

Estimación de las diferencias por género en la demanda de educación universitaria en Colombia: 2000 - 2015

Carlos Giovanni González Espitia, Ph.D.

Profesor Asociado del Departamento de Economía. Universidad Icesi

Cali – Colombia

E-mail: cggonzalez@icesi.edu.co

Web: www.icesi.edu.co/cggonzalez

El objetivo de este documento es analizar las diferencias por género en la demanda de educación universitaria en Colombia desde el año 2000 hasta el 2015. El análisis se basa en los modelos de elección discreta probit multinomiales que son estimados de forma robusta y a los cuales se les incorpora la corrección del sesgo de selección muestral para garantizar la consistencia y la eficiencia de los estimadores. Los datos utilizados provienen de la Encuesta de Hogares de Colombia (ENH, ECH, GEIH) realizada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE) para el periodo entre los años 2000 y 2015. Los principales resultados muestran: primero, que la probabilidad de las mujeres de demandar educación universitaria en Colombia es aproximadamente de 28,73 por ciento superior a la de los hombres. Segundo, que ser mujer aumenta en promedio la probabilidad de demandar educación universitaria en 4,1 puntos porcentuales con respecto a los hombres. Otros resultados muestran un sesgo de selección muestral y diferencias que generan una brecha en la igualdad de oportunidades educativas en la demanda de educación universitaria, ya que factores como la educación de los padres, la composición del hogar y los ingresos familiares afectan a hombres y a mujeres de forma diferente.

Keywords: Educación, demanda de educación, género.

1 Introducción

El estudio económico de la demanda de educación es uno de los temas más interesantes en el ámbito de la Economía de la educación y empezó a extenderse por los países en desarrollo después de la formalización de la teoría del capital humano escrita por Becker (1963). Este desarrollo teórico ha sido fundamental para que la educación haya pasado a formar parte de los temas científicos habitualmente analizados por los economistas. Sin embargo, el análisis finalmente se extendió a países en vía de desarrollo como es el caso de Colombia. En este país, la evolución del sistema de educación superior a lo largo de los últimos treinta años se ha caracterizado, entre otras cosas, por la creciente demanda fruto del impulso social. Los cambios en el número de alumnos matriculados por año han sido notables, especialmente después de los

cambios institucionales como la nueva Constitución política de 1991, la Ley de educación superior de 1992 y la Ley de educación general de 1994. Así, los cambios producidos en la demanda de educación en este nivel están muy relacionados con los cambios sociales y económicos que el país ha experimentado durante las últimas décadas. De este modo, el tema de la demanda de educación superior es, sin duda alguna, uno de los más importantes y debatidos a nivel social, no sólo en los países desarrollados, sino también en los países en desarrollo.

Colombia es un país en desarrollo que ha avanzado en términos sociales y económicos, pero es uno de los países con mayores desigualdades sociales y económicas del mundo (Stiglitz, 2017). Una de estas desigualdades son las diferencias que existen en la demanda de educación superior. En este artículo nos centramos en estimar las potenciales diferencias por género en la demanda de educación universitaria. Algunos trabajos en esta línea son Albert, González y Mora (2011) en el que se estiman modelos logit para estimar los determinantes de la demanda de educación superior en Colombia y en González, Mora y Cuadros (2013) se estiman con modelos logit multinomiales los efectos de la cohorte de nacimiento sobre la probabilidad de demanda educación universitaria en Colombia. Una interesante revisión de la bibliografía sobre el tema en Colombia se puede encontrar en Albert, González y Mora (2016).

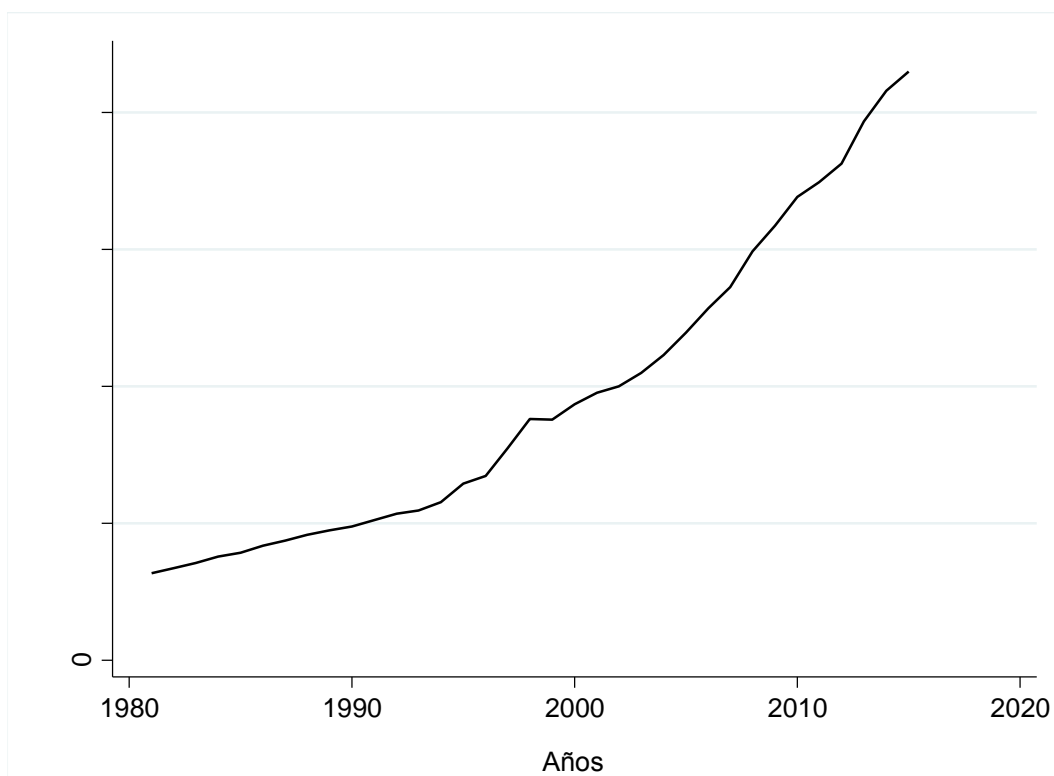
Para lograr el objetivo de estimar las diferencias por género en la demanda de educación universitaria en Colombia, además de esta introducción, el documento se estructura en las siguientes secciones: En la segunda sección se presenta el contexto de Colombia como un país en vía de desarrollo. En la tercera sección se presentan algunas de las diferencias por género de la expansión de la demanda de educación en general en Colombia. En la cuarta sección se presentan los datos, las variables y la metodología econométrica. En la quinta sección se presentan los principales resultados y en la última sección se presentan las conclusiones y recomendaciones de política. Finalmente, se presenta una sección de referencias bibliográficas.

2 Contexto de un país en vía de desarrollo: Colombia

Colombia es un país en vía de desarrollo ubicado en Sur América con un nivel de ingresos medios, de acuerdo con datos del Banco Mundial ocupa el puesto 30 por valor de su PIB y el puesto 90 de 196 países de acuerdo con el PIB per cápita. Sin embargo, es un país con grandes niveles de desigualdad por ingresos con un índice de GINI de 0,535 ocupando el puesto 144 de 149 países a nivel mundial, en la región sólo está por encima Honduras. Según el Banco Interamericano de Desarrollo (BID el país tiene una de las tasas de desempleo más altas de la región.

En educación el país ha tenido grandes avances. En la Figura 1 se puede observar la evolución del número de alumnos matriculados en la educación superior en Colombia durante el período comprendido entre los años 2000 hasta 2015. En este periodo de tiempo se mencionaron tres grandes cambios institucionales que se dieron durante este período, el primero de ellos es la Constitución Política de 1991; y posteriormente, las dos leyes de educación. Estas reformas fueron importantes para incrementar el número de alumnos matriculados, debido a que después de estos cambios se ha mantenido un rápido crecimiento de la matrícula de educación superior, la cual ha pasado de tener 271.680 alumnos matriculados en 1980 a cerca de 2 millones para el año 2015, un aumento en la matrícula superior de un millón de estudiantes del año 2000 hasta el año 2015. Esto demuestra que la demanda de educación en Colombia es todavía creciente.

Figura 1. Evolución de la matrícula en la educación superior en Colombia 1980 - 2015



Fuente: Elaboración propia con datos del Ministerio de Educación Nacional (MEN).

