superar la pobreza, la exclusión y la desigualdad, y sus efectos pueden ser duraderos en el largo plazo. Con el propósito de cuantificar el efecto de la pobreza y de los factores sociodemográficos inherentes al hogar sobre la asistencia a la educación superior, este estudio está estructurado de la siguiente forma: en la primera sección se describe el concepto y la medición de la pobreza; en la segunda se describen los datos y la metodología utilizada; en la tercera sección se exponen los resultados empíricos encontrados; y finalmente, se presentan las conclusiones.

Concepto y medición de la pobreza

De acuerdo a la literatura teórica y empírica se han sugerido dos formas de abordar el problema de la pobreza; la unidimensional y la multidimensional. En la primera perspectiva, la pobreza se considera como un fenómeno que condiciona el ingreso de la familia ubicándola en una situación tan baja que no alcanza a cubrir sus necesidades mínimas de alimento, vivienda y vestido (Parkin y Loría, 2010). De acuerdo con Keeley (2015), la pobreza es un fenómeno persistente que priva a las personas de la satisfacción de las necesidades básicas y la posibilidad de tener una vida mejor. Por otro lado, el Banco Mundial (2001) considera que ser pobre es tener hambre, ser analfabeto y no ir a la escuela, no tener casa ni vestido, estar enfermo y no recibir atención, es decir, la pobreza lo asocia a una situación multidimensional en el que sus capacidades para satisfacer sus necesidades básicas se encuentran limitadas, sus niveles de instrucción escolar son bajos, prolifera deficiente salud, son tratados reciamente por las instituciones del Estado y la sociedad y carecen de representación y de poder en ellas. Para Kathleen (2016) la pobreza representa escasez de recursos monetarios y falta de bienes y servicios necesarios para satisfacer las necesidades

básicas, siendo una tarea compleja especificar qué bienes y servicios son necesarios y evaluar los recursos disponibles. Alkire y Foster (2011) señalan que la pobreza no puede ser reducida a una sola característica o dimensión de la vida de las personas, es decir, la pobreza debe ser considerada en un contexto multidimensional en el que están presentes factores sociodemográficos, económicos y psicológicos. En este sentido, el CONEVAL (2009: 38) describe a “la pobreza como un proceso multidimensional en el que están presentes los derechos sociales y el bienestar económico; de ahí que una persona es pobre si no tiene garantizado al menos uno de sus derechos para el desarrollo social y si sus ingresos son insuficientes para satisfacer ciertas necesidades”.

Con respecto al proceso de medición de la pobreza es posible utilizar tres metodologías: Método Directo², Indirecto (Líneas de pobreza)³ y Combinado⁴. En el Método Directo se observan directamente las condiciones de vida de la población, se crean indicadores sociales y se establecen umbrales de privación que determinan el estatus como pobre o no pobre. Este método relaciona el bienestar con el consumo efectivamente realizado, es decir, una persona pobre es aquella que no satisface una o varias necesidades básicas, tales como, una nutrición adecuada, un lugar decente para vivir, educación básica, entre otras, y no involucra ninguna idea de ingreso (Feres y Mancero, 2001). El Método Indirecto consiste en calcular el ingreso de las personas y posteriormente se compara con el valor de las líneas de pobreza, si el ingreso de los individuos se encuentra por debajo de la línea de pobreza este indica que la persona es pobre y que no puede satisfacer sus necesidades básicas (Sen, 1983 y 1992). Por último, el Método Combinado mide el ingreso más las necesidades básicas insatisfechas como carencias en la salud, la educación y el nivel de vida (Boltvinik, 2003).

Otro aspecto a considerar al momento de hacer estimaciones de pobreza es definir la composición demográfica del hogar. Se supone que las familias con mayor número de integrantes necesitan un nivel de ingreso más alto para mantener el mismo poder adquisitivo que las familias con menor número de miembros (Domínguez y Martín, 2006). Teruel, Rubalcava y Santana (2005) señalan que la solución a este problema es a través de la aplicación de escalas de equivalencias, la cual brinda una métrica que permite llevar a cabo comparaciones del bienestar

² Método Directo: Necesidades Básicas Insatisfechas e Índice de Desarrollo Humano.

³ Método Indirecto: Consumo Calórico, Método del Costo de Necesidades Básicas, Método Relativo y Método Subjetivo.

⁴ Método Combinado: Medición Integrada de la Pobreza y Medición Multidimensional de la Pobreza.

entre hogares de distinta composición demográfica, las metodologías utilizadas son: en forma per cápita y adulto equivalente.

En el procedimiento de ingreso per cápita se asume que todos los integrantes del hogar tienen el mismo peso económico y/o las mismas necesidades, no importa la edad o el género (Minujin y Scharf, 1989). Para la Secretaría de Desarrollo Social (SEDESOL, 2002), en este método se utiliza el ingreso corriente total del hogar (ingreso monetario y no monetario) conformado por la percepción de sus integrantes y expresado en pesos constantes de un año base. A partir de este dato se calcula el ingreso corriente total mensual del hogar al que se le deducen otros ingresos y los regalos otorgados. Por último, el ingreso corriente total del hogar mensual se divide entre el número de sus integrantes, dando como resultado el ingreso corriente total mensual per cápita.

La metodología de escala adulto equivalente propone homogeneizar a la población en adultos equivalentes, es decir, se cuantifica el total de adultos en el hogar más el total de niños ponderados por una fracción menor a la unidad (SEDESOL, 2002). Este método supone que el gasto de alimento de un niño es menor que el de un adulto, pero el gasto en educación es mayor, por tanto, es crucial estudiar que coeficientes deben aplicarse al consumo no alimenticio. Finalmente, el ingreso corriente total mensual se divide entre el número de adultos equivalentes⁵ (Minujin y Scharf, 1989).

Metodología

Unidad de análisis y datos

En este trabajo se utilizó el método indirecto conocido como líneas de pobreza para identificar y cuantificar el número de personas en condición de pobreza⁶. Para ello se requirió el uso de los microdatos del Módulo de Condiciones Socioeconómicas de la Encuesta Nacional de Ingresos y

⁵ Existen varios métodos para el proceso de conversión de adulto equivalente, tales como: método de Engels, Rothbarth, Barten, Prais y Houthakker (SEDESOL, 2002).

⁶ El Comité Técnico para la Medición de la Pobreza (CTMP) estima el valor de las tres líneas de pobreza: alimentaria, de capacidades y de patrimonio (SEDESOL, 2002):

- a) La pobreza alimentaria se refiere a la incapacidad del hogar para adquirir una canasta básica alimentaria, aun cuando el ingreso total del hogar se destine totalmente para este rubro.
- b) La pobreza de capacidades es insuficiencia de ingreso en el hogar para efectuar gastos en salud y educación, aun cuando el ingreso total del hogar se destine únicamente para este fin.
- c) La pobreza de patrimonio está relacionada a la falta de ingreso para realizar los gastos necesarios en vestido, vivienda, calzado y transporte, aun si el ingreso total del hogar se utilizará exclusivamente para la adquisición de estos bienes y servicios.

