



Un análisis del gasto en educación de los hogares en Paraguay: sesgos por género, brechas por idioma, y el acceso a la educación

An analysis of household education expenditure in Paraguay: gender biases, language gaps, and access to education

Lyliana Gayoso de Ervin (*) y Paul Ervin (**)

(*) Economista Senior, Secretaría Técnica de Planificación (STP), Asunción, Paraguay.

E-mail: lgayoso@stp.gov.py

(**) Investigador, Instituto Desarrollo, Asunción, Paraguay. E-mail: paervin@gmail.com

Recibido: 22/09/16; Aceptado: 8/11/16

DOI: 10.18004 / pdfce / 2076-054x / 2016.022 (43) 013-024

Resumen

Las desigualdades en el rendimiento educativo en Paraguay por diferencias geográficas, género e idioma han sido bien documentadas. Pero poco se sabe sobre el patrón de gasto en educación de los hogares en Paraguay. Utilizando la Encuesta de Ingresos y Gastos 2011/2012, este estudio investiga los sesgos de género en la asignación del gasto educativo en los hogares, así como también las brechas en el nivel de gasto en educación entre los hogares utilizando un marco de regresión unificado. Se especifica un modelo Working-Leser para estimar una curva de Engel que describe el gasto en educación de los hogares como función del gasto total y otras características de los hogares. No se encontró evidencia de sesgo de género en el gasto de educación de los hogares. Las brechas en el gasto en educación por idioma del hogar no son estadísticamente significativas después de controlar por los recursos del hogar y la ubicación geográfica, pero la brecha rural-urbana persiste. Las elasticidades medias del gasto educativo estimadas sugieren que la educación es un bien de lujo. Sin embargo, el modelo también sugiere que un aumento de los recursos del hogar no va a eliminar las diferencias en los gastos de educación sin mejorar también la calidad y el acceso a educación. Este es el único estudio

conocido que documenta que la educación, independientemente de la condición socioeconómica, es un bien de lujo en Paraguay, y que proporciona evidencia empírica de una reversión del gasto en educación pro-hombre hacia las mujeres.

Palabras clave: economía de la educación, curva de Engel, elasticidad de la educación, estatus socioeconómico

Abstract

Inequalities in educational achievement in Paraguay have been well-documented by geographic location, gender, and language. But little is known about the pattern of household education expenditure in Paraguay. Using the 2011/2012 "Encuesta de Ingresos y Gastos," this study investigates household gender biases within households in allocating educational expenditure, as well as gaps between households in the level of education expenditure in Paraguay using a unified regression framework. A working-Leser model is specified to estimate an Engel curve, which describes a household's education expenditure as a function of total expenditure and other household characteristics. No evidence of gender bias in household education expenditure was found. Gaps in education expenditure by language spoken in

the household are not statistically significant after controlling for household resources and geographic location, but the rural-urban gap in educational expenditure remains. The estimated total education expenditure elasticities suggest that education is a luxury good. However, the model also suggests that increasing household resources alone will not eliminate gaps in educational expenditure without also improving education quality and access. This is the only known study documenting that education, regardless of socioeconomic status, is a luxury good in Paraguay. It also provides empirical evidence that household's may be shifting from a pro-male to a pro-female bias in education expenditure.

Key words: economics of education, Engel curve, education elasticity, socioeconomic status