Esta figura también nos permite pensar intuitivamente en dos tendencias que se podrían haber dado bajo dos escenarios alternativos al observado. En primer lugar, si no se hubieran promovido las reformas institucionales de principios y mediados de la década de los noventa, probablemente la tendencia de la matrícula en la educación superior se habría mantenido muy

similar a la del período de 1980 a 1994. Esto habría llevado, si extrapolamos la tendencia hasta el 2009, a que la matrícula se redujese a menos de un millón de personas. Si comparamos este resultado con el observado, habría una pérdida aproximada de 500 mil matrículas para el 2010 de no haberse dado el cambio institucional. En el segundo escenario, suponiendo que no se hubiera producido la crisis económica del año 1999, posiblemente la tendencia de la matrícula en educación superior se hubiese mantenido como la registrada entre 1994 y 1998. Así, para el año 2009, se habrían registrado aproximadamente dos millones de matrículas que representarían aproximadamente 500 mil matrículas más de las observadas.

Por último, conviene comentar el hecho de que anualmente se ha abierto la posibilidad de acceso a la educación superior a más de un millón de personas si comparamos el dato de 1980 con el de 2000 y del 2000 al 2015 a otro millón. Este cambio es importante en una población como la colombiana, con 47 millones de habitantes y con una pirámide poblacional relativamente joven. Sin embargo, es interesante señalar que este incremento de la demanda de educación ha traído consigo ciertas desigualdades, que han caracterizado a la evolución de la demanda de educación universitaria en Colombia en los últimos años, González (2011).

De acuerdo con Bonilla (1989) y Bonilla y Rodríguez (1999) las mujeres han venido ganando una gran participación en la educación universitaria. Esta evolución positiva se puede observar en que en 1960 ellas representaban el 18,4 por ciento de la matrícula, en 1985 las mujeres representaban el 36,4 por ciento y en el año 1985 tenían un peso relativo en la matrícula de educación universitaria del 48,7 por ciento. En la tabla 1 se presentan algunas características de la educación superior en Colombia. Empezando por la tasa de cobertura bruta que para el último año de análisis, año 2015, es de tan sólo del 49,42 por ciento. Esto significa que menos de la mitad de los jóvenes que se gradúan de bachillerato y que están en la edad de cursar la educación superior lo hacen. En la columna 2 se muestra el porcentaje de matrículas en educación universitaria del total de la educación superior. En Colombia la educación superior se divide en tres niveles: educación técnica, tecnológica y universitaria. El porcentaje de educación universitaria es de 68,72 por ciento en 2015, este porcentaje viene decreciendo significativamente a favor de la educación técnica. Otra cifra importante se muestra en la tercera columna en la que se observa que el porcentaje de educación pública que es la que ofrece directamente el Estado es del 50,92 por ciento en 2015. Finalmente, en la última columna de esta tabla se presenta la tasa de deserción de la educación superior que es superior al 50 por ciento.

Por tanto, a pesar de la expansión del sistema de educación superior la equidad y la igualdad de oportunidades educativas no ha sido generalizada para todos los grupos sociales. La tabla 1 muestra indicadores contundentes que se pueden resumir de la siguiente forma. Del total de

jóvenes que se gradúan de bachilleres solo la mitad ingresa a la educación superior, de esos un porcentaje alto no ingresa a la universidad, y la mitad tienen que ir a la educación privada donde los costos de estudiar son más altos y solo la mitad de los que logran ingresar a la universidad terminan sus estudios con éxito.

Tabla 1. Algunas estadísticas de la educación superior en Colombia

Año	Tasa de cobertura bruta	(%) Educación universitaria	(%) Educación pública	Tasa de deserción
2005	29,80%	72,30%	56,00%	50,00%
2006	30,20%	71,00%	55,00%	49,90%
2007	31,65%	70,98%	54,30%	47,70%
2008	34,08%	68,89%	55,42%	49,10%
2009	35,69%	68,72%	54,75%	50,40%
2010	37,05%	67,59%	55,39%	49,90%
2011	40,42%	68,46%	53,55%	47,80%
2012	41,74%	69,23%	52,71%	46,10%
2013	45,17%	67,94%	52,08%	48,40%
2014	47,76%	67,97%	51,43%	47,10%
2015	49,42%	68,72%	50,92%	47,30%

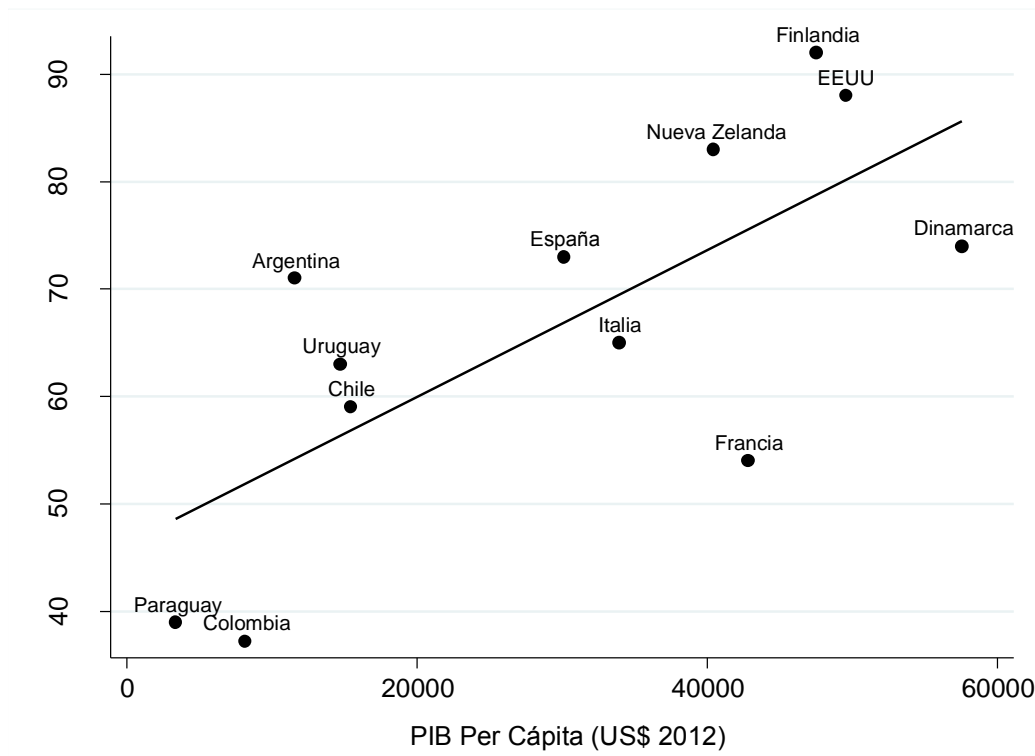
Fuente: Elaboración propia con datos de MEN, SNIES y SPADIES.

En la figura 2 se presenta una comparación internacional de la tasa de cobertura bruta de la educación superior con el PIB per cápita de varios países durante el año 2015. En esta figura se eligió a Colombia como el país con la menor tasa de cobertura bruta. Colombia tiene la tasa de cobertura bruta más baja del grupo de países seleccionados y un PIB per cápita bajo muy cercano al de Paraguay. En un segundo grupo con mayor tasa de cobertura y mayor PIB per cápita se encuentran tres países de la región Argentina, Uruguay y Chile. Argentina es el país que mayor tasa de cobertura bruta de la educación superior tiene en la región.

Otro grupo de países ya del primer mundo son España, Italia y Francia. Entre estos tres países europeos, España tiene la mayor tasa de cobertura con el menor PIB per cápita. Mientras que Francia tiene el PIB per cápita más alto pero con la tasa de cobertura más baja. Italia se encuentra entre estos dos países.

En un grupo de países más avanzado se encuentran Estados Unidos, Finlandia, Dinamarca y Nueva Zelanda. De estos países el que tiene la tasa de cobertura más alta es Finlandia con una tasa superior al 90 por ciento. Estados Unidos que es una de las potencias mundiales tiene un PIB per cápita alto y una tasa de cobertura de la educación superior al 80 por ciento.