Gastos de los Hogares (MCS-ENIGH) para los años 2008 y 2014, información reportada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL). El MCS-ENIGH tiene cobertura geográfica nacional (urbana y rural) con desglose por entidad federativa, cuya unidad de observación es el hogar, la persona y la vivienda. Al considerar como unidad de análisis a toda la población de México en el rango de 19 a 23 años de edad, fue necesario construir una base de datos a partir de tres tabulados: 1) Ingreso. Su cobertura temática es proporcionar información del ingreso de los integrantes del hogar; 2) Concentrado. Proporciona información de las principales variables del hogar; 3) Población. Muestra las características sociodemográficas de los integrantes del hogar.

Para el manejo de los datos se utilizó el software *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) versión 19. A partir del tabulado “Ingreso” se determinó el ingreso corriente total de cada hogar en forma mensual, en seguida se construyó una base de datos integrando el tabulado ingreso, concentrado y población. Con la base de datos integrada por los tres tabulados se determinó el ingreso corriente total per cápita⁷ mensual, este procedimiento consistió en dividir el ingreso corriente total de cada hogar en forma mensual entre el número de integrantes de cada hogar. El ingreso corriente total per cápita mensual se comparó con el valor de la canasta alimentaria (línea de bienestar mínimo) urbano y rural⁸ calculado por el Comité Técnico para la Medición de la Pobreza (CTMP) y reportado por la SEDESOL, si el ingreso corriente total per cápita mensual se encuentra por debajo del valor de la línea de pobreza alimentaria rural y urbana la persona se encuentra en condición de pobreza alimentaria.

Por otra parte, para determinar el valor de la canasta de capacidades se construyó un escalar del coeficiente de Engels (urbano=1.2265 y rural=1.1823) y este se multiplicó por el valor de la canasta alimentaria urbano y rural. De la misma manera, el valor de la canasta de patrimonio se calculó construyendo un escalar del coeficiente de Engels (urbano= 2.0064 y rural=1.8146), el cual se multiplicó por el valor de la canasta alimentaria urbano y rural. Finalmente, para identificar a las personas que están en condición de pobreza de capacidades y de patrimonio se comparó el valor de cada línea de pobreza con el ingreso corriente total per cápita mensual.

⁷ Para definir la composición demográfica de los hogares se puede utilizar tres metodologías: en forma per cápita, escala adulto equivalente y economías de escala.

⁸ Se utilizó el valor de la canasta alimentaria rural y urbana actualizados por el CONEVAL en mayo del 2015.

Especificación del Modelo Probit⁹

Para la formalización del modelo se consideró la metodología propuesta por Félix *et al.* (2012), en dicho trabajo se plantea un modelo Probit para estimar los efectos marginales en la asistencia escolar por cohortes de edad ante cambios en las variables explicativas. En el modelo, la variable dependiente “ Y_i ” indica si el individuo “ i ” asiste a la escuela, de resultar afirmativo, el valor de la variable es 1, en caso contrario el valor es 0, y al conjunto de variables explicativas que condicionan de manera negativa o positiva la asistencia escolar “ $Y_{i=1}$ ”, la denotó como “ X_i ”.

En este trabajo, el modelo Probit plantea dos sucesos, que las personas en el rango de 19 a 23 años de edad asistan o no a la escuela de nivel superior, para esto se codificó cada suceso de “ Y_i ” con un valor de uno o cero, tal y como se muestra a continuación:

$Y= 1$: La persona asistió al nivel superior.

$Y= 0$: La persona no asistió al nivel superior.

La evidencia empírica considera a la pobreza como un fenómeno altamente excluyente de la asistencia escolar al nivel superior, aunque no es el único factor que condiciona en forma adversa, es decir, de manera exógena y endógena en el hogar se desarrollan otros elementos capaces de reducir o incrementar la probabilidad de la asistencia escolar en el nivel superior. Para la selección de los factores sociodemográficos explicativos de dicha probabilidad se consideraron las variables utilizadas en diversos estudios (Albert, 2000; Marcenaro y Navarro, 2001; De Pablos y Gil, 2007; Félix *et al.*, 2012).

Al conjunto de factores que condicionan de manera negativa o positiva la asistencia escolar al nivel superior, “ $Y_{i=1}$ ”, lo denotamos como “ X_i ”. En este caso, la probabilidad de la asistencia escolar al nivel superior se planteó de la siguiente forma:

$$(1) \quad Pr(Y_i = 1|X_i) = Pr(Y_i > 0) = F(X_i, \beta_i)$$

Mientras que la probabilidad de no asistencia al nivel superior se expresó de la siguiente manera:

$$(2) \quad Pr(Y_i = 0|X_i) = Pr(Y_i \leq 0) = 1 - F(X_i, \beta_i)$$

⁹ Para una descripción más detallada del modelo Probit ver: Greene (2003) y Wooldridge (2010).

En las ecuaciones anteriores el vector “ β_i ” representa el efecto de la variable “ X_i ” sobre la probabilidad del suceso, dicha relación funcional se puede expresar como:

$$(3) \quad Y_i = F(X_i, \beta_i) + \mu_i$$

De manera clásica, se supone que la perturbación μ_i tiene una distribución normal estándar, siendo posible expresar la esperanza condicional de “ Y_i ” de la siguiente forma:

$$(4) \quad E(Y_i | X_i) = F(X_i, \beta_i) + E(\mu_i | X_i)$$

En vista de que la variable Y_i es de Bernoulli, el lado izquierdo de la ecuación anterior toma valores entre cero y uno, por lo que es conveniente utilizar una función de distribución acumulada:

$$(5) \quad \begin{aligned} Pr(Y_i = 1 | X_i) &= G(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n) \\ &= G(\beta_0 + X\beta) \\ &= G(X_i \beta_i) \end{aligned}$$

Donde $X\beta = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n$ y G es una función de distribución acumulada normal estándar, que se expresa como:

$$(6) \quad \begin{aligned} G(X\beta) &= \Phi(X\beta) \\ \Phi(Z) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left(-\frac{Z^2}{2}\right) dZ \end{aligned}$$

En la función anterior $\Phi(Z)$ representa la densidad normal estándar, el cual es no lineal en los parámetros de regresión (β_i) obligando a estimar los parámetros por Máxima Verosimilitud.

Un aspecto importante del análisis lo constituyen los efectos marginales, los cuales tratan de explicar incrementos en la probabilidad de Y_i derivado de cambios en las variables explicativas X_i , por la regla de la cadena se expresa de la siguiente manera:

$$\frac{\partial Y_i}{\partial X_i} = \frac{dG(Z)}{dZ} \beta_i$$

En el modelo Probit $G(Z)$ es la distribución normal y $\frac{dG(Z)}{dZ} > 0$, indicando que el incremento o decremento es descrito por el signo del coeficiente β_i .