Introducción

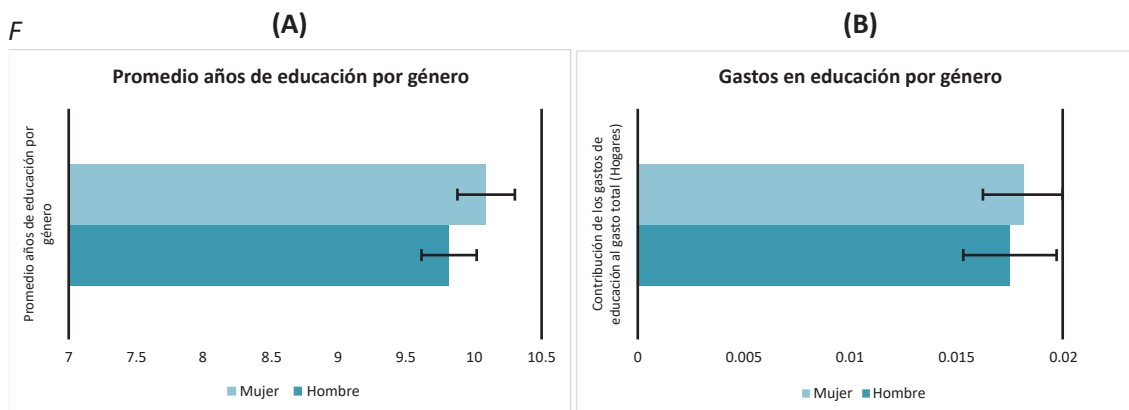
La inversión en educación sigue siendo un tema fundamental en la agenda de desarrollo. Los gobiernos de países en desarrollo en las últimas décadas han realizado grandes esfuerzos para mejorar los sistemas educativos, incrementar el nivel de educación, y mejorar la calidad de la educación. Estos esfuerzos han sido reflejados en mejoras en términos de tasas de matriculación universal en la escuela primaria en numerosos países (Glewwe & Kremer, 2006). No obstante, muchos países en desarrollo todavía sufren de altas inequidades en la distribución del ingreso, y de un importante número de familias en situación de extrema pobreza, lo que incide en cómo y cuánto gastan los hogares en educación, limitando muchas veces las oportunidades de escolaridad de sus miembros (Wongmonta & Glewwe, 2016). Esta situación a su vez tiene consecuencias en el desarrollo de los países, ya que los niveles educativos afectan a la productividad de los trabajadores, y por ende a sus ingresos y al crecimiento económico. Gran parte de la literatura ha demostrado que en ciertos países la asignación del gasto

en educación dentro de los hogares favorece a los hombres (Deaton, 1989; Wongmonta & Glewwe, 2016). Sin embargo, existen algunas excepciones, como en el caso de Sri Lanka (Himaz, 2010), en donde se ha observado favoritismo hacia la mujer. Además de este sesgo por género, otras líneas de investigación han denotado la existencia de diferencias en resultados educativos por diferencias en el idioma (Corvalan, 1984; Patrinos, Velez, & Psacharopoulos, 1994; Gayoso de Ervin, 2016), así como también por área de residencia. Es importante entender estas diferencias en los gastos en educación, ya que las mismas pueden derivar brechas educativas, dando lugar a la persistencia de la transmisión intergeneracional de la pobreza.¹ Además, dado que uno de los Objetivos de Desarrollo Sostenible es el de garantizar una educación inclusiva, equitativa y de calidad y promover oportunidades de aprendizaje durante toda la vida para todos, es importante entender a profundidad cómo y cuánto los hogares gastan en educación, así como también comprender como se asignan los gastos de educación dentro del hogar y entre hogares y si existen sesgos, de manera a que las políticas educativas y políticas públicas en general puedan ser diseñadas e implementadas más efectivamente en consecución de este objetivo.

La literatura en gastos de educación se ha concentrado en países en desarrollo, particularmente del este asiático, sin embargo, pocos estudios han analizado el caso de países latinoamericanos de forma rigurosa, como Paraguay. En lo que respecta al análisis del sesgo de gastos en educación por género, existe solo un estudio previo, el de Masterson (2012). Entre los resultados más relevantes de este estudio, Masterson (2012) encontró cierto sesgo o favoritismo hacia los hombres, en base a la Encuesta de Ingresos y Gastos del 2001/2002.

¹ Estudios han demostrado que la educación de los padres tiene efectos directos e indirectos sobre la educación de los hijos a través de diferentes canales (Lillard & Willis, 1994), por lo que los hijos de padres menos educados tienen mayores probabilidades de obtener niveles de educación bajos, e ingresos bajos.

Figura 1. Promedio de Años de Educación y Gastos en Educación por Género.



