

Estimación de las diferencias por género en la demanda de educación universitaria en Colombia: 1990 - 2010

CARLOS GIOVANNI GONZÁLEZ ESPITIA

Ph.D., Departamento de Economía. Universidad Icesi
cggonzalez@icesi.edu.co

El objetivo de este documento es analizar las diferencias por género en la demanda de educación universitaria en Colombia. El análisis se basa en los modelos microeconómicos de elección discreta Probit que son estimados de forma robusta y a los cuales se les incorpora la corrección del sesgo de selección muestral para garantizar la eficiencia y consistencia de los estimadores. Los datos utilizados son cortes transversales provenientes de la Encuesta de Hogares de Colombia realizada por el

Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE) para los años 1995, 2000, 2005 y 2010. Los principales resultados muestran diferencias 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 afectan a hombres y mujeres de forma diferente.

Keywords: Educación, demanda de educación, género.

1. INTRODUCCIÓN

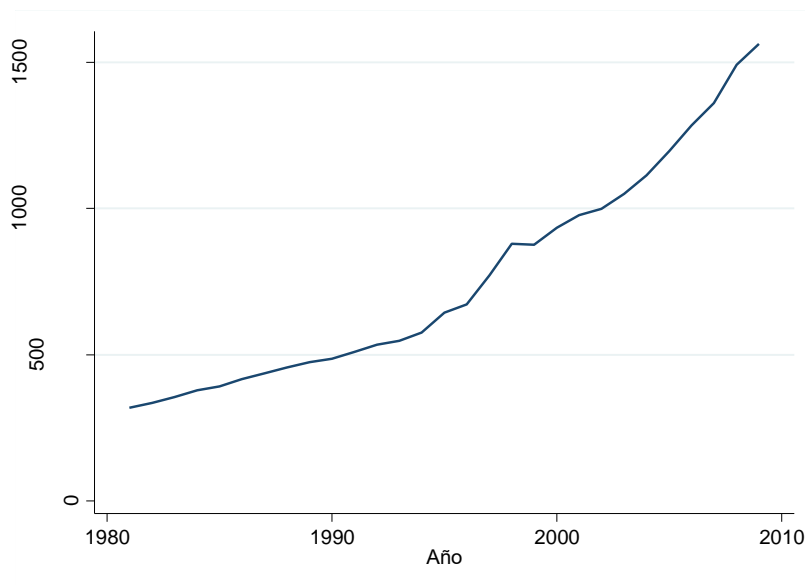
El estudio económico de la demanda de educación es uno de los temas más interesantes en el ámbito de la economía de la educación y empezó a extenderse por los países en desarrollo después de la formalización de la teoría del capital humano escrita por Becker (1963). Este desarrollo teórico ha sido fundamental 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 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 en la legislación y también con cambios culturales, 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.

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 1981 hasta 2010. 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. Como se observa, 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 universitaria, la cual ha pasado de tener 271.680 alumnos matriculados en 1980 a cerca de 1.691.797 para el año 2010, un aumento en la matrícula superior de un millón y medio de jóvenes. Por otro lado, se puede observar cómo esta tendencia creciente se interrumpe por la crisis económica del año 1999, lo que evidencia que la demanda de educación superior es muy sensible a los *shocks* externos derivados de cambios en las reglas de juego o institucionales, y a cambios bruscos del ciclo económico como los periodos de crisis.

La Figura 1 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.

Figura 1. Evolución de la matrícula en educación superior 1980-2010



Fuente: Ministerio de Educación Nacional (MEN).

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 2010. Este cambio es importante en una población como la colombiana, con 45 millones de habitantes y con una pirámide poblacional 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).

Una de estas desigualdades son las diferencias por género que se presentan en la evolución de la demanda de educación universitaria en el país. En el siguiente apartado se describen estas diferencias entre hombres y mujeres teniendo en cuenta los microdatos de la Encuesta de Hogares de Colombia para el periodo entre 1980 y 2005.