Sin embargo, debido a que las variables independientes son binarias y discretas, calculamos los efectos marginales de la siguiente manera:

$$(7) \quad \Delta G_i = \Phi(X\beta_i^{C+1}) - \Phi(X\beta_i^C)$$

A partir de la ecuación (7), los índices modificados se expresan como:

$$\begin{aligned} X\beta_i^{C+1} &= \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_i(C+1) + \dots + \beta_n X_n \\ X\beta_i^C &= \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_i(C) + \dots + \beta_n X_n \end{aligned}$$

Es decir, para $j \neq i$ los valores de X_j se sustituyen por sus valores promedios X_j , mientras que la i -ésima componente se sustituye por $C+1$ o C respectivamente. Cuando se trata de variables binarias $C=0$ y para variables discretas C representa un valor determinado. En la siguiente ecuación se muestra la forma de incluir una variable binaria en el modelo:

$$(8) \quad \begin{aligned} \Delta G_i &= G(\beta_0 + \beta_1 * \mathbf{1} + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n) - G(\beta_0 + \beta_1 * \mathbf{0} + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n) \\ \Delta G_i &= G(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n) - G(\beta_0 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n) \end{aligned}$$

La ecuación anterior evalúa el cambio marginal en la asistencia escolar derivado de un cambio en X_1 (persona en pobreza alimentaria) que va de cero a uno, y X_2 a X_n son evaluadas en sus valores medios.

En el segundo caso, la inclusión de una variable discreta en el modelo se representa de esta manera:

$$(9) \quad \begin{aligned} \Delta G_i &= G[\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2(C+1) + \dots + \beta_n X_n] - G[\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2(C) + \dots + \beta_n X_n] \\ \Delta G_i &= G[\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2(45+1) + \dots + \beta_n X_n] - G[\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2(45) + \dots + \beta_n X_n] \end{aligned}$$

Lo expuesto anteriormente evalúa el cambio marginal en la asistencia escolar ante un cambio en X_2 (edad del jefe de hogar) que va de 45 a 45 + 1. En ambas ecuaciones se observa que, el efecto de una variable explicativa sobre la probabilidad de respuesta $P (Y = 1/X)$ depende de todos los valores medios de las otras X_i .

Con base a la descripción teórica anterior fue posible especificar el modelo Probit de la siguiente manera:

$$P(Y_i = 1|X_i) = G(\beta_0 + \beta_1X_1 + \beta_2X_2 + \beta_3X_3 + \beta_4X_4 + \beta_5X_5 + \dots + \beta_8X_8 + \beta_9X_9)$$

Donde:

Y^*_i = Asistencia escolar (asistió = 1, no asistió = 0)

X_1 = Pobreza alimentaria (pobre = 1, no pobre = 0)

X_2 = Pobreza de capacidades (pobre = 1, no pobre = 0)

X_3 = Pobreza de patrimonio (pobre = 1, no pobre = 0)

X_4 = Hombre (hombre = 1, mujer = 0)

X_5 = Rural (localidad rural < a 2 500 hab. = 1, localidad urbana \geq a 2 500 hab. = 0)

X_6 = Tamaño del hogar (número de integrantes del hogar)

X_7 = Sexo hombre del jefe de hogar (hombre = 1, mujer = 0)

X_8 = Edad del jefe de hogar (edad en años)

X_9 = Educación del jefe de hogar (sin instrucción escolar = 0, educación básica terminada = 1, educación media superior terminada = 2, educación superior terminada = 3)

G = Función de distribución acumulada normal estándar

$\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n$ = Parámetros estimados del modelo Probit

En vista de que el objetivo es determinar el efecto marginal de las variables explicativas sobre la probabilidad de respuesta en la variable explicada, se plantea a partir de (8) y (9) el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\Delta G_1 = [G(\beta_0 + \beta_1 * \mathbf{1} + \beta_2X_2 + \dots + \beta_9X_9)] - [G(\beta_0 + \beta_1 * \mathbf{0} + \beta_2X_2 + \dots + \beta_9X_9)]$$

$$\Delta G_2 = [G(\beta_0 + \beta_1X_1 + \beta_2 * \mathbf{1} + \dots + \beta_9X_9)] - [G(\beta_0 + \beta_1X_1 + \beta_2 * \mathbf{0} + \dots + \beta_9X_9)]$$

:

$$\Delta G_9 = [G(\beta_0 + \beta_1X_1 + \beta_2X_2 + \dots + \beta_9 * \mathbf{3})] - [G(\beta_0 + \beta_1X_1 + \beta_2X_2 + \dots + \beta_9 * \mathbf{2})]$$

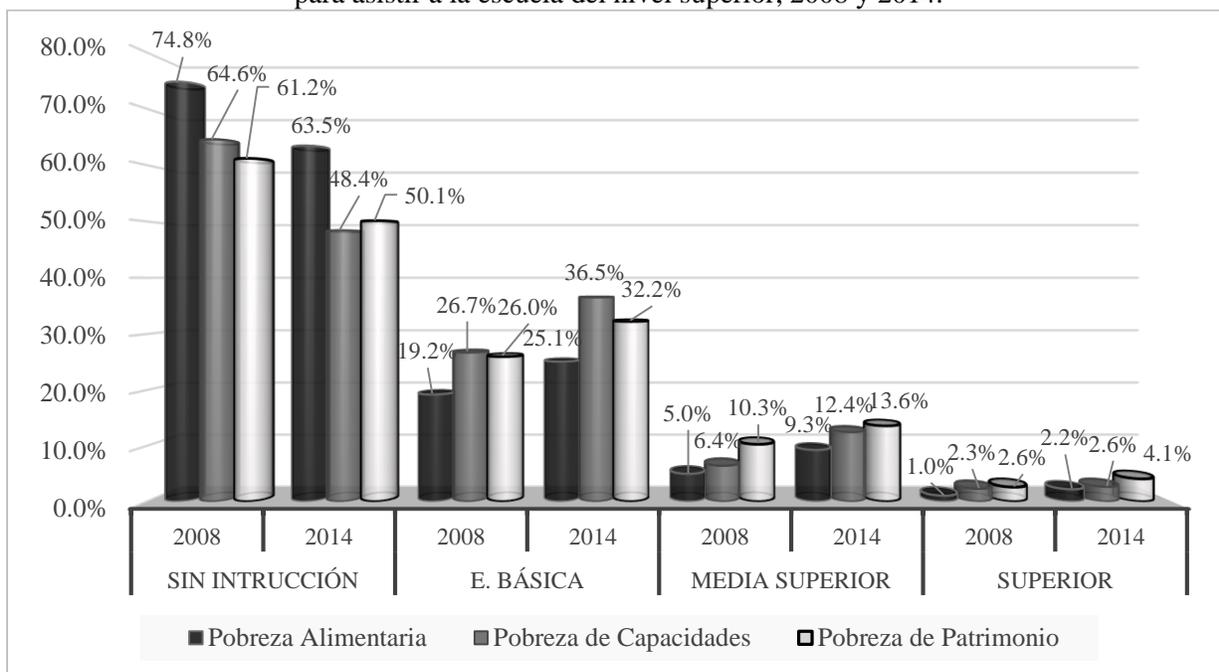
Una vez estimados los parámetros “ β_i ” en el programa *STATA* versión 14, se incorpora en las ecuaciones y se multiplica por el valor medio de cada variable explicativa; con excepción de la variable de interés en determinar el efecto sobre la probabilidad de asistencia escolar en el nivel superior, en este caso se multiplica por el cambio de la variable (de 0 a 1, de 1 a 2, etc.). Posteriormente, aplicamos la propiedad aditiva a los elementos que están dentro del paréntesis y resolvemos mediante la función “Distribución Normal Estandarizada” de *Excel* para cada *G*. Por último, resolvemos la sustracción de *G*, dicho resultado indica el efecto marginal sobre la probabilidad de asistencia escolar en el nivel superior.