Fuente: Elaboración propia con datos de la EIG 2012.

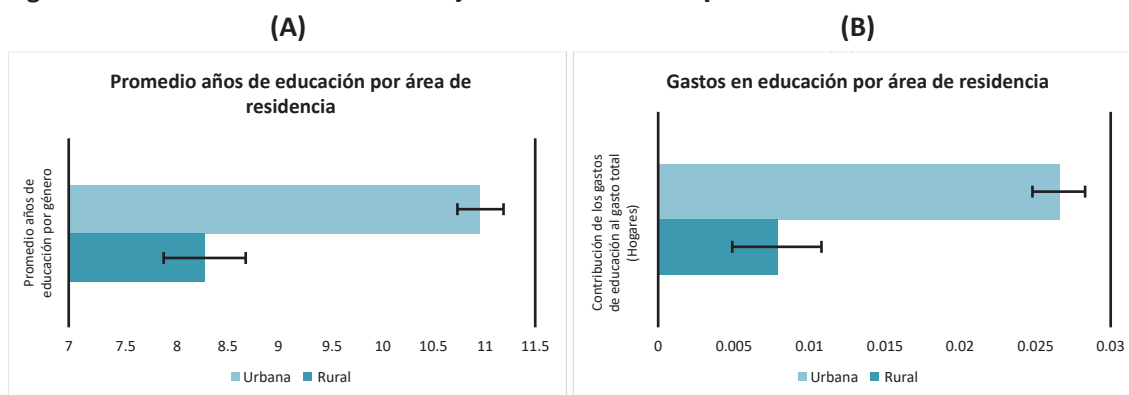
Notas: Las bandas negras indican los intervalos de confianza al 95%. En el panel A, la muestra es restringida a personas de entre 15 y 40 años. En el panel B, se consideran hogares con al menos un hijo en edad escolar.

Sin embargo, datos más recientes sugieren que la brecha de años de estudio entre mujeres y hombres favorece a las mujeres, tal como se observa en la Figura 1.A.

Sumado a esto, los gastos en educación como porcentaje del gasto total parecen indicar cierto favoritismo hacia las mujeres en la asignación de gastos dentro del hogar (ver Figura 1.B). Estos datos podrían estar reflejando que el favoritismo hacia los hombres en la asignación del gasto de educación o el gasto pro-hombre observado en años anteriores se ha revertido. En base a estas observaciones, surge el cuestionamiento de si existen o no diferencias por género en la asignación de gastos dentro de los hogares en Paraguay, y si existen, cual es la dirección del sesgo.

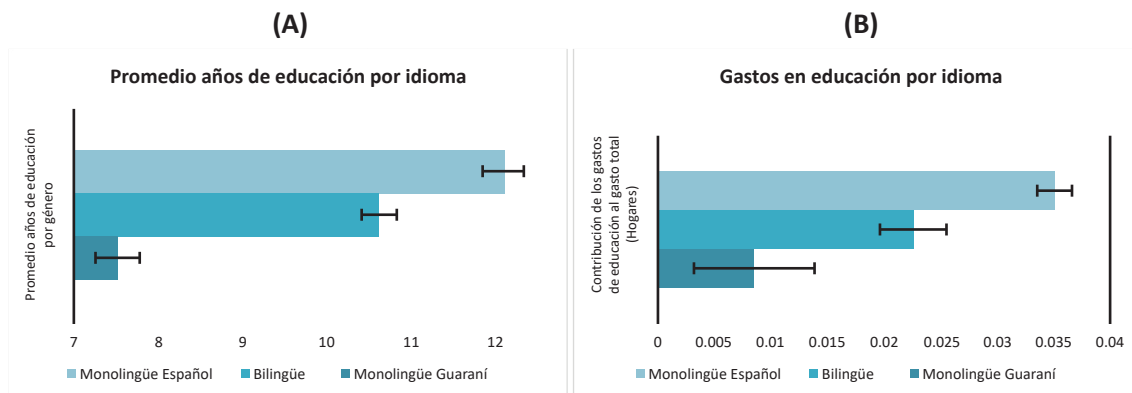
Además de la importancia de analizar la equidad de género en los gastos en educación, en Paraguay se observan otros dos grupos vulnerables, los que se dan por área de residencia y por diferencias en el idioma hablado. En este sentido, las estadísticas del país indican que existe una brecha significativa en el promedio de años de educación entre los residentes de áreas urbanas y rurales, como se observa en la Figura 2.A. Esta figura denota que, en promedio, los residentes (mayores de 15 años) de áreas urbanas obtenían cerca de 11 años de educación, en tanto que los residentes de áreas rurales obtenían poco más de 8 años de educación en el año 2012. La Figura 2.B, por su parte, denota el porcentaje promedio de gas-