2. DIFERENCIAS POR GÉNERO EN LA EXPANSIÓN DE LA DEMANDA DE EDUCACIÓN UNIVERSITARIA

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. De ahí que el objetivo de este apartado sea el análisis por género para cada uno de los niveles de educación considerado para los jóvenes entre los 17 y 31 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:

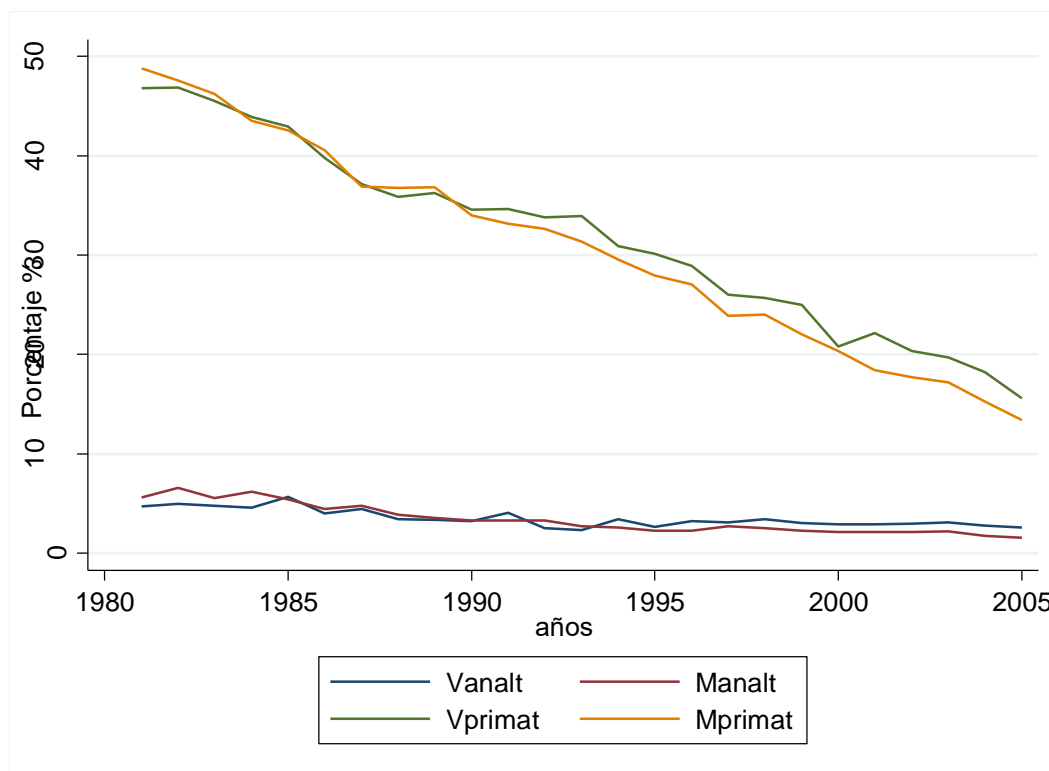
Demanda de años de educación: es el nivel de estudios en curso o terminado por los jóvenes entre 17 y 31 años de edad.

Demanda de títulos de educación: es el máximo nivel de estudios terminados por los jóvenes entre los 17 y 31 años de edad.

A continuación, en este apartado se presentan: primero, la evolución del porcentaje de varones y mujeres, cuya demanda por título corresponde al nivel de estudios más bajos, analfabetos/sin estudios y primaria. Segundo, se analiza la evolución del porcentaje de hombres y mujeres que tienen una demanda de bachillerato. Tercero, se compara la evolución de los jóvenes con demanda de estudios universitarios. Y finalmente, se comparan la evolución del porcentaje de jóvenes según las dos definiciones de demanda, para los estudios universitarios.

En la figura 2 se presentan las diferencias entre varones y mujeres para los dos primeros niveles (analfabetos/sin estudios y primaria), para los jóvenes que tienen demanda por títulos, ya que las dos definiciones de demanda de educación son casi idénticas para estos dos niveles. Se observa que el porcentaje de varones y de mujeres que están en el nivel de analfabetos/sin estudios es prácticamente el mismo y su tendencia es levemente decreciente.