Resultados del análisis estadístico y econométrico

Análisis descriptivo

En este apartado se muestra un contraste, en valores porcentuales, sobre la condición de pobreza por nivel educativo del jefe del hogar con hijos en edad (19 a 23 años) para asistir a la escuela del nivel superior para los años 2008 y 2014 (gráfica 1). En ambos años se observan dos aspectos importantes; primero, al aumentar el nivel educativo del jefe del hogar la condición de pobreza a nivel de persona disminuye; por ejemplo, el 74.8% de la población que estaba en pobreza alimentaria en el 2008 vivía en hogares comandados por jefes sin instrucción escolar, mientras que en hogares con jefes con educación superior solo el 1.0% de las personas se encontraba en ese tipo de pobreza. Se observa un comportamiento similar para los tipos de pobreza de capacidades y de patrimonio para los dos años de estudio.

Gráfica 1. Condición de pobreza por nivel educativo del jefe de hogar con hijos en edad para asistir a la escuela del nivel superior, 2008 y 2014.



Fuente: Cálculos propios con microdatos del MCS-ENIGH, 2008 y 2014.

El segundo aspecto se refiere al incremento porcentual del número de personas en condición de pobreza entre los años 2008 y 2014. Esto se observa para las tres líneas de pobreza y para todos los niveles educativos del jefe del hogar, a excepción de aquellos hogares comandados por un jefe sin instrucción escolar, donde la proporción de pobreza se redujo para el último año de análisis. Si nos centramos en los hogares donde los jefes cuentan con educación básica (primaria y secundaria), el cambio porcentual de las personas en pobreza se registró de la siguiente forma; el aumento de la pobreza alimentaria fue de 19.2% a 25.1%, la pobreza de capacidades pasó de 26.7% a 36.5%, y la pobreza de patrimonio creció de 26.0% a 32.2%. Por otra parte, si enfocamos el análisis en el segmento de población que cuenta con jefe de hogar con educación media superior (bachillerato) y superior, es evidente que hay una mayor proporción de individuos que se encuentran debajo de las tres líneas de pobreza para el 2014 (gráfica 1).

Con base en estos resultados se puede señalar que una de las herramientas más importantes para romper con el círculo intergeneracional de la pobreza es la educación. En otras palabras, si el jefe de hogar cuenta con educación superior, por un lado, podría conducir a un aumento de la asistencia escolar del nivel superior por parte de los integrantes del hogar en el cohorte de 19 a 23 años de edad y, por otro, reducir la posibilidad de ubicarse por debajo de

cualquier línea de pobreza. En este sentido, para fines de política pública resulta imprescindible implementar varias acciones para elevar la matrícula educativa del nivel superior, dado que los jóvenes que cursen estudios universitarios estarían mejor preparados para asumir su papel de jefe de hogar.

Por otro lado, en el Cuadro 1 se presenta el número de personas en edad para asistir a la escuela del nivel superior y su condición de pobreza. Al comparar a este segmento de la población entre los dos años analizados, se observa un aumento en el número de individuos en condición de poder asistir a los centros educativos del nivel superior, al pasar de 9.6 a 10.5 millones de individuos entre 2008 y 2014. Sin embargo, de los 9.6 millones de personas únicamente el 28.0% asistió a la universidad, 9.7% de ellos se encontraban en situación de pobreza y el 18.3% eran no pobres. Por el contrario, el 72.0% de la población en edad de 19 a 23 años no asistió a ninguna universidad, de los cuales el 41.0% permanecía por debajo de alguna línea de pobreza y el resto (31.0%) eran no pobres.

En relación con los 10.5 millones de personas que se encontraban en el rango de edad estudiado, solo el 31.2% tuvo acceso a la educación superior, 12.5% de esa población se encontraba en situación de pobreza y el 18.7% no estaban en pobreza. Por otro lado, el 68.8% de la población en edad para acceder a este nivel educativo no asistió a ninguna universidad, de estos el 38.9% se ubicó por debajo de alguna línea de pobreza y el 29.9% fueron considerados como no pobres.

De manera general podemos destacar que en ambos años, menos de una tercera parte de la población pobre y no pobre que tenía entre 19 y 23 años de edad tuvo acceso a la educación superior, mientras que el porcentaje de personas sin asistir a ninguna universidad fue mayor al 70.0%. Asimismo puede señalarse que la condición de pobreza es una limitante para que las personas tengan acceso a la educación del nivel superior.

Cuadro 1. Asistencia escolar y condición de pobreza, 2008 y 2014.

¿Asiste al Nivel Superior?	Condición de pobreza 2008		Total
	Pobre	No pobre	
Si	9.7%	18.3%	28.0%
No	41.0%	31.0%	72.0%
Personas	4,888,125	4,743,159	9,631,284
¿Asiste al Nivel Superior?	Condición de pobreza 2014		Total
	Pobre	No pobre	
Si	12.5%	18.7%	31.2%
No	39.0%	29.9%	68.8
Personas	5,405,780	5,096,813	10,502,593

Fuente: Cálculos propios con microdatos del MCS-ENIGH, 2008 y 2014.

Análisis econométrico

Hipótesis de trabajo

De acuerdo con Creswel (2008) una hipótesis se considera una declaración formal que presenta la relación esperada entre la variable explicativa y una explicada. A continuación se muestran los efectos esperados de las variables explicativas que condicionan la probabilidad de la asistencia escolar al nivel superior:

H1. Los tres tipos de pobreza (alimentaria, de capacidades y de patrimonio) reducen la probabilidad de que los jóvenes de 19 a 23 años de edad asistan al nivel superior. En otras palabras, se asume que cualquier línea de pobreza es un factor que reproduce los bajos niveles educativos entre los jóvenes en la cohorte mencionada, es decir, a medida que aumenta el nivel de pobreza la probabilidad de asistir a la universidad se reduce.

H2. Se espera que exista una mayor probabilidad de acceder a estudios universitarios para los hombres que para las mujeres en edad de 19 a 23 años. Esto se debe en parte al papel que se les ha asignado a ellas, quienes frecuentemente apoyan en las actividades domésticas y al cuidado de los miembros del hogar, ya sean niños o las personas de la tercera edad. Además, se asume que la inversión en educación para las mujeres es más incierta en el futuro, debido a que se tiene la creencia, sobre todo en los estratos socioeconómicos más bajos, de que a ellas se les debe preparar sólo para el matrimonio y la maternidad, roles que pueden cumplirse con pocos años de escolaridad (Parker y Pederzini, 2000).