Figura 2. Comparación PIB per cápita vs Tasa de Cobertura Bruta de la educación superior



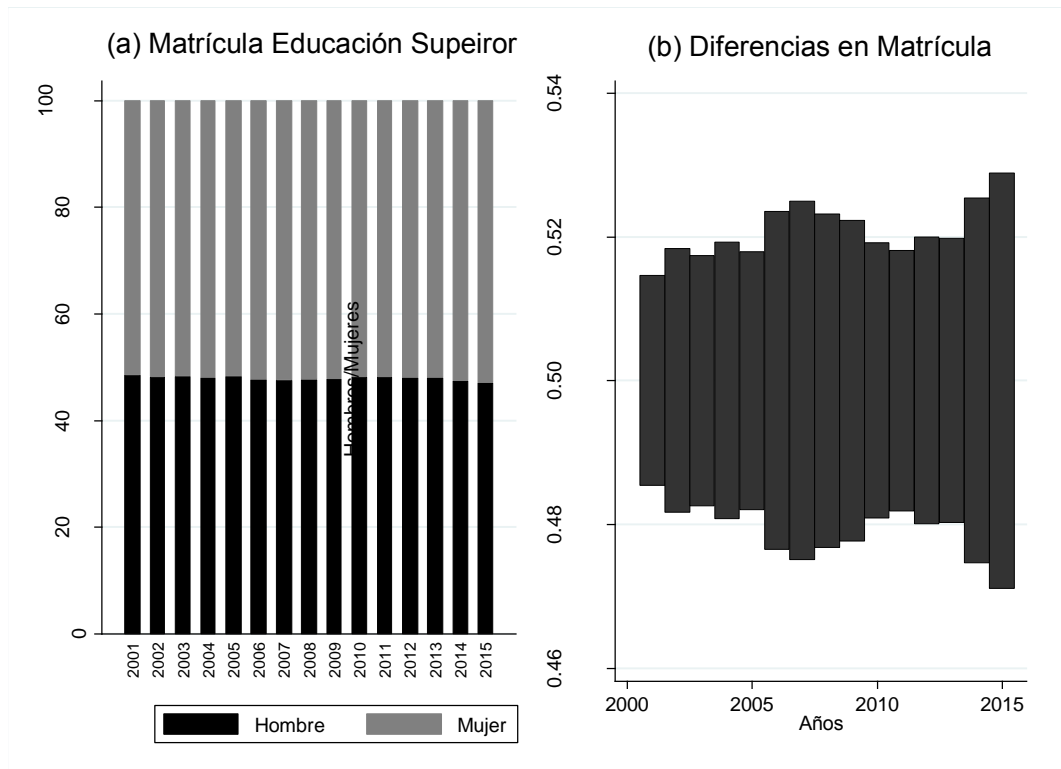
Fuente: Elaboración propia con datos de UNESCO y FMI.

En suma, Colombia es un país que está muy lejos de alcanzar la igualdad de oportunidades educativas entre diferentes grupos sociales. Sin embargo, la pregunta de análisis es si estas diferencias afectan a hombres y mujeres por igual o si existen algunas diferencias entre estos dos grupos sociales al momento de demandar educación universitaria.

3 Diferencias por género en la expansión de la demanda de educación

En el crecimiento de la demanda de educación en Colombia, ha sido decisiva la incorporación de la mujer en los niveles de educación más altos, principalmente en la universidad. En la figura 3 se presenta la evolución de la matrícula en educación superior por género, hombres y mujeres. Se observa que las mujeres tienen una participación un poco superior a la de los hombres con una leve tendencia creciente. Este diferencial en la matrícula de educación superior viene creciendo a favor de las mujeres en aproximadamente 2 puntos porcentuales. Esta tendencia es del presente siglo, ya que la mitad del siglo pasado eran una minoría en las aulas universitarias.

Figura 3. Evolución de la matrícula en educación superior por género: hombres vs mujeres



Fuente: Elaboración propia con datos del MEN y SPADIES.

La demanda de educación por género no ha sido igual en todos los niveles de educación. Por tanto, hay que realizar un análisis para cada uno de los niveles de educación considerando la edad potencial que son los jóvenes entre los 15 y 30 años de edad. Además, de este rango de edad se tienen en cuenta las definiciones de demanda de educación propuestas por Manski y Wise (1983) para el caso de EEUU y Albert (2000) para el caso de España, para construir las siguientes dos definiciones para el caso de Colombia:

- **Demanda de años de educación:** es el nivel de estudios en curso o terminado por los jóvenes entre 17 y 31 años de edad.
- **Demanda de títulos de educación:** es el máximo nivel de estudios terminados por los jóvenes entre los 17 y 31 años de edad.

En la Figura 4 se presenta la evolución del porcentaje de los hombres y las mujeres en la demanda por años y títulos de educación universitaria y bachiller. La figura tiene cuatro paneles que se describen a continuación:

Panel (a) se presenta la evolución de hombres con títulos de educación universitaria (MUT) y la evolución de las mujeres con títulos de educación universitaria (FUT). En este panel

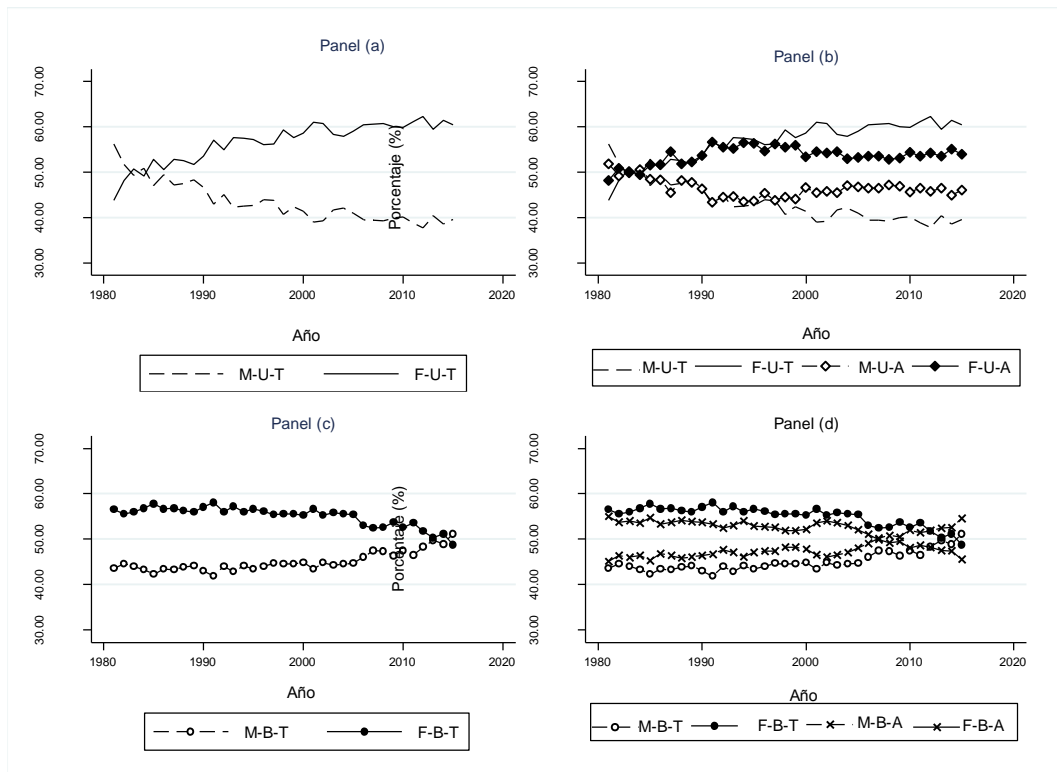
se observa como en 1980 aproximadamente el 50 por ciento de los hombres y las mujeres alcanzaban títulos universitarios. Sin embargo, se observa como el porcentaje de hombres con títulos de educación universitaria viene descendiendo drásticamente llegando a un 45 por ciento en 2015. Por otro lado, el porcentaje de mujeres con títulos de educación universitaria viene creciendo llegando a un 60 por ciento.

En el Panel (b) se compara MUT y FUT con MUA y FUA que es la diferencia entre la demanda por títulos y años de educación en el nivel de educación universitaria. En la figura se observa que hay menos diferencias entre la demanda por años que por títulos debido a que la demanda por años de universidad para hombres (MUA) y la demanda por años de universidad para las mujeres (FUA) es muy similar y está alrededor del 50 por ciento. Con lo cual por género hay más diferencias hoy en la demanda por títulos que por años de educación superior esto debe ser debido a las altas tasas de deserción que presenta la educación universitaria en Colombia. En otras palabras, se muestra cómo la demanda por títulos y años de educación universitaria para las mujeres presenta una tendencia creciente, mientras que la tendencia de los hombres para ambas demandas universitarias es decreciente. Así, la serie de demanda por títulos presenta una mayor diferencia entre hombres y mujeres que la serie de demanda por años de educación. En las mujeres es mayor el porcentaje de demanda por títulos que la demanda por años de estudios universitarios, mientras que para los hombres la demanda por años es mayor que la demanda por títulos.