Figure 2. Porcentaje de los varones y las mujeres cuya demanda por títulos corresponde a estudios de primaria y analfabetos/sin estudio



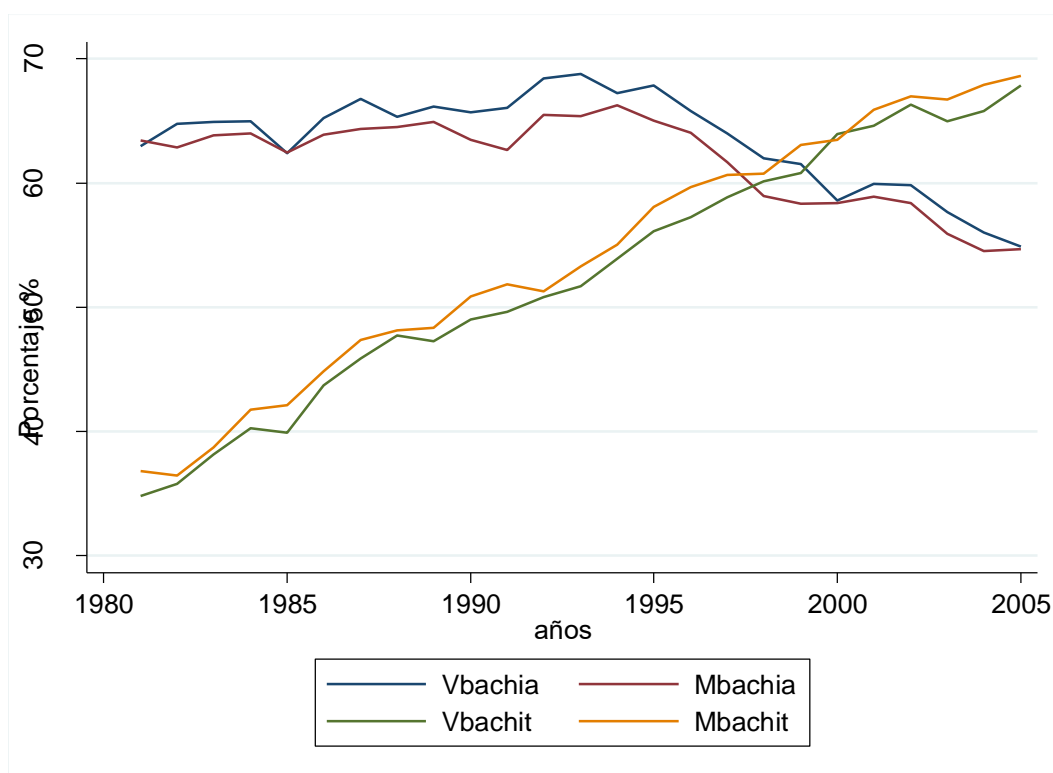
Fuente: Elaboración propia, con datos de la Encuesta de hogares de Colombia, DANE. Nota: varones analfabetos/sin estudios (Vanalt), varones con primaria (Vprimat), mujeres analfabetas/sin estudios (Manalt) y mujeres con primaria (Mprimat).

Para la demanda de primaria en 1981 era mayor el porcentaje de mujeres que el de varones (48,83 y 46,79 por ciento, respectivamente); esta tendencia se conserva si se compara con el año 2005, año en el cual el porcentaje es 15,62 y 13,40 por ciento, respectivamente. Las series de demanda de primaria para varones y mujeres tienen una tendencia descendente pasando de aproximadamente un 50 por ciento para ambos géneros en 1981 a menos del 20 por ciento para el año 2005.

La figura 3 muestra las diferencias por género para la demanda por títulos y años de educación de bachillerato. Las series de demanda por años de educación en este nivel de estudios son superiores en ambos sexos hasta el año 1999, y a partir de este año, el porcentaje de jóvenes con demanda por títulos es mayor que la de años de educación para ambos sexos. En esta serie no existen diferencias importantes por género para ser resaltadas, pues prácticamente las series por género siguen la misma evolución.