H3. Se espera una menor probabilidad de la asistencia escolar al nivel superior para las personas que viven en hogares con jefatura femenina. Lo anterior se supone como resultado de que las mujeres jefas de hogar son separadas, divorciadas o viudas, pues la mayoría de ellas no viven con un cónyuge (Aboites y Félix, 2010), condición que las coloca como las proveedoras principales del ingreso para satisfacer las necesidades materiales del hogar. Como consecuencia, los hijos, sobre todo los de mayor edad, se ven obligados a incorporarse al mercado laboral para contribuir con los gastos de la casa, situación que limita el acceso a los estudios universitarios.

H4. A mayor nivel de instrucción del jefe del hogar se espera una mayor probabilidad de que sus integrantes en edad escolar tengan acceso a la educación del nivel superior. Esto se sustenta en la teoría del capital humano, la cual asume que existe una relación positiva entre el nivel de escolaridad y el salario, es decir, a mayor nivel educativo se augura un incremento en el ingreso del padre de familia y, al mismo tiempo, conduce a que los hijos tengan mayores oportunidades de recibir formación universitaria. Adicionalmente, se considera que un alto nivel educativo de los padres propicia a la existencia de un entorno familiar que valora y promueve los beneficios de tener estudios profesionales, por tanto, se espera una mayor propensión para que los hijos permanezcan en la universidad (Luna, 2005).

H5. Se espera que incremente la probabilidad de la asistencia escolar de las personas de 19 a 23 años de edad conforme aumente la edad del jefe de hogar. Al avanzar la edad del jefe se asume mayor madurez y mejor capacidad de toma de decisiones, por tanto, se espera que exista un mayor interés por procurar que sus hijos acudan a la universidad, lo cual influiría positivamente en la probabilidad de la asistencia a la escuela.

H6. A mayor cantidad de integrantes en el hogar se espera una reducción de la probabilidad de la asistencia escolar al nivel superior. En consecuencia, los jóvenes de 19 a 23 años de edad que vivan en hogares conformados por varios miembros tendrían mayores dificultades para acceder a estudios de nivel profesional. En cambio, las personas que viven en hogares de menor tamaño pueden tener menores problemas para satisfacer sus necesidades básicas, lo cual permite una mayor inversión en otros aspectos de la vida como la educación.

H7. Se espera que una persona que vive en una zona rural tenga una menor posibilidad de acudir a la escuela de nivel superior en comparación con aquella que reside en una zona urbana. Se asume que la localidad rural es una variable de contexto que influye negativamente en el acceso a la educación universitaria; es decir, los habitantes de las ciudades tienen mayores

oportunidades para asistir a la universidad, ya sea porque en estas áreas exista una mayor oferta educativa y, al mismo tiempo, se elevan las posibilidades de poder estudiar y trabajar de manera simultánea.

Análisis del modelo

En el Cuadro 2 se presentan los coeficientes de regresión del modelo Probit para los años 2008 y 2014. Dichos coeficientes permitieron conocer de qué forma inciden los tipos de pobreza y otros factores sociodemográficos en la probabilidad de que las personas de 19 a 23 años de edad asistan a la escuela de nivel superior. Los resultados sugieren que la influencia de la pobreza alimentaria es estadísticamente significativa para los años analizados; por tanto, conforme a lo esperado (H1), este tipo de pobreza condiciona en forma negativa y de manera persistente a la asistencia escolar de nivel superior. Algo similar ocurre con los coeficientes de la pobreza de capacidades y de patrimonio al presentar signos consistentes con la hipótesis planteada (H1), lo cual indica que estos tipos de pobreza también afectan de manera adversa el acceso a la educación universitaria; sin embargo, únicamente fueron significativas para el 2008. De los tres tipos de pobreza, la alimentaria es la que condiciona en mayor magnitud la continuidad de la educación superior; dicho en otras palabras, una persona que tiene dificultades para superar la pobreza alimentaria tendrá mayor probabilidad de no asistir a la universidad.

Ahora bien, al analizar los efectos marginales (Cuadro 3),¹⁰ podemos observar que un joven de 19 a 23 años de edad en situación de pobreza alimentaria tuvo una probabilidad en la asistencia escolar al nivel superior de 4.9% menor en comparación con uno que era no pobre en el año 2008; esta probabilidad se redujo a 2.4% para el 2014. De igual forma, se identifica que el efecto es sensiblemente inferior para los jóvenes en pobreza de capacidades para el primer año de estudio, en estos casos, el ser pobre ocasiona que disminuya la probabilidad de asistencia escolar en un 4.4% en relación con un joven que no se encontraba en pobreza. Por su parte, los jóvenes en pobreza de patrimonio ven disminuida su probabilidad de asistencia en un 5.1%. Por último, se percibe que la influencia de los tres tipos de pobreza sobre la probabilidad de la asistencia escolar decrece para el 2014; en este último año es más evidente que a medida que un joven eleva

¹⁰ Estos efectos indican el cambio en la probabilidad de asistir a la escuela de nivel superior cuando la incidencia del tipo de pobreza cambia del valor 0 al 1, esta misma interpretación se realiza con las variables explicativas de tipo binaria: sexo de las personas en edad de 19 a 23 años, sexo del jefe de hogar y el tamaño de la localidad. Para el resto de las variables explicativas, los efectos son evaluados a partir de sus valores medios.

su nivel de pobreza, al pasar de pobre de patrimonio a pobre alimentario, su probabilidad de asistir a la universidad decrece.

De acuerdo a lo esperado (H2), los resultados estadísticos indican que los varones de 19 a 23 años de edad tienen 1.29% mayor probabilidad de asistir a la escuela de nivel superior que las mujeres para el 2008, dicha probabilidad se redujo a 1% para el segundo año estudiado. Aunque el efecto es pequeño, este resultado refleja un acceso desigual a las oportunidades de obtener una educación condicionada por el sexo de la persona, es decir, las mujeres se encuentran limitadas en sus posibilidades de recibir una educación profesional sólo por su condición de género. Dicho hallazgo está en línea con Parker y Pederzini (2000) y Anker y Melkas (1996), quienes sugieren que algunos jefes de familia deciden no enviar a sus hijas a la escuela debido a la creencia de que el rol de la mujer debe limitarse a las actividades domésticas y el cuidado de los hijos.

Se observa que el coeficiente asociado al sexo del jefe únicamente resultó significativo para el 2008 y el signo no es consistente con lo previsto (H3). Este resultado prevé que los hogares dirigidos por un hombre son más vulnerables a no enviar a sus miembros, de 19 a 23 años de edad, a la escuela de nivel superior. Lo anterior respalda la idea de que los hogares encabezados por féminas no son necesariamente los más pobres e incluso se forman o permanecen porque las mujeres pueden sostenerse económicamente (Gómez de León y Parker, 2000), esto se logra porque en las sociedades actuales ellas tienen una doble jornada, proveen ingreso monetario a través del mercado laboral y realizan las tareas domésticas. De acuerdo a los efectos marginales, puede señalarse que para el año 2008 había 2.6% mayor probabilidad de que los jóvenes asistan a la escuela de nivel superior en hogares encabezados por mujeres que por hombres. Este resultado también podría sustentarse en el hecho de que las jefas de hogar sin cónyuge, en términos generales, atienden mejor los intereses y necesidades colectivas en sus familias, entre ellas las decisiones que involucran la planeación a largo plazo de la educación de los hijos (García y de Oliveira, 2005).