Por otro lado, en el Panel (c) se muestra la evolución por género de la demanda por títulos de bachillerato para hombres (MBT) y mujeres (FBT). En este nivel educativo, el bachillerato, se ha presentado un cierre en el tiempo de la brecha entre hombres y mujeres. A principio de los años 80's se presentaba una relación de 60 a 40, pero actualmente (2015) tienen un peso relativo similar del 50 por ciento. Lo que significa que el 50 por ciento de los cupos son para mujeres y el otro 50 por ciento es para los hombres. En el nivel de bachillerato las tasas de cobertura neta y bruta ya superan el 100 por ciento. Adicionalmente, la educación para alcanzar el título de bachillerato se ha hecho en el sector público gratuito.

Por último, en el Panel (d) se presenta la evolución de la demanda por años y títulos del nivel de educación bachiller. Hay que notar que este es el nivel que da acceso a la educación universitaria, ya que para acceder a una carrera profesional en Colombia es necesario tener un título de bachiller. (MBT) y (MBA) son las demandas para los hombres por títulos y años de bachillerato, respectivamente. Las dos demandas para hombres y mujeres en este nivel tienen un comportamiento muy similar mostrando cierta igualdad.

Figure 4. Evolución del porcentaje de los hombres y las mujeres en la demanda por años y títulos de educación universitaria y bachiller.



Fuente: Elaboración propia con datos de la GEIH-DANE.

En suma, las mujeres vienen aumentando su nivel educativo a lo largo del período estudiado, principalmente en el nivel de estudios universitario y en ambas demandas, por años de educación y por títulos. Lo anterior puede estar evidenciando un proceso de desigualdad en las oportunidades educativas de ambos géneros.

4 Metodología econométrica

El proceso de adquirir educación universitaria exige un requisito previo que es el pasar primero por los estudios de bachillerato. Además, las decisiones sobre inversión en educación, si el individuo es racional y tiene perfecta información, son tomadas en un único momento del tiempo. Según Valiente (2003), tras finalizar la educación obligatoria, el individuo o su familia, decide qué nivel educativo desea poseer: educación media, educación bachiller o educación universitaria. Pero la situación familiar o social del momento en que se realiza esta decisión puede verse alterada por cambios en la capacidad de financiación, en las características familiares, en las condiciones del mercado de trabajo, entre otras razones, y en consecuencia se podría reconsiderar la elección previa. Por lo tanto, para tener en cuenta la incertidumbre que rodea a las decisiones que abarcan más de un nivel educativo, se debe suponer que las decisiones sobre

inversión en educación se realizan por etapas o completando niveles educativos durante todo el proceso y no como una única decisión (Marcerano y Navarro, 2001).

En este mismo contexto, Willis y Rosen (1979) suponen que las elecciones educativas se deben realizar sobre cada etapa de formación, es decir, cada vez que se ha completado con éxito un nivel educativo, se decide si realizar el nivel educativo siguiente. Así, el joven, tras finalizar la educación obligatoria, se plantea la realización de estudios de bachillerato y, una vez concluidos estos, decide sobre su asistencia a la universidad.

La estimación de los modelos probit univariantes pueden presentar una limitación importante para que tengan validez, que es la necesidad de que exista independencia entre los factores no observados que intervienen en los distintos niveles de elección, es decir, que la covarianza entre los términos de error de cada uno de los dos modelos de elección (educación bachiller y educación universitaria) sea cero, y si esto no se cumpliera, el modelo probit univariante no podría ser empleado ya que los estimadores serían sesgados e inconsistentes. Por lo tanto, si los términos de error asociados a cada una de las dos elecciones no son independientes entre sí, al existir ciertos factores que influyen tanto en la decisión de realizar estudios de bachillerato como en la decisión de realizar estudios universitarios, y que no han sido especificados en las ecuaciones de probabilidad, se debe recurrir a una especificación más sofisticada del modelo probit de dos elecciones.

En este caso, la omisión de la condición necesaria de poseer un título de bachiller para acceder a la universidad condiciona la muestra ya que esta deja de ser aleatoria. Este problema podría ser corregido por medio de un modelo probit utilizando el método de estimación en dos etapas. Un modelo que se ajusta para realizar la corrección es un modelo Heckprob, en el cual se incluye un término de corrección del sesgo de selección muestral en la misma línea de los trabajos de Van de Ven y Van Praag (1981) y Miranda y Rabe-Hesketh (2006). El sesgo de selección muestral en la elección de educación universitaria está dado por el efecto de no estar utilizando una muestra aleatoria de la población, pues para poder acceder a la universidad, las leyes colombianas de educación exigen haber superado el nivel de bachillerato. Por lo tanto, sólo se observan en la elección por estudios de universidad las características de aquellos individuos que cumplan este requisito. En este caso existiría un problema de endogeneidad derivado del sesgo de selección muestral al omitir una variable relevante que sería el término que corrige el sesgo de selección muestral.

De ahí que en el modelo que se utiliza para detectar y corregir el sesgo de selección se deban estimar dos etapas. En la primera etapa se estima la probabilidad de tener un título de bachiller (ecuación de selección) y en la segunda etapa se estiman las elecciones por años de educación universitaria.

La demanda de educación universitaria puede agruparse en seis categorías ordenadas. En este caso, cuando la elección del joven entre los 15 y 30 años de edad es multinomial y ordenada, se utiliza un Modelo Probit Ordenado con Selección de Muestras (Heckman, J. 1979; Van de Ven S. and B. Van Praag, 1981; Cameron A. and P. Trivedi, 2005; Chiburis, R., y M. Lokshin. 2007).

El sesgo de selección de muestra se genera al no observar la muestra al azar, en este caso la decisión de demandar educación universitaria está condicionada a la decisión de tener un título de educación bachiller. La ecuación de interés (Ecuación 1) está sujeta a una regla de la ecuación de selección (Ecuación 2) .Perotti (2011) proporciona una introducción a este modelo. La ecuación de resultados ordinales es:

$$y_j = \sum_{h=1}^H v_h 1(k_{h-1} < x_j \beta + u_{1j} \leq k_h) \quad (1)$$

donde x_j son las variables independientes, β es el vector de coeficientes, y u_{1j} es un término de error aleatorio. Los valores del resultado observado son v_1, \dots, v_h son enteros tal que $v_i < v_m$ para $i < m$, k_1, \dots, k_{H-1} son números reales tales que $k_i < k_m$ para $i < m$. k_0 se toma como $-\infty$ y k_H es tomado como $+\infty$. La ecuación de selección es:

$$S_j = 1(Z_j \gamma + u_{2j} > 0) \quad (2)$$

donde $S_j = 1$ si observamos la elección por el nivel de educación de bachiller y 0 en otro caso, Z_j son las variables independientes usadas en el modelo de selección, γ es el vector de coeficientes del proceso de selección, y u_{2j} es otro termino de error aleatorio. (u_{1j}, u_{2j}) Tienen una distribución normal bivalente con media cero y varianza constante.

Wooldridge (2011) indica que un modelo probit ordenado se construye como una función lineal de las variables independientes y un conjunto de puntos de ruptura y la elección del joven es $J = 0$ si el joven tiene el título de educación bachiller; $j = 1$ si el joven demanda 1 año de educación universitaria; $J = 2$ si el joven demanda 2 años de educación universitaria; $J = 3$ si el joven demanda 3 años de educación universitaria; $J = 4$ si el joven demanda 4 años de educación universitaria y $j = 5$ si el joven demanda 5 o más años de educación universitaria.