La demanda por títulos presenta para el período de estudio una fuerte tendencia creciente, tanto que en 1981 era de aproximadamente 35 por ciento para ambos géneros, mientras para el año 2005 fue del 70 por ciento.

Figure 3. Porcentaje de los varones y las mujeres cuya demanda por títulos corresponde a estudios de bachillerato

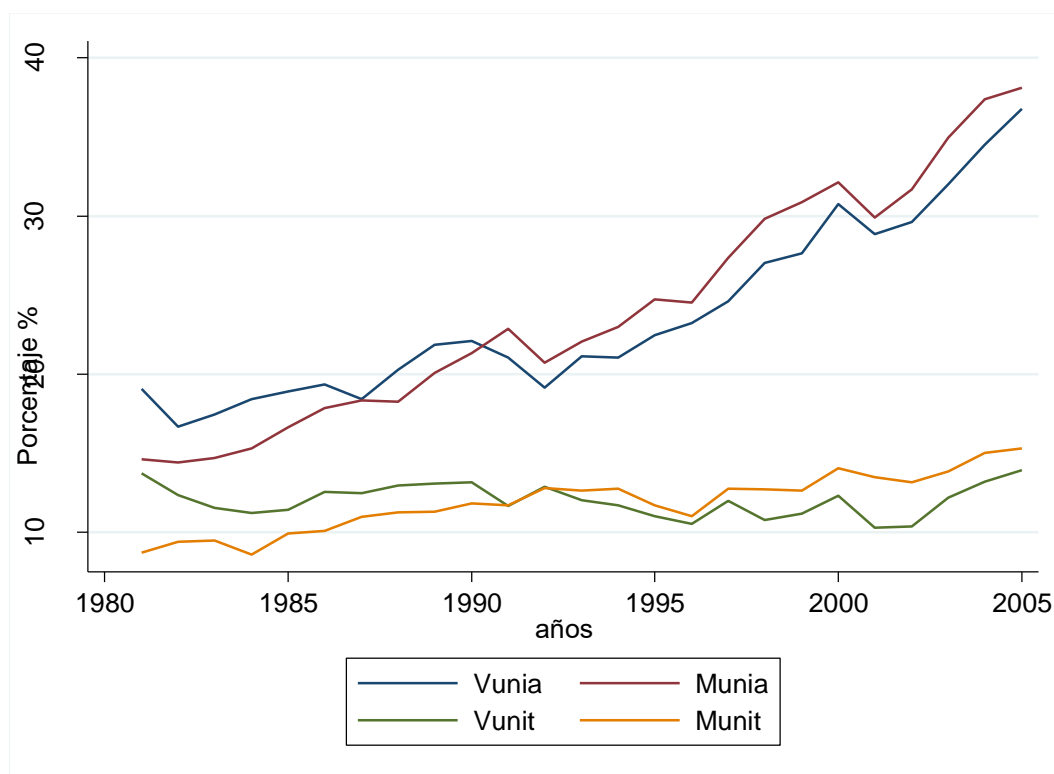


Fuente: Elaboración propia, con datos de la Encuesta de hogares de Colombia, DANE. **Nota:** varones años de bachillerato (Vbachia), varones con título de bachillerato (Vbachit), mujeres años de bachillerato (Mbachia) y mujeres con título de bachillerato (Mbachit).

Por otra parte, en la figura 4 se presenta la evolución por género de la demanda por títulos y años del nivel de estudios universitarios para los jóvenes entre 17 y 31 años de edad. Desde el