Con respecto a las otras variables asociadas con el jefe del hogar, tal y como se había predicho (H4), la educación del jefe está directamente relacionado con una mayor probabilidad de que los jóvenes en el rango de edad estudiado asistan a la escuela de nivel superior. Según el efecto marginal de esta variable, cada incremento en el nivel educativo (*v. gr.* de bachillerato a educación superior) del jefe de familia propicia un aumento de 15% la probabilidad de que los jóvenes tengan acceso a estudios universitarios. En los dos años analizados se observa el mismo

efecto, el cual es coherente con el supuesto de que a mayor instrucción escolar de los padres el nivel de ingreso del hogar mejora y favorece a la existencia de un ambiente familiar que valora los beneficios de que los hijos reciban una educación profesional.

Cuadro 2. Coeficientes de regresión del modelo Probit, 2008 y 2014.
Variable dependiente (Y_i): Asistencia escolar al nivel superior = 1, No asiste = 0

Variables independientes (X_i)	Coeficientes (β)*		$P > Z $	
	2008	2014	2008	2014
Pobreza alimentaria	-0.1583	-0.0745	0.000	0.008
Pobreza de capacidades	-0.1433	<u>-0.0557</u>	0.000	0.188
Pobreza de patrimonio	-0.1642	<u>-0.0356</u>	0.000	0.181
Hombre	0.0399	<u>0.0295</u>	0.046	0.148
Rural	-0.4497	-0.3806	0.000	0.000
Tamaño hogar	-0.0564	-0.076	0.000	0.000
Sexo hombre del jefe de hogar	-0.0813	<u>-0.0303</u>	0.000	0.193
Edad del jefe de hogar	0.0221	0.0229	0.000	0.000
Educación del jefe de hogar	0.4765	0.4428	0.000	0.000
Constante	-1.5167	-1.5053	0.000	0.000
Muestra	20,738	18,893		
Wald Chi2	4,069.01	3,237.10		
Pseudo R2	0.1627	0.1384		
Log pseudolikelihood	-10,468.09	-10,075.05		

* Con la excepción de los valores subrayados, todos los coeficientes son estadísticamente significativos con un nivel de confianza superior al 95%.

Fuente: Estimaciones propias con base en los microdatos del MCS-ENIGH, 2008 y 2014.

Por otro lado, conforme a lo esperado (H5), el coeficiente de la edad del jefe de hogar es estadísticamente significativo y está directamente relacionado con la probabilidad de la asistencia escolar de los jóvenes de 19 a 23 años de edad para los dos años analizados. Como se puede observar en el Cuadro 3, el efecto de un año adicional de la edad del jefe, a partir de su edad promedio (46 años), provocó que la probabilidad de asistir a la escuela universitaria aumentara un 0.71% en el 2008 y un 0.77% en el 2014. Este resultado brinda un mayor sustento a la hipótesis de que a mayor edad del jefe de hogar se tiene mayor capacidad de toma de decisiones y se interesan porque sus hijos acudan a la universidad, o bien sólo es un reflejo de que en los hogares comandados por un jefe de mayor edad se eleva la probabilidad de encontrar a un joven en edad para asistir a la escuela de nivel superior.

Cuadro 3. Modelo Probit: Efectos marginales en la probabilidad (dy/dx) de los valores medios, 2008 y 2014.*Variable dependiente (Y_i): Asistencia escolar al nivel superior = 1, No asiste = 0*

<i>Variables</i>	<i>dy/dx*</i>		<i>P > Z </i>	
	<i>2008</i>	<i>2014</i>	<i>2008</i>	<i>2014</i>
Pobreza alimentaria	-0.0496	-0.0249	0.000	0.007
Pobreza de capacidades	-0.0445	<u>-0.0189</u>	0.000	0.188
Pobreza de patrimonio	-0.0516	<u>-0.012</u>	0.000	0.179
Hombre	0.0129	<u>0.01</u>	0.046	0.148
Rural	-0.1329	-0.121	0.000	0.000
Tamaño hogar	-0.0183	-0.0257	0.000	0.000
Sexo hombre del jefe de hogar	-0.0267	<u>-0.0103</u>	0.001	0.194
Edad del jefe de hogar	0.0071	0.0077	0.000	0.000
Educación del jefe de hogar	0.1545	0.1502	0.000	0.000
Muestra	20,738	18,893		
Y=Pr(asis_escolar) (predict)	0.2599749	0.2846055		

* Con la excepción de los valores subrayados, todos los coeficientes son estadísticamente significativos con un nivel de confianza superior al 95%.

Fuente: Estimaciones propias con base en los microdatos del MCS-ENIGH, 2008 y 2014.

De acuerdo a lo planteado (H6), los coeficientes asociados al tamaño del hogar son consistentes y significativos para ambos años. El efecto marginal del 2008 indica que, si el número de integrantes en el hogar se incrementa en un individuo, a partir del promedio (5 personas), la probabilidad de que uno de sus miembros de 19 a 23 años de edad asista a la universidad se reduce alrededor de 1.8%, para el 2014 esta probabilidad se incrementó a 2.5%. Estos resultados apoyan el supuesto de que es más costoso satisfacer las necesidades básicas en un hogar con un mayor número de personas, lo cual reduce la posibilidad de invertir en la educación profesional de los jóvenes.

Por último, en consonancia con lo previsto (H7), se identificó que el tamaño de la localidad, sobre todo la rural, es una variable de contexto que afecta de manera negativa el acceso a la educación universitaria para los jóvenes. En concreto, los coeficientes del 2008 indican que las personas que viven en una zona rural tuvieron 13.2% menor probabilidad de asistir a la escuela de nivel superior en comparación con aquellas que residen en una zona urbana, para el 2014 el coeficiente se redujo a 12.1%. Ambos resultados ponen de manifiesto que los residentes de las ciudades tienen mayor disponibilidad de centros educativos de nivel superior, así como la oportunidad de trabajar y estudiar de forma simultánea, hechos que estimulan la propensión a

asistir a la universidad. Por lo tanto, podría decirse que las localidades rurales retroalimentan de manera negativa el acceso a la educación superior.

Conclusiones

El argumento central de este trabajo es que la pobreza y los factores sociodemográficos afectan a la probabilidad de la asistencia escolar al nivel superior de los jóvenes entre 19 y 23 años de edad. Es decir, se asume que dicha probabilidad está condicionada por la estructura del hogar, de sus integrantes y, por el contexto socioeconómico y geográfico en el que se desenvuelven los jóvenes. En este sentido, se estableció que el acceso a la educación superior depende de varios factores endógenos y exógenos al hogar.

A partir del análisis descriptivo se pueden extraer dos resultados principales. En primer lugar, se identificó que al aumentar la educación escolar del jefe de familia se redujo la condición de pobreza a nivel de personas; por ejemplo, del total de personas que vivían en hogares con jefe sin instrucción escolar el 63.5% de ellas era pobre alimentario para el año 2014, mientras que aquellas que residían en hogares liderados por un jefe con educación superior únicamente el 2.2% de ellas estaba en ese nivel de pobreza. El segundo resultado se refiere al incremento de la proporción de personas de 19 a 23 años de edad que asistieron al nivel superior, al pasar de 28.0% a 31.2% entre 2008 y 2014. Sin embargo, más de dos terceras partes de los jóvenes (68.8%) no asistieron a la escuela, de los cuales el 38.9% se encontraba debajo de alguna línea de pobreza y el 29.9% fueron considerados como no pobres.