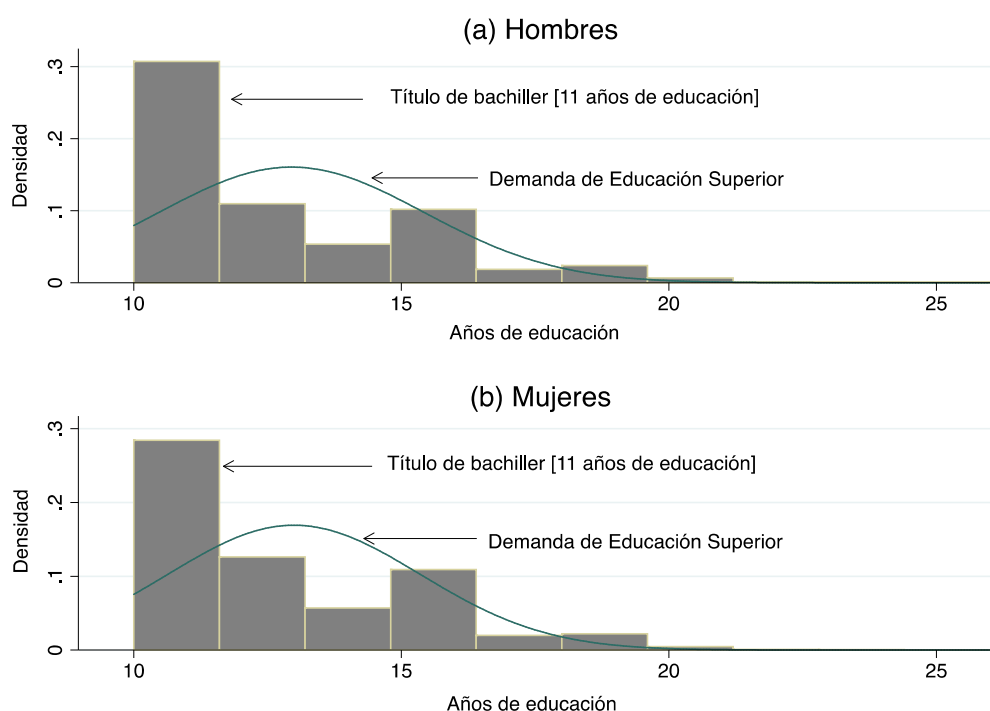
En este caso x_j recoge las variables explicativas que son los factores del individuo, factores familiares y factores del entorno. A continuación, se presentan los principales resultados de la estimación para hombres y mujeres del modelo probit robusto que incluye un término de corrección del sesgo de selección muestral.

5 Principales resultados

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de un modelo logit multinomial con corrección del sesgo de selección muestral para la demanda de años de educación universitaria. Se utilizan los datos de la Encuesta de hogares de Colombia desde el año 2000 hasta el 2015, las variables seleccionadas y los datos se describen en esta sección para los jóvenes entre 15 y 30 años de edad. La Encuesta es propicia para este estudio debido a que tiene las variables de educación para toda la muestra y adicionalmente se pueden construir las variables propias del individuo como la edad, el género y el parentesco familiar. También, se pueden obtener características familiares como el número de hermanos, características del mercado laboral de los padres, miembros del hogar e ingresos familiares. Otro grupo de variables son las relacionadas con el background social como por ejemplo la región donde reside el individuo y los años de la encuesta.

Una de las principales preocupaciones en este tipo de estudios es la posible existencia de un potencial problema de sesgo de selección muestral, por lo que en primer lugar se describe este fenómeno de forma intuitiva. En la figura 5 se observa que en la muestra seleccionada existe un truncamiento incidental que lleva a que sólo se pueda observar una parte de la muestra y no toda la población de forma aleatoria (Heckman, 1979). Únicamente los jóvenes con título de bachillerato (11 años de educación) pueden acceder a la universidad o a demandar años de educación universitaria.

Figura 5 Sesgo de selección muestral en la demanda de educación universitaria



Fuente: Elaboración propia.

Los modelos de demanda de años de educación universitaria se estimaron en un pooled para los años desde 2000 hasta 2015. Aunque los datos son un corte transversal la comparación puede darnos una orientación sobre lo que ha ido pasando en el transcurso del tiempo entre las diferencias por género. Los resultados arrojan un estimador consistente y asintóticamente eficiente ya que se cumple con la identificación correcta del modelo lo que nos permite interpretar los efectos marginales de forma estructural según la teoría económica del capital humano.

En la tabla 2 y en la tabla 3 se presenta la distribución de la demanda por niveles de educación y años de educación universitaria, respectivamente. Con respecto a los niveles se agruparon en cuatro niveles para los jóvenes sin estudios, con estudios de primaria, con estudios de secundaria y con educación superior. Un 36,44 por ciento de los jóvenes tiene primaria seguido por secundaria con un 30,47 por ciento y superior con 28,76 por ciento. Mientras que en la tabla 3 se presentan las estadísticas de la elección para los cinco años de educación que dura en promedio una carrera profesional en Colombia, teniendo en cuenta el sesgo de selección en la muestra.

Tabla 2. Variable demanda niveles de educación del modelo multinomial

Y_i	Educación	Todos	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Total
1	Sin estudios	4.32	4.88	3.82	53.35	46.65	100%

2	Primaria	36.44	38.63	34.49	50.01	49.99	100%
3	Secundaria	30.47	29.9	30.99	46.53	53.71	100%
4	Superior	28.76	26.6	30.7	43.56	56.37	100%
Total		100%	100%	100%	47.19	52.81	100%

Fuente: Elaboración del autor basado en GEIH-DANE.

Tabla 3. Variable demanda años de educación del modelo multinomial con sesgo de selección

Y _i	Etiqueta	Todos		Hombres	Mujeres
0	No bachiller	59,44	Ecuación de selección	49,87	50,13
1	Título de bachiller (>=)	40,56		44,44	55,56
0	Título de bachiller	52,73		44,44	55,56
1	1 año universidad	15,95		46,85	53,15
2	2 años universidad	7,85	Ecuación de interés	48,59	51,41
3	3 años de universidad	7,41	(Demanda de años de	45,06	54,94
4	4 años de universidad	4,89	educación universitaria)	46,29	53,71
5	>5 años de universidad	11,17		42,09	57,91

Fuente: Elaboración del autor basado en GEIH-DANE.

En la tabla 4 se presentan las estadísticas descriptivas de las variables independientes utilizadas en el análisis de la probabilidad de demandar años de educación dependiendo del tipo de variable. Para las variables que son discretas se presenta la frecuencia mientras que para las variables que son continuas como el ingreso se presenta la media, mínimo y máximo. Adicionalmente, en esta tabla se muestra el porcentaje de cada variable para el total de la muestra y el porcentaje por género, hombres y mujeres. Más de la mitad de los individuos son mujeres, la actividad laboral de los padres que prevalece es la de estar ocupado y la educación de los padres no es la misma, los padres tienen mayores niveles de educación que las madres. El tamaño del hogar que mayor frecuencia tiene es el tres y el número de hermanos menores de 16 años tiene una frecuencia decreciente. El ingreso del hogar tiene una media muy por debajo de un salario mínimo de 2015 y la región de Bogotá Distrito Capital (DC) concentra más del 35 por ciento de la muestra. Las características para hombres y mujeres no son similares, existen diferencias que son considerables.

Tabla 4. Estadísticas descriptivas de las variables independientes relevantes

Variable independientes relevantes	Hombre	Mujer
Educación Madre		
Madre primaria.	49.91	50.09
Madre media	45.38	54.62
Madre secundaria	48.55	51.45
Madre universitaria	42.90	57.10
Educación Padre		
Padre primaria	49.44	50.56
Padre media	47.37	52.63
Padre secundaria	49.47	50.53
Padre universitaria	44.63	55.37
Actividad Madre		
Actividad Madre 1	46.68	53.32
Actividad Madre 2	42.48	57.52
Actividad Madre 3	47.41	52.59
Actividad Padre		
Actividad Padre 1	47.38	52.62
Actividad Padre 2	49.06	50.94
Actividad Padre 3	50.96	49.04
Tamaño familiar		
T. Familia 1	47.14	52.86
T. Familia 2	48.26	51.74
T. Familia 3	47.16	52.84
T. Familia 4	47.81	52.19
# de hermanos <16		
# Hermanos 0	55.12	44.88
# Hermanos 1	45.25	54.75
# Hermanos 2	44.70	55.30
# Hermanos 3	44.07	55.93
Región		
Bogotá DC	48.91	51.09

Fuente: Elaboración del autor basado en GEIH-DANE.