año 1981 hasta el año 1990, prácticamente la serie de los varones es mayor que la de las mujeres, tanto para la demanda por títulos como para la demanda por años de educación. Pero a principios de la década de los noventa se invierte esta distribución y las mujeres aumentan su participación por encima de la de los varones durante el resto de años de la serie. Este gráfico muestra la importancia de la mujer en la demanda de educación universitaria. Durante toda la década de los noventa y para los primeros años del siglo XXI, su peso porcentual ha sido mayor que el de los varones. Para el año 2005 la demanda por años de educación era para mujeres y varones de 38,11 y 36,76 por ciento, respectivamente. Mientras que la demanda por títulos de educación era de 15,29 y 13,93 por ciento, respectivamente. En este caso la diferencia entre mujeres y hombres se ha mantenido aproximadamente en un 2 por ciento. Como ya se mencionó anteriormente, la demanda por títulos de universidad aumenta levemente, mientras que la demanda por años de educación tiene una tendencia creciente. Este comportamiento puede estar dado debido a la existencia de mayores posibilidades de acceder a la universidad, que de finalizar con éxito los estudios en este nivel de educación. En un estudio más profundo se debería analizar la deserción, el logro educativo, el abandono temprano, el fracaso escolar y las causas de todos ellos, así como la persistencia por la consecución del título universitario.

Figure 4. Comparación entre la demanda por títulos y la demanda por años de estudios universitarios

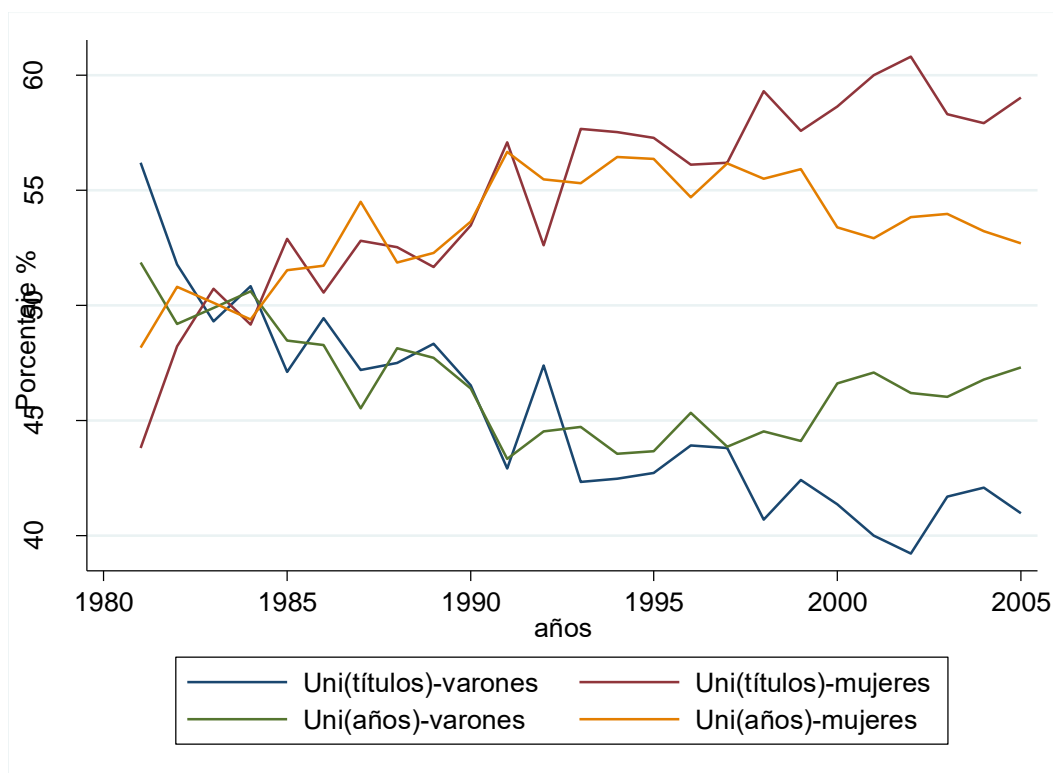


Fuente: Elaboración propia, con datos de la Encuesta de hogares de Colombia, DANE. Nota: varones años universidad (Vunia), varones con título universitario (Vunit), mujeres años universidad (Munia) y mujeres con título universitario (Munit).

La figura 5, último gráfico de diferencias por género, 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 varones 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.