Ahora bien, los resultados del modelo Probit permitieron identificar que la probabilidad de que los jóvenes asistan a la escuela de nivel superior está condicionada de manera negativa por los tres tipos de pobreza (alimentaria, de capacidades y de patrimonio). De los tres niveles de pobreza, la alimentaria es la más persistente y la que limita en mayor medida el acceso a la educación universitaria, aunque su efecto en la probabilidad se redujo de 4.9% en 2008 a 2.4% en 2014. En este sentido, puede señalarse que la pobreza contribuye a la creación de un círculo vicioso, es decir, los hogares que están en situación de pobreza reproducen el bajo nivel educativo de sus integrantes, particularmente entre los jóvenes en el cohorte de 19 a 23 años de edad.

Entre las variables explicativas consideradas en el modelo econométrico de esta investigación, algunas impactan en forma positiva y otras en forma negativa a la probabilidad de

la asistencia escolar al nivel superior. Dentro de las primeras se encuentran la educación del jefe de hogar y su edad, y el sexo hombre de la persona en estudio; entre las segundas se hallan la localidad rural, el sexo masculino del jefe y el tamaño del hogar. Asimismo se identificó que el contexto espacial rural es la variable que reduce en mayor magnitud la probabilidad de la asistencia escolar; este hecho permite afirmar que las personas que viven en las zonas rurales tienen menores posibilidades de asistir a la universidad, además es un reflejo de que existe una desigualdad en el acceso a las oportunidades de la educación condicionado por el factor geográfico.

Por otro lado, el nivel educativo del jefe del hogar es una de las variables con mayor presencia en la determinación del aumento de la probabilidad de la asistencia escolar al nivel superior de los jóvenes. Este resultado permite considerarla como una variable clave para romper el círculo intergeneracional de la pobreza; es decir, si el jefe de hogar cuenta con educación superior podría ofrecer mayores oportunidades de educación a sus hijos, comparado con aquellos con bajos niveles de instrucción escolar, de manera simultánea conduce a una disminución de la pobreza. Esto significa que los resultados de vida de los hijos no dependen sólo de su esfuerzo propio, sino de las condiciones iniciales, es decir, la situación de pobreza y el nivel educativo de los padres puede marcar el futuro de los hijos.

En términos de políticas públicas, se propone que intervengan los tres niveles de gobierno para crear las condiciones adecuadas para ampliar la matrícula educativa del nivel superior, ya que el efecto que tiene la educación superior para superar la pobreza es muy satisfactorio. En particular, entre los años 2008 y 2014, se observa que al incrementar el nivel educativo del jefe del hogar la condición de pobreza a nivel de persona disminuye; por ejemplo, el 63.5% de la población que se ubicaba en pobreza alimentaria en el 2014 vivía en hogares dirigidos por jefes sin instrucción escolar, en tanto que en hogares con jefes con educación superior solo el 2.2%. Otro aspecto que se observa es el aumento porcentual del número de personas por debajo del umbral de pobreza entre los años 2008 y 2014, independientemente del nivel educativo del jefe del hogar; por ejemplo, si centra el análisis en los hogares que cuentan con jefes con educación básica se observa que el nivel de pobreza alimentaria fue de 19.2% a 25.1%, la pobreza de capacidades pasó de 26.7% a 36.5%, y la pobreza de patrimonio creció de 26.0% a 32.2%. Por otro lado, en el segmento de la población que cuenta con jefe de hogar con educación superior se encontró que el nivel de pobreza alimentaria aumentó de 1.0% a 2.2%, la pobreza de capacidades

creció de 2.3% a 2.6%, y la pobreza de patrimonio fue de 2.6% a 4.1%. Estos resultados indican que los programas de desarrollo social están enfocados a combatir los efectos y no las causas de la pobreza, es decir, no se ha considerado adoptar el enfoque de “enseñar a pescar”, sino de “dar el pescado”.

Referencias

- Aboites, G. y Félix, G. (2010). *Patrones de consumo alimentario en México. Retos y realidades*. México: Editorial Trillas.
- Albert, C. (2000). Higher education demand in Spain: The influence of labour market signals and family background. *Higher Education*, 40(2): 147-162.
- Albert, C., González, C. y Mora, J. (2013). Determinantes de la demanda de educación universitaria en Colombia, 1980-2010. *Revista de Economía Institucional*, 15(29): 169-194.
- Alcázar, M. (2006). *Niños en situación de pobreza: vulnerables en la escuela*. Disponible en: http://educacion.jalisco.gob.mx/dependen/posgrados/CIIE/EQUIDAD/MANUEL_NI%C3%91O_S_POBREZA.pdf. Consultado en línea Junio, 2016.
- Alkire, S. y Foster, J. (2011). Counting and Multidimensional Poverty Measurement. *Journal of Public Economics*, 95(7-8): 476-487.
- Alkire, S. y Santos, M.E. (2014). Measuring acute poverty in the developing world: robustness and scope of the multidimensional poverty index. *World Development*, 59: 251-274.
- Anker, R y Melkas, H. (1996). *Economic Incentives for Children and Families to Eliminate or Reduce Child Labor*. Geneva: International Labor Organisation (ILO).
- Arouri, M., Youssef, A. y Nguyen, C. (2017). Does urbanization reduce rural poverty? Evidence from Vietnam. *Economic Modelling* 69: 253-270.
- Ayllón, S. (2013). Understanding poverty persistence in Spain. *Journal SERIEs*, 4(29): 201-233.
- Banco Mundial (2001). *Informe sobre el Desarrollo Mundial 2000/2001. Lucha contra la pobreza*. México, DF, México: Mundi-Prensa México, editorial Aedos.
- Becker, G. S. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5): 9-49.
- Becker G.S. y Chiswick, B. R. (1966). Education and the Distribution of Earnings. *The American Economic Review*, 56(1/2): 358-369.