En la tabla 5 se presenta la estimación de los modelos de elección discreta sobre las probabilidades de demandar años de educación universitaria en Colombia para el periodo entre los años 2000 y 2015. En el primer modelo se presenta la estimación simple con la variable género controlando por los años del corte transversal de la muestra. En el segundo modelo se presenta la regresión controlando por variables del individuo, características familiares y características del entorno. En el tercer modelo se presenta la estimación con todas las variables anteriores más las interacciones del género (ser mujer igual a 1) con todas las variables independientes incluidas en el análisis de regresión. En la cuarta columna se presentan los resultados para un modelo que incluye todas las variables género, controles, interacciones más la corrección del sesgo de selección muestral que resulta significativa y necesaria en la estimación. En términos generales en todas las regresiones la variable género resulta estadísticamente significativa, pero la cuarta regresión presenta la ventaja de estimadores consistentes y eficientes. Adicionalmente, todos los modelos fueron estimados de forma robusta corrigiendo el error estándar de la regresión.

En la cuarta regresión resulta significativa la inversa del ratio de Mills que se puede interpretar como la presencia y corrección de un sesgo de selección muestral. En esta misma columna, en cuanto a las variables de control que resultaron significativas se puede decir que con respecto a la educación de los padres la educación del padre afecta en todos los niveles mientras que los de la madre no.

En cuanto a las variables del género ser mujer igual a uno con las interacciones resultaron estadísticamente significativas la educación universitaria de los padres, la actividad laboral de estar ocupado y el número de hermanos menores de 16 años. Las interacciones también resultaron significativas por lo que se evidencia que factores como la educación de los padres, la actividad laboral de los mismos, el tamaño del hogar y la composición de la familia como es el número de hermanos menores de 16 años y la región afectan de acuerdo al género del individuo.

La bondad de ajuste del modelo es buena de acuerdo a los criterios de bayesiano de Akaike y el logaritmo de la razón de verosimilitud. Hay que tener cuidado porque los coeficientes de los modelos probit ordenados no tienen interpretación por lo que es necesario estimar los efectos marginales en la media de cada variable y de las interacciones.

Tabla 5. Estimación modelos sobre la probabilidad de demandar años de educación universidad

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
--	----------	----------	----------	----------

Variables	(oprobit)	(oprobit controles)	(oprobit iteraciones)	(heckoprobit)
Género (Mujer)	0.0865*** (4.84)	0.163*** (4.69)	0.0760* (1.73)	0.199*** (5.80)
Bogotá		0.106*** (3.65)	0.0848* (1.96)	0.0907** (2.52)
nher161		-0.603*** (-25.52)	-0.562*** (-16.00)	-0.798*** (-26.28)
nher162		-0.909*** (-29.34)	-0.785*** (-16.73)	-1.231*** (-31.35)
nher163		-1.364*** (-31.27)	-1.225*** (-18.00)	-1.833*** (-34.01)
tfamilia2		0.0709*** (2.83)	-0.00678 (-0.18)	0.0205 (0.63)
tfamilia3		0.197*** (6.71)	0.119*** (2.68)	0.212*** (5.57)
tfamilia4		0.403*** (12.39)	0.267*** (5.50)	0.464*** (11.15)
actmadre2		-0.235*** (-2.62)	-0.295* (-1.91)	-0.328*** (-2.70)
actmadre3		-0.0103 (-0.52)	-0.0680** (-2.24)	-0.0431* (-1.70)
actpadre2		-0.124** (-2.18)	-0.195** (-2.21)	-0.209*** (-2.90)
actpadre3		0.143*** (4.53)	0.175*** (3.77)	0.164*** (4.30)
educpbsec		-0.0949*** (-3.47)	-0.0273 (-0.64)	-0.0896*** (-2.62)
educpmedia		-0.158*** (-5.52)	-0.284*** (-6.25)	-0.163*** (-4.18)
educpsuper		0.477*** (15.29)	0.802*** (17.29)	0.784*** (19.76)
educmbsec		0.0573** (2.12)	0.0126 (0.31)	0.0379 (1.17)
educmmedia		-0.0133 (-0.44)	0.186*** (4.09)	0.428*** (11.23)
educmsuper		0.739***	0.456***	0.610***

	(23.89)	(9.52)	(15.18)
d1		0.0202 (0.34)	0.0337 (0.71)
d2		5.24e-08*** (3.02)	1.18e-08*** (5.07)
d3		-0.0728 (-1.50)	-0.0432 (-1.09)
d4		-0.197*** (-3.10)	-0.103** (-2.03)
d5		-0.232** (-2.57)	-0.125* (-1.80)
d6		0.130** (2.57)	0.0941** (2.23)
d7		0.187*** (2.76)	0.138** (2.52)
d8		0.129 (0.69)	0.0765 (0.51)
d9		0.110* (1.83)	0.0707 (1.44)
d10		0.121*** (3.01)	0.0957*** (2.93)
d11		0.151 (1.31)	0.126 (1.33)
d12		-0.0454 (-0.71)	-0.0544 (-1.08)
d13		-0.117** (-2.10)	-0.0679 (-1.55)
d14		0.204*** (3.46)	0.248*** (4.84)
d15		-0.647*** (-10.25)	-0.561*** (-11.10)
d16		0.0948* (1.74)	0.0538 (1.27)
d17		-0.329*** (-5.35)	-0.373*** (-7.39)
d18		0.483***	0.443***

			(7.58)	(8.81)
Constante				0.659*** (29.27)
Inversa de Mills				2.535*** (7.47)
Efectos fijos de tiempo	si	si	si	si
<i>N</i>	166530	166530	166530	270960
<i>AIC</i>	44377.7	41215.9	40887.0	70133.5
Probabilidad	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Chi2	23.44	3117.5	3406.8	6374.0
Log L.	-22183.9	-20586.0	-20403.5	-35006.8

Fuente: Elaboración del autor basado en GEIH-DANE.

Nota: En paréntesis el estadístico t. La significancia estadística se observa con *** sig 99%, ** sin 95% y * sig 90%. Las variables D(*) son las interacciones del género (mujer=1) con las demás variables independientes.

Existen diferencias significativas entre hombres y mujeres en la demanda de años de educación universitaria, esto se evidencia en que los efectos marginales del modelo 4 resultan significativos para algunas de las variables incluidas en el análisis econométrico. En la tabla 6 se presentan los efectos marginales para cada una de las elecciones:

Y=0, individuos con título de educación bachiller, Y=1, individuos con un año de educación universitaria, Y=2, individuos con dos años de educación universitaria, Y=3, individuos con tres años de educación universitaria, Y=4, individuos con cuatro años de educación universitaria, Y=5, individuos con cinco o más años de educación universitaria.

Existe suficiente evidencia para afirmar que en Colombia no existe igualdad de oportunidades entre hombres y mujeres en la demanda de educación universitaria y tampoco existe igualdad entre todos los jóvenes en Colombia. Esto está explicado porque existen factores asociados a cada individuo que aumentan o reducen su probabilidad.

El modelo presenta un buen ajuste “fit” con un porcentaje de predicciones correctas superior al 60 por ciento. Además, el coeficiente que mide la corrección del sesgo de selección muestral resulta estadísticamente significativo por lo que es necesaria la estimación del modelo Heckoprob de forma robusta para garantizar que los resultados sean concluyentes.

Tabla 6. Efectos marginales sobre la probabilidad de demandar años de educación universitaria

Variables	Y=0	Y=1	Y=2	Y=3	Y=4
género (d)	-0.062*** (-5.82)	0.0102*** (5.76)	0.0167*** (5.79)	0.0139*** (5.78)	0.0219*** (5.78)
bogo (d)	-0.0295** (-2.46)	0.00456** (2.57)	0.00770** (2.51)	0.00654** (2.46)	0.0107** (2.38)
nher161 (d)	0.226*** (29.83)	-0.0404*** (-23.12)	-0.0625*** (-25.57)	-0.0494*** (-25.06)	-0.0740*** (-27.00)
nher162 (d)	0.295*** (43.85)	-0.0586*** (-29.05)	-0.0847*** (-33.63)	-0.0632*** (-31.86)	-0.0888*** (-34.80)
nher163 (d)	0.346*** (63.69)	-0.0734*** (-35.97)	-0.101*** (-42.01)	-0.0724*** (-36.84)	-0.0989*** (-39.66)
tfamilia2 (d)	-0.00652 (-0.63)	0.00105 (0.64)	0.00173 (0.63)	0.00145 (0.63)	0.00229 (0.63)
tfamilia3 (d)	-0.070*** (-5.37)	0.0104*** (5.81)	0.0179*** (5.57)	0.0155*** (5.34)	0.0261*** (5.02)
tfamilia4 (d)	-0.157*** (-10.63)	0.0216*** (12.17)	0.0386*** (11.36)	0.0347*** (10.47)	0.0620*** (9.36)
actmadre2 (d)	0.0922*** (3.12)	-0.0175*** (-2.69)	-0.0264*** (-2.93)	-0.0202*** (-3.18)	-0.0281*** (-3.64)
actmadre3 (d)	0.0137* (1.70)	-0.00221* (-1.70)	-0.00364* (-1.70)	-0.00303* (-1.70)	-0.00477* (-1.70)
actpadre2 (d)	0.0617*** (3.14)	-0.0111*** (-2.84)	-0.0172*** (-3.00)	-0.0136*** (-3.16)	-0.0198*** (-3.44)
actpadre3 (d)	-0.054*** (-4.14)	0.00807*** (4.50)	0.0139*** (4.30)	0.0120*** (4.13)	0.0202*** (3.89)
educpbsec (d)	0.020*** (2.66)	-0.0046*** (-2.59)	-0.0075*** (-2.63)	-0.0062*** (-2.66)	-0.0097*** (-2.72)
educpmedia (d)	0.0497***	- 0.00854***	-0.0136***	-0.0110***	-0.0165***