Figure 5. Distribución por sexo de los jóvenes de 15 a 30 años de edad según su demanda de títulos y años de estudios universitarios



Fuente: Elaboración propia, con datos de la Encuesta de hogares de Colombia, DANE. Nota: Varones con título universitario (Uni(títulos)-varones), varones con años de universidad (Uni(años)-varones), mujeres con título universitario (Uni(títulos)-mujeres) y mujeres con años de universidad (Uni(años)-mujeres)

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. Lo anterior puede estar evidenciando un proceso de desigualdad en las oportunidades educativas de ambos géneros.

3. METODOLOGÍA ECONOMETRICA Y DATOS

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 robustos que fueron estimados en el capítulo 3 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.

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, que en este caso es la ecuación de selección:

$$Y_{1i} = Y_{1i}^* = W_{1i} \beta_1 + \varepsilon_{1i} \quad (1)$$

Donde Y_{1i}^* es una variable aleatoria no observable que representa la utilidad que proporciona al individuo invertir en educación, específicamente en alcanzar el título de bachiller. Por lo que se puede definir una variable aleatoria discreta Y_{1i} que refleja la elección:

$$Y_{1i} = \begin{cases} 0 & \text{si el joven está cursando el bachillerato, un nivel inferior o sin estudios.} \\ 1 & \text{si tiene acabados los estudios de bachiller pero no va a la universidad.} \end{cases}$$

Además, W_{1i} es el vector de características individuales, β_1 es el vector de coeficientes asociados al modelo y ε_{1i} es el término de error aleatorio que se distribuye según una normal $[0, \sigma_1^2]$.

En una segunda etapa se estima la ecuación de interés, que en este caso es la elección por adquirir educación universitaria.

$$Y_{2i} = Y_{2i}^* = W_{2i} \beta_2 + \varepsilon_{2i} \quad (2)$$

Donde Y_{2i}^* es una variable aleatoria no observable, que representa la utilidad que proporciona al individuo invertir en educación universitaria. Se puede definir una variable aleatoria discreta Y_{2i} que refleja la elección:

$$Y_{2i} = \begin{cases} 0 & \text{si tiene acabados los estudios de bachillerato pero no va a la universidad.} \\ 1 & \text{si tiene acabados los estudios de bachillerato y tiene algún año de educación universitaria o ya termino sus estudios universitarios.} \end{cases}$$

Igualmente, W_{2i} es el vector de características individuales, β_2 es el vector de coeficientes asociados al modelo y ε_{2i} es el término de error aleatorio que se distribuye según una normal $[0, \sigma_2^2]$. El vector de variables explicativas estará determinado por características propias del individuo como el género, características de los padres como su educación y situación laboral, características del hogar como el número de hermanos menores de 16 años y el tamaño de la familia, el ingreso del hogar y la región, entre otros controles incluidos en la estimación.

Sin embargo, entre las variables explicativas hay algunas que condicionan la demanda tanto por el título de bachiller como de educación universitaria. Por ello, si existen características no observables (sesgo de selección muestral y/o omisión de variables relevantes correlacionadas

con las explicativas incluidas en la regresión) que afectan las dos decisiones, puede haber correlaciones entre las mismas. Si esto resulta cierto, existiría un sesgo en los estimadores que se podría resolver efectuando la estimación de forma conjunta. Al tomar la esperanza matemática condicional de la ecuación (2), que representa la ecuación de interés, se tiene:

$$E(Y_{2i} | Y_{2i}^*, W_{1i}'\beta_1 + \varepsilon_{1i} > 0) = W_{2i}'\beta_2 + E(\varepsilon_{2i} | W_{2i}, W_{1i}'\beta_1 + \varepsilon_{1i} > 0)$$

Asumiendo que ε_{1i} y ε_{2i} sigue una distribución normal bivalente $[0,0,1,1,\rho]$, representando ρ el coeficiente de correlación entre ambos términos de error aleatorio, puede escribirse (Greene, 2011):

$$E(\varepsilon_{2i} | W_{2i}, W_{1i}'\beta_1 + \varepsilon_{1i} > 0) = \sigma_2 \rho \lambda_2$$