Figura 2. Promedio de Años de Educación y Gastos en Educación por Área de Residencia.



Fuente: Elaboración propia con datos de la EIG 2012. Las bandas negras indican los intervalos de confianza al 95%. En el panel A, la muestra es restringida a personas de entre 15 y 40 años.

Figura 3. Promedio de Años de Educación y Gastos en Educación por Idioma.



Fuente: Elaboración propia con datos de la EIG 2012.

Notas: Las bandas negras indican los intervalos de confianza al 95%. En el panel A, la muestra es restringida a personas de entre 15 y 40 años.

tos de educación de los hogares por área de residencia (como % del gasto total), reflejando una brecha significativa en las preferencias de los hogares por educación entre residentes de áreas urbanas y rurales. A la luz de estos datos surge el cuestionamiento de si existen realmente diferencias en las preferencias por educación entre áreas urbanas y rurales, y cuáles son los determinantes de estas diferencias. Por otra parte, los datos también demuestran la existencia de una brecha importante en el promedio de años de educación por idioma hablado. En este sentido, Paraguay es un país bilingüe, con dos idiomas oficiales: el español y el guaraní, cada uno con características intrínsecas.² Como se observa en la Figura 3.A, el promedio de años de educación para monolingües español es de 12 años, mientras que para los monolingües guaraní el promedio llega a 7,5 años. En la Figura 3.B, se observan patrones similares en el porcentaje promedio de gastos de educación de los hogares por idioma. Ya que la inversión en educación es un indicativo de las preferencias de los hogares, puede ser el caso de que estas diferencias en las preferencias den lugar a las brechas observadas.

2 Mientras que el español ha sido el idioma dominante en los sectores formales, así como el idioma de instrucción (desde tiempos coloniales), y se habla principalmente en las zonas urbanas, el guaraní es un idioma nativo cuyos hablantes viven principalmente en las zonas rurales. Además, a pesar de su naturaleza indígena, el guaraní es hablado no solo por indígenas sino por la población en general (Gynan, 1998).

Diferentes autores han denotado la existencia de brechas por idioma hablado en años de educación y salarios (Patrinos, Velez, & Psacharopoulos, 1994; Gayoso de Ervin, 2016), así como también en los logros de aprendizaje (Corvalan, 1984; Gayoso de Ervin, 2016). Sin embargo, no existen estudios que analicen las diferencias en la asignación de gastos y los determinantes del mismo en hogares que hablan diferentes idiomas.

El análisis de la asignación de los gastos del hogar permite entender las preferencias de los hogares por la inversión en educación dentro del hogar, así como también entre hogares. Sin embargo, se debe también tener en cuenta de que el gasto en educación está relacionado al acceso de educación, por lo que incluso, a pesar de que el hogar desee invertir más en educación, éste puede estar limitado por el número de escuelas en su área, así como las opciones de escuelas disponibles. El objetivo de este estudio es el de dar respuesta al cuestionamiento de si existen diferencias por género, idioma o área de residencia en la asignación del gasto en educación de los hogares el Paraguay, así como también identificar los factores determinan tal asignación. Este estudio contribuye a la literatura al extender el trabajo de Masterson (2012) para establecer si existen o no sesgos por género en la asignación de gasto en educación en Paraguay, y además al extender el análisis a otros dos grupos vulnerables en el país.