	(4.36)	(-4.10)	(-4.24)	(-4.36)	(-4.57)
educpsuper (d)	-0.286*** (-18.62)	0.0277*** (28.16)	0.0590*** (23.63)	0.0611*** (18.52)	0.138*** (13.97)
educmbsec (d)	-0.0121 (-1.17)	0.00194 (1.17)	0.00321 (1.17)	0.00268 (1.17)	0.00424 (1.16)
educmmedia (d)	-0.146*** (-10.62)	0.0199*** (12.37)	0.0357*** (11.42)	0.0322*** (10.45)	0.0579*** (9.28)
educmsuper (d)	-0.217*** (-14.15)	0.0252*** (19.30)	0.0490*** (16.48)	0.0473*** (13.97)	0.0951*** (11.41)
d1 (d)	-0.0108 (-0.70)	0.00172 (0.72)	0.00286 (0.71)	0.00240 (0.70)	0.00383 (0.69)
d2	-3.74e- 09*** (-5.13)	6.05e- 10*** (5.34)	9.98e- 10*** (5.27)	8.30e- 10*** (5.12)	1.31e- 09*** (4.85)
d3 (d)	0.0136 (1.10)	-0.00223 (-1.08)	-0.00364 (-1.09)	-0.00301 (-1.10)	-0.00468 (-1.12)
d4 (d)	0.0319** (2.09)	-0.00539** (-2.00)	-0.00869** (-2.05)	-0.00708** (-2.09)	-0.0108** (-2.16)
d5 (d)	0.0384* (1.87)	-0.00656* (-1.77)	-0.0105* (-1.82)	-0.00849* (-1.87)	-0.0128* (-1.96)
d6 (d)	-0.0305** (-2.18)	0.00474** (2.28)	0.00799** (2.23)	0.00679** (2.18)	0.0110** (2.11)
d7 (d)	-0.0451** (-2.44)	0.00686*** (2.60)	0.0117** (2.52)	0.0100** (2.44)	0.0166** (2.33)
d8 (d)	-0.0249 (-0.50)	0.00385 (0.52)	0.00650 (0.51)	0.00553 (0.50)	0.00901 (0.48)
d9 (d)	-0.0229 (-1.41)	0.00358 (1.46)	0.00600 (1.43)	0.00508 (1.41)	0.00821 (1.37)
d10 (d)	-0.039*** (-3.11)	0.00485*** (3.92)	0.00812*** (6.43)	0.00685*** (5.43)	0.0110*** (4.43)

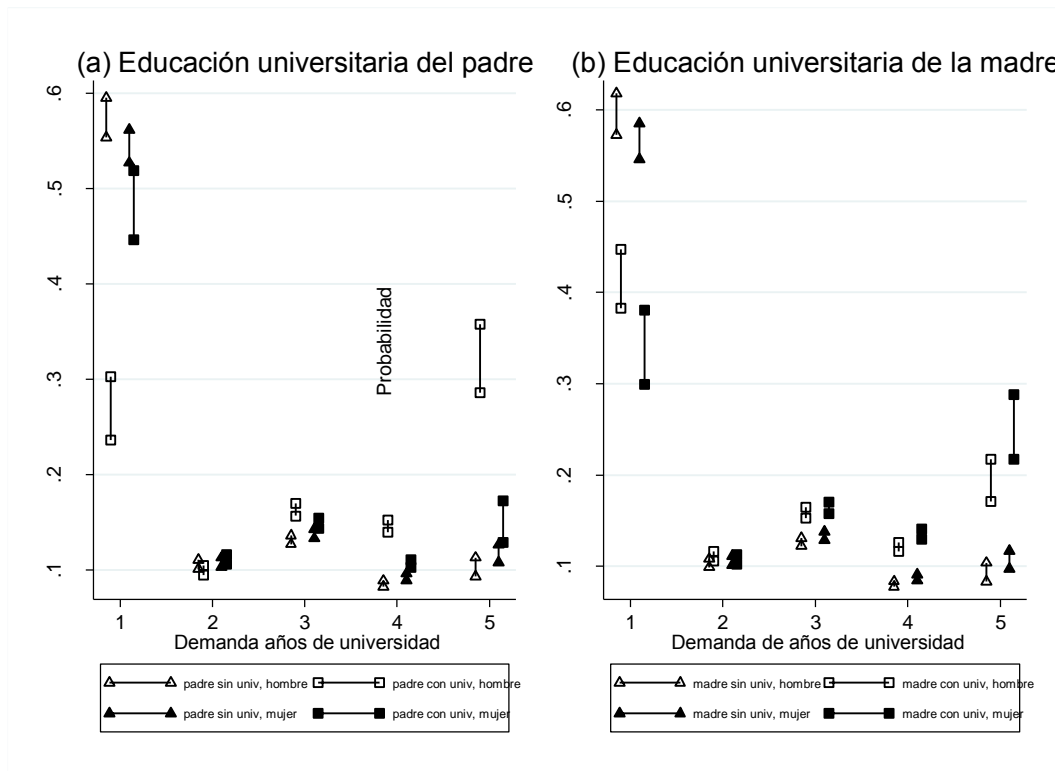
	(-2.88)	(2.96)	(2.92)	(2.88)	(2.82)
d11 (d)	-0.0416 (-1.28)	0.00625 (1.39)	0.0107 (1.33)	0.00925 (1.28)	0.0154 (1.21)
d12 (d)	0.0170 (1.10)	-0.00282 (-1.07)	-0.00459 (-1.09)	-0.00376 (-1.10)	-0.00580 (-1.12)
d13 (d)	0.0212 (1.58)	-0.00352 (-1.54)	-0.00572 (-1.56)	-0.00469 (-1.58)	-0.00723 (-1.62)
d14 (d)	-0.083*** (-4.58)	0.0119*** (5.30)	0.0210*** (4.90)	0.0186*** (4.58)	0.0324*** (4.15)
d15 (d)	0.146*** (14.41)	-0.0295*** (-11.35)	-0.0428*** (-12.87)	-0.0316*** (-14.25)	-0.0418*** (-17.18)
d16 (d)	-0.0173 (-1.26)	0.00274 (1.28)	0.00456 (1.27)	0.00384 (1.26)	0.00614 (1.24)
d17 (d)	0.106*** (8.37)	-0.0198*** (-7.28)	-0.0301*** (-7.85)	-0.0233*** (-8.38)	-0.0329*** (-9.32)
d18 (d)	-0.156*** (-8.18)	0.0194*** (11.01)	0.0365*** (9.40)	0.0343*** (8.23)	0.0656*** (6.90)

Fuente: Elaboración del autor basado en GEIH-DANE.

Nota: En paréntesis el estadístico t. La significancia estadística se observa con *** sig 99%, ** sin 95% y * sig 90%. Las variables D(*) son las interacciones del género (mujer=1) con las demás variables independientes.

En la figura 6 se presentan los intervalos de confianza para las probabilidades estimadas por genero según la educación universitaria de los padres. El mayor efecto de la educación de los padres se presenta en la obtención del título de bachillerato. Para la educación universitaria la educación de la madre afecta con mayor incertidumbre que la del padre y es mayor el efecto para quienes alcanzan 5 o más años de educación, en otras palabras para quienes logran terminar con éxito sus estudios. Igual efecto tiene tanto la educación universitaria del padre como el de la madre.