- Boltvinik, J. (2003). Tipología de los métodos de medición de la pobreza. Los métodos combinados. *Comercio Exterior*, 53(5): 453-465.
- Carter, M. y Barrett, C. (2006). The economics of poverty traps and persistent poverty: An asset-based approach. *The Journal of Development Studies*, 42(2): 178-199.
- Chen, S, Li, J., Lu, S. y Xiong, B. (2017). Escaping from poverty trap: a choice between government transfer payments and public services. *Global Health Research and Policy*, 2 (15): 2-16.
- Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL) (2009). *Metodología para la medición multidimensional de la pobreza en México*. México: CONEVAL.
- Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL) (2015). *Medición de la pobreza en México y en las Entidades Federativas 2014*. México: CONEVAL.
- Creswell, J. (2008). *Research Design: Qualitative, Quantitative, and Mixed Methods Approaches*. Tercera edición, California, USA: SAGE Publications, Inc.
- De Pablos, L. y Gil, M. (2007). Análisis de los condicionantes socioeconómicos del acceso a la educación superior. *Presupuesto y Gasto Público*, 48: 37-57.
- Domínguez, J. y Martín, A. (2006). Medición de la pobreza: una revisión de los principales indicadores. *Revista de métodos cuantitativos para la economía y la empresa*, 2: 27-66.
- Félix, G., Marina, J. y Aboites, G. (2012). Pobreza y asistencia escolar: el inicio de un círculo perverso. En G. Aboites y G. Félix (editores), *Dimensiones socioeconómicas de la pobreza en México*. México: Plaza y Valdés Editores.
- Flannery, D. y O'Donoghue, C. (2009). The Determinants of Higher Education Participation in Ireland: A Micro Analysis. *The Economic and Social Review*, 40(1): 73-107.
- Formichella, M. (2009). Una explicación de las trampas de pobreza: El círculo vicioso entre el nivel de educación y el nivel de ingresos. *Estudios Económicos*, 26(52): 49-80.
- García, B. y de Oliveira, O. (2005). Mujeres jefas de hogar y su dinámica familiar. *Papeles de Población*, 11(43): 29-51.
- Glauben, T., Herzfeld, T., Rozelle, S. y Wang, X. (2012). Persistent Poverty in Rural China: Where, Why, and How to Escape? *World Development*, 40(4): 784-795.

- Gómez de León, J. y Parker, S. (2000). Bienestar y jefatura femenina en los hogares mexicanos. En M. López y V. Salles (Eds.), *Familia, género y pobreza*. México: Miguel Ángel Porrúa Grupo Editorial.
- Greene, W. (2003). *Econometric Analysis*. Quinta edición, Nueva Jersey, USA: Prentice Hall.
- Instituto de Estadística de la UNESCO-UIS (2015). Manual Operativo CINE 2011: Directrices para clasificar programas nacionales de educación y certificaciones relacionadas. Montreal: Instituto de la Estadística de la UNESCO.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) (2008). *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares*. México: INEGI.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) (2014). *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares*. México: INEGI.
- Kathleen, S. Short (2016). Child Poverty: Definition and Measurement. *Academic Pediatrics*, 16(3): 46-51.
- Keeley, B. (2015). *De la ayuda al desarrollo. El combate internacional de la pobreza*. Esenciales OCDE, OECD Publishing, París. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264226197-es>
- Leroy, C. y Symes, B. (2001). Teachers' perspectives on the family backgrounds of children at risk. *McGill Journal of Education*, 36(1): 45-60.
- Luna, S. (2005). Avances en educación superior: irrupción femenina y continuidad masculina. *Economía, Sociedad y Territorio*, 5(17): 219-246.
- Machingambi, S. y Wadesango, N. (2010). Structural Effects of Poverty on Children. *Journal of Psychology in Africa*, 20(2): 215-217.
- Marcenaro, O. y Navarro, M. (2001). Un análisis microeconómico de la demanda de educación superior en España. *Estudios de Economía Aplicada*, 19: 69-86.
- McMahon, W. (1974). *Investment in Higher Education*. Lexington, Massachusetts and London: D.C. Heath.
- Mihai, M., Țițan, M. y Manea, D. (2015). Education and Poverty. *Procedia Economics and Finance*, 32: 855-860.
- Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *Journal of Political Economy*, 66 (4): 281-302.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. New York: National Bureau of Economic Research.

- Minujin, A. y Schrf, A. (1989). Adulto equivalente e ingreso per cápita: efectos sobre la estimación de la pobreza. *Desarrollo Económico*, 29(113): 113-123.
- Mood, C. y Jonsson, J. O. (2016). The Social Consequences of Poverty: An Empirical Test on Longitudinal Data. *Social Indicators Research*, 127(2): 633-652.
- Morales-Ramos, E. (2011). Los Rendimientos de la Educación en México. *Working Paper*, No. 2011-7. México: Banco de México.
- Nina, E. y Grillo, S. (2000). Educación, movilidad social y trampa de pobreza. *Coyuntura Social*, 22: 101-119.
- Ogawa, K. y Imura, K. (2010). Determinants of Access and Equity in Tertiary Education: The Case of Indonesia. *Excellence in Higher Education*, 1(1&2): 3-22.
- Ordaz Díaz, J. (2009). México: impacto de la educación en la pobreza rural. *CEPAL, Serie Estudios y Perspectivas*, No 105. México: CEPAL.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) (2003). *OECD Territorial Reviews: México 2003*. París: OECD Publishing.
- Parker, S. y Pederzini, C. (2000). Género y Educación en México. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 15(1(43)): 97-122.
- Parkin, M. y Loría, E. (2010). *Microeconomía. Versión para Latinoamérica*. Novena Edición, México: Editorial Pearson Educación.
- Pereira-López, M. y Soloaga, I. (2015). External returns to higher education in Mexico 2000-2010. *Ensayos Revista de Economía*, 34(1): 1-34.
- Perry, G., Arias, O., López, H., Maloney, W. y Serven, L. (2006). *Reducción de la pobreza y crecimiento: Círculos virtuosos y círculos viciosos*. Washington, D.C.: Banco Mundial.
- Reimer, D. (2011). Labour market outcomes and their impact on tertiary decisions in Germany: class and gender differences. *Irish Educational Studies*, 30 (2): 199-213.
- Secretaría de Desarrollo Social (SEDESOL) (2002). Medición de la pobreza: variantes metodológicas y estimación preliminar. *Serie: Documentos de Investigación*, 4. México: SEDESOL.
- Sen, A. (1983). Poor, Relatively Speaking. *Oxford Economic Papers*, 35(2): 153-169.
- Sen, A. (1992). Sobre conceptos y medidas de pobreza. *Comercio Exterior*, 42(4): 310-322.
- Teruel, G., Rubalcava, L. y Santana, A. (2005). Escalas de Equivalencia para México. *Serie: Documentos de Investigación*, 23. México: SEDESOL.

- Urciaga, J. (2002). Los rendimientos privados de la escolaridad formal en México. *Comercio Exterior*, 52(4): 324-330.
- Urciaga, J. y Almendarez, M. (2008). Salarios, educación y sus rendimientos privados en la frontera norte de México: Un estudio de capital humano. *Región y Sociedad*, 20(41): 33-56.
- Van der Berg, S. (2008). Poverty and education. The International Academy of Education and the International Institute for Educational Planning (UNESCO), *Education Policy Series*, No. 10. Paris: UNESCO.
- Villatoro, P. (2005). Programas de transferencias monetarias condicionadas: experiencias en América Latina. *Revista de la CEPAL*, 86: 87-101.
- Wagle, U. (2002). Rethinking poverty: Definition and measurement. *International Social Science Journal*, 54(171): 155-165.
- Wooldridge, J. (2010). *Introducción a la econometría: un enfoque moderno*. Cuarta edición, México: Editorial Cengage Learning.
- Zhang, H. (2014). The poverty trap of education: Education–poverty connections in Western China. *International Journal of Educational Development*, 38: 47-58.