Si se realiza la normalización $\sigma_2 = 1$, resulta:

$$E(\varepsilon_{2i} | W_{2i}, Y_{1i}^* > 0) = \rho \lambda_1$$

Así, el parámetro λ_1 se interpreta como el término de corrección del sesgo de selección muestral y se puede escribir de la siguiente forma:

$$\lambda_1 = \frac{\phi(W_i'\beta)}{1 - \phi(W_i'\beta)}, \text{ si } Y_1 > 0, \text{ y } \lambda_1 = \frac{-\phi(W_i'\beta)}{\phi(W_i'\beta)}, \text{ si } Y_1 \leq 0$$

Donde ϕ representa la función de distribución normal acumulativa. Y así, según $E(\varepsilon_{2i} | W_{2i}, Y_{1i}^* > 0) = \rho \lambda_1$, el modelo por estimar tendría la forma de un modelo Heckprob:

$$Y_{2i} = W_{2i}'\beta_2 + \rho\lambda_1 + \zeta_{2i} > 0 \tag{3}$$

Donde, en la ecuación de interés aparece el término de corrección del sesgo de selección muestral λ_1 . Por lo tanto, la ecuación de selección vendría definida por:

$$W_{1i}'\beta_1 + \zeta_{1i} > 0 \tag{4}$$

Donde además se deben cumplir los siguientes supuestos sobre el comportamiento del término de error aleatorio asociado a la ecuación de interés (4.3), así como de la ecuación de selección (4.4).

$$\begin{aligned}\zeta_{1i} &\approx N(0,1) \\ \zeta_{2i} &\approx N(0,1) \\ \text{corr}(\zeta_{1i}, \zeta_{2i}) &= \rho\end{aligned}$$

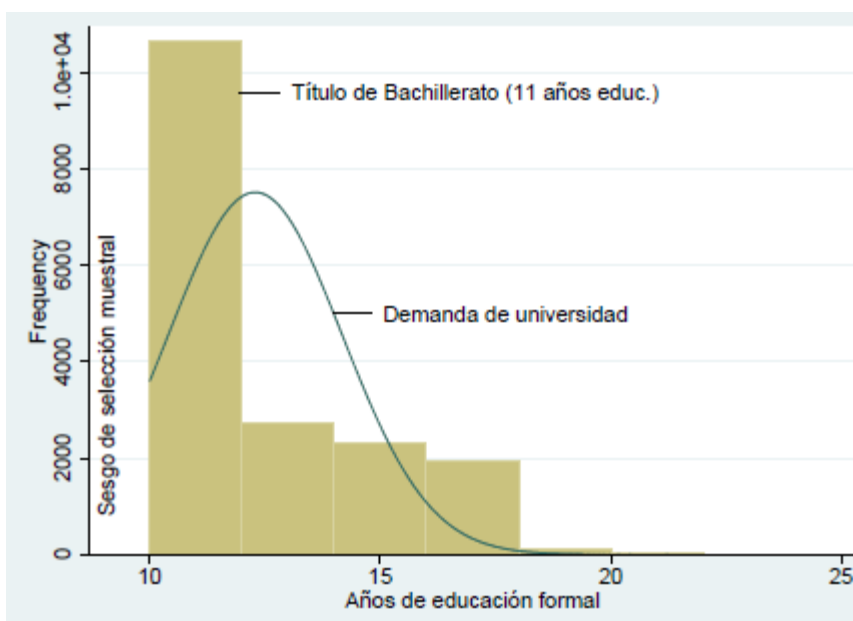
Finalmente, cuando existe correlación $\rho \neq 0$ los estimadores de los modelos probit univariantes son sesgados e inconsistentes, mientras que la estimación del modelo Heckprob provee estimadores consistentes y asintóticamente eficientes para la ecuación de interés (Wooldridge, 2010). La estimación del modelo se puede realizar de forma robusta con la corrección a la matriz de varianzas y covarianzas propuesta por White (1980 y 1982), que permite obtener errores estándar robustos y resolver el problema de heteroscedasticidad presente por lo general en datos de corte transversal. Por otro lado, la interpretación de los coeficientes no se puede hacer de la forma convencional, por lo que es necesario calcular el efecto marginal evaluado en la media y la probabilidad condicional de que ocurra la elección.