Figura 6. Intervalos de confianza para las probabilidades estimadas por género según la educación universitaria de los padres

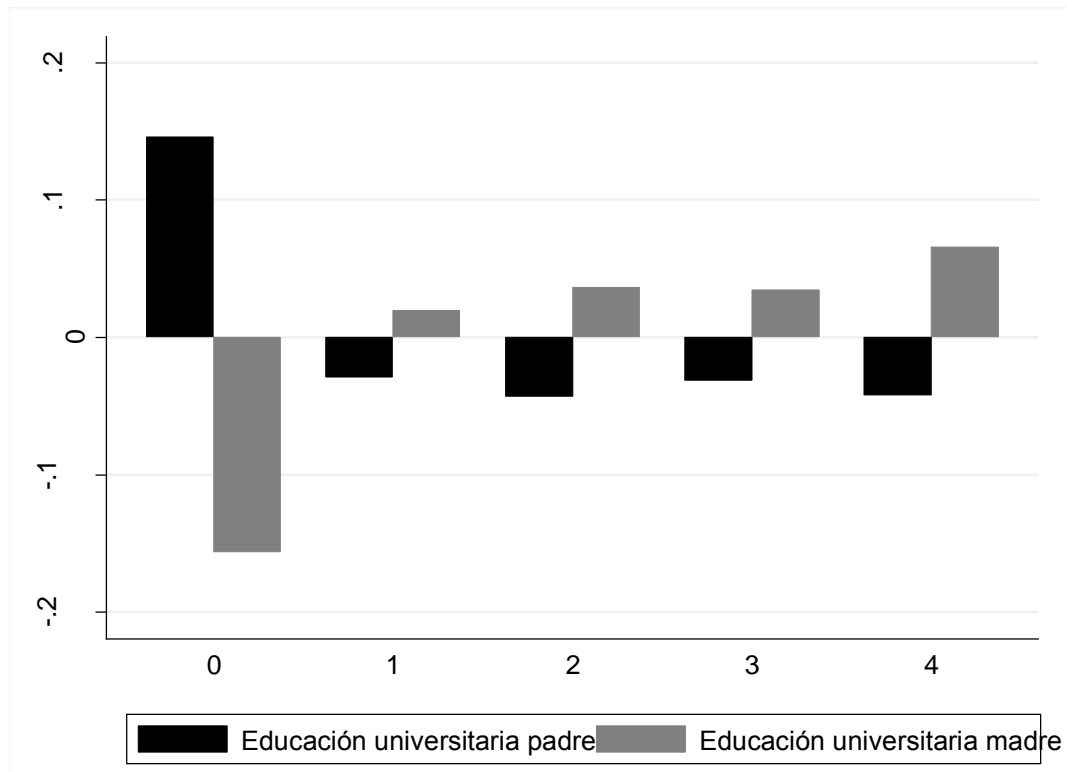


Fuente: Elaboración del autor basado en GEIH-DANE.

En la figura 7 se presentan los efectos de las interacciones por género de la educación universitaria de padre y madre en la probabilidad de demandar años de educación universitaria para los jóvenes colombianos entre los 15 y 30 años de edad. En este grafico se observa que el efecto para la obtención del título bachiller es contrario al de la educación universitaria.

Sin embargo, los efectos son diferentes para los jóvenes dependiendo si es el padre o la madre el que posee un título universitario. Adicionalmente, se puede observar que el efecto marginal de la interacción va creciendo a medida que la demanda de años de educación universitaria va aumentando. El mayor efecto se encuentra para la elección de cinco años o más de educación universitaria. La educación de los padres muestra cierta movilidad social de los jóvenes colombianos debido a que una alta educación de los padres, en especial de la madre afecta positivamente la educación de los hijos.

Figura 7. Efectos de las interacciones por género de la educación universitaria de padre y madre en la probabilidad de demandar años de educación universitaria para los jóvenes colombianos



Fuente: Elaboración del autor basado en GEIH-DANE.

6 Conclusiones y recomendaciones de política

De la estimación del modelo se pueden derivar las siguientes conclusiones: En primer lugar, los resultados van en la misma vía de los encontrados por González (2011), Gonzalez, Mora y Cuadros (2014) y Albert, Gonzalez y Mora (2013) quienes muestran en estudios previos del tema el cambio de signo del coeficiente que acompaña a la variable género, mostrando que las mujeres habían pasado de tener una influencia negativa a una estadísticamente positiva a la hora de demandar estudios universitarios en Colombia.

En segundo lugar, el hecho de haber estimado un modelo probit multinomial ordenado que tiene en cuenta la corrección del sesgo de selección muestral garantiza la validez estadística de los coeficientes y los efectos marginales estimados. Los estimadores del modelo son consistentes y eficientes asintóticamente.

En tercer lugar, las variables que caracterizan a los padres resultaron estadísticamente significativas para hombres y mujeres. La educación de los padres afecta de forma similar a los dos grupos.

Finalmente, las condiciones del hogar, número de miembros en el hogar y hermanos afectan más a los hombres que a las mujeres. Probablemente porque los hombres tienen mayores probabilidades de vincularse al mercado de trabajo para compensar la restricción presupuestaria que supone el tener un hogar grande. Los ingresos per cápita del hogar afectan más a las mujeres que a los hombres, probablemente esto pueda estar explicado por las particularidades del mercado de trabajo en Colombia con altos índices de informalidad, precariedad y subempleo. Por último, la región afecta a hombres y mujeres, probablemente residir en la capital del país con respecto a otra ciudad afecta a ambos grupos ya que en la ciudad se concentra el 60 por ciento de la oferta de educación universitaria del país.

Referencias

Albert, C. (2000). Higher education demand in Spain; the influence of labour market signals and family background. *Higher Education*, 40(2), p. 147-162.

Albert, C., Gonzalez, C. G. y Mora, J. J. (2013). Determinantes de la Demanda de Educación Universitaria en Colombia: 1980-2010". *Revista de Economía Institucional* v. 15, Segundo semestre. Universidad Externado de Colombia.

Becker, G. (1963). *El capital humano*. Madrid. Alianza editorial.

Bonilla, E. (1989). *La mujer en la universidad y en el mundo del trabajo*. Cuadernos CEDE. Universidad de los Andes, Bogotá.

Bonilla E., y Rodríguez, P. (1999). *Fuera del Cerco. Mujeres, Estructura y cambio social en Colombia*. Agencia Canadiense de Desarrollo Internacional, ACDI, Bogotá.

González, C. G. (2011). *Análisis económico de la demanda de educación universitaria en Colombia: Un análisis cuantitativo*. Tesis doctoral. Universidad de Alcalá, España.

Gonzalez, C. G. Mora, J. J. y Cuadros, A. F. (2014). Oportunidades educativas y características familiares en Colombia: un análisis por cohortes. *Revista de Economía del Rosario* v. 17 (1) Universidad del Rosario.

Greene, W, (2011). *Econometrics Analysis*. 7th. Prentice Hall.

Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econométrica*. 7(1). P. 42-68.

Manski, C. y Wise, D. (1983). *College Choice in America*. Harvard University Press. Cambridge, Massachusetts, an London England, P. 1-221.

Marcerano, O. y Navarro, M. (2001). Un análisis microeconómico de la demanda de educación superior en España. *Estudios de Economía Aplicada*. (19). P. 69-86.

Miranda, A. y Rabe-Hesketh, S. (2006). “Maximum likelihood estimation of endogenous switching and sample selection models for binary, ordinal, and count variables”. *Stata Journal*. 6(1). P. 285-308.

Valiente, A. (2003). La demanda de educación universitaria y el rendimiento privado de la educación en España. Secretariado de Publicaciones e Intercambio Editorial. Universidad de Valladolid.

Van de Ven, W. y Van Pragg B. (1981). “The demand for deductibles in private health insurance: A probit model with sample selection”. *Journal of Econometrics*. 17(1). P. 229–252.

White, H. (1980). Maximum likelihood estimation of misspecified models. *Econometrica* 50. P. 1–25.

White, H. (1982). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48.P 817–838.

Willis, R. Y Rosen, S. (1979). Education and Self -Selection, *Journal of Political Economy*. 87(5), p. 7-36.

Wooldridge, J. M. (2010). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 4th ed. Cincinnati, OH: South-Western.