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.

4. PRINCIPALES RESULTADOS

Entre los principales resultados encontrados destaca la evidencia sobre la existencia del sesgo de selección muestral. En la figura 6 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 demandar años de educación universitaria.

Figura 6 Sesgo de selección muestral en la demanda por años de educación universitaria



Fuente: Elaboración propia.

Los modelos de demanda de años de educación universitaria se estimaron en dos periodos en 1990 y 2010. 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. Uno de los principales resultados es el aumento en las mujeres de la probabilidad condicionada a las características del individuo promedio que aumentó de 1990 a 2010 en 16 puntos porcentuales. Mientras que para los hombres en el mismo periodo tan sólo aumento en 4 puntos porcentuales. Es importante resaltar que las mujeres jóvenes en Colombia no sólo aumentaron su probabilidad de demandar educación universitaria sino que también superaron la probabilidad promedio que tienen los hombres en el año 2010.

Tabla 1 Efectos marginales y las probabilidades condicionadas en media

	Mujeres		Hombres	
	1990	2010	1990	2010
Relación familiar				
No es hijo	-0.01	-0.01	-0.02*	-0.02*
Educación de los padres				
Padre bachiller	0.031	0.173***	0.047***	0.114***
Padre universitario	0.314***	0.378***	0.256***	0.301***
Madre bachiller	0.052	0.096***	0.177***	0.115***
Madre universitaria	0.352***	0.417***	0.433***	0.329***
Actividad de los padres				
Padre desempleado	-0.082*	-0.068*	-0.015***	-0.012**
Padre inactivo	-0.006	-0.010	-0.074***	-0.163**
Madre desempleada	-0.126*	-0.007*	-0.056***	-0.051**
Madre inactiva	-0.029	0.007	0.003***	0.001
Tamaño del hogar				
4 personas	0.097	0.053	0.003***	0.019*
5 personas	0.136*	0.058**	-0.048***	0.069**
>6 personas	0.199*	-0.081**	-0.026***	-0.028***
Hermanos <16 años				
1 hermano < 16	-0.125***	-0.164***	-0.184***	-0.141***
2 hermanos < 16	-0.226***	-0.254***	-0.256***	-0.230***
>3 hermanos < 16	-0.229***	-0.320***	-0.336***	-0.247***
Ingresos del hogar				
Ingreso per cápita	0.123*	0.158***	0.065***	0.045***
Región				
Bogotá D.C.	0.041***	0.014***	0.007***	0.045***
<i>Rho/ss</i>	0,864*	0,9153**	0,852*	0,9163**
<i>Prob (Y=1 X=media)</i>	18.71%	34.83%	29.44%	33.14%
<i>% Predicciones correctas</i>	64.21%	70.93%	67.04%	70.25%

Fuente: Cálculos del autor.

Existen diferencias significativas entre hombres y mujeres en la demanda de años de educación universitaria, pero también existen diferencias estadísticamente significativas entre las mismas mujeres y entre el grupo de los hombres. Por lo que en conclusión general se puede 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 por la desigualdad en las oportunidades educativas que existen en todo el país y por la inequidad regional.

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

5. CONCLUSIONES

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), quien muestra en un estudio previo 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 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. Sin embargo, para las mujeres la actividad económica de los padres que en 1990 no era estadísticamente importante pasó a ser relevante en 2010.

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 por igual a hombres y mujeres, probablemente residir en la capital del país afecta a ambos grupos por igual ya que en la ciudad se concentra el 60 por ciento de la oferta de educación superior 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.
- Becker, G. (1963). *El capital humano*. Madrid. Alianza editorial.
- González, C. G. (2011). Análisis económico de la demanda de educación universitaria en Colombia: Un análisis cuantitativo. Tesis doctoral. Universidad de Alcalá, España.
- Greene, W. (2011). *Econometrics Analysis*. 7th. Prentice Hall.
- Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometría*. 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.