El resto de este documento se divide de la siguiente forma: en la siguiente sección se presenta una breve descripción de la muestra utilizada en este estudio, así como también el modelo empírico a ser utilizado. Luego, se presentan los resultados obtenidos y se discuten los puntos más relevantes en el marco del estudio. Finalmente, se proveen conclusiones.

Materiales y Métodos

El análisis del gasto en educación en el Paraguay utiliza datos de la Encuesta de Ingresos y Gastos 2011/2012 (EIG 2012), la cual es re-

presentativa a nivel nacional y regional e incluye datos sobre activos,³ ingresos,⁴ gastos, y factores sociodemográficos para un total de 5.417 hogares. Los gastos en educación se definen como la suma de gastos en matrícula, uniforme, libros, y otros, pero no incluyen gastos de transporte asociados a educación.⁵ La muestra utilizada en este análisis se restringe

3 Datos sobre la propiedad de activos incluyen activos pequeños y grandes, como ser automóviles, refrigerados, y televisores.

4 El ingreso es clasificado por fuente, e incluye ingresos por trabajo, transferencias, y alquiler.

5 Aunque gastos de transporte existen en esta base de datos, los mismos no se encuentran desagregados, por lo que no es posible identificar que parte del gasto total en transporte se encuentra asociado a educación.

Tabla 1. Estadísticas Descriptivas.

Variables	Total	Área			Idioma	
		Urbana	Rural	Guaraní	Español	Bilingüe
Gastos en educación	116 (272)	176 (334)	31 (97)	38 (117)	271 (454)	123 (222)
Gasto Total	4.211 (3042)	5.081 (3441)	2.992 (1757)	3.122 (1910)	6.153 (4306)	4.454 (2640)
Gastos en educación (% del Gasto Total)	0,019 (0,04)	0,027 (0,04)	0,008 (0,02)	0,008 (0,02)	0,035 (0,05)	0,023 (0,04)
Índice de Riqueza*	3,155 (1,01)	3,542 (0,86)	2,613 (0,95)	2,632 (0,92)	3,808 (0,85)	3,445 (0,84)
Núm. Miembros del Hogar	4,910 (1,98)	4,839 (1,97)	5,010 (2,01)	5,151 (2,11)	4,633 (1,79)	4,761 (1,89)
Núm. de hijos entre 6 y 19 años	1,981 (1,22)	1,861 (1,12)	2,151 (1,33)	2,164 (1,34)	1,796 (1,01)	1,853 (1,12)
Mujeres entre 6 y 19 años (%)	0,501 (0,41)	0,514 (0,42)	0,483 (0,40)	0,506 (0,40)	0,496 (0,42)	0,498 (0,42)
Hombres entre 6 y 19 años (%)	0,499 (0,41)	0,486 (0,42)	0,517 (0,40)	0,494 (0,40)	0,504 (0,42)	0,502 (0,42)
Años de educ. Máximo-Hombre	8,282 (4,94)	9,364 (5,04)	6,767 (4,37)	6,716 (4,27)	10,270 (5,51)	9,136 (4,74)
Años de educ. Máximo-Mujer	8,855 (4,76)	10,274 (4,67)	6,868 (4,14)	6,717 (4,22)	11,878 (4,20)	9,829 (4,42)
Jefe de hogar Mujer	0,363 (0,48)	0,389 (0,49)	0,326 (0,47)	0,328 (0,47)	0,421 (0,49)	0,374 (0,48)
Edad Jefe del hogar	45,378 (13,43)	45,287 (13,29)	45,505 (13,61)	47,005 (14,25)	42,729 (11,67)	44,856 (13,01)
Jefe de hogar mon. guaraní	0,452 (0,50)	0,288 (0,45)	0,680 (0,47)	1,00	---	---
Jefe de hogar bilingüe	0,337 (0,47)	0,403 (0,49)	0,245 (0,43)	---	---	1,00
Jefe de hogar mon. español	0,211 (0,41)	0,309 (0,46)	0,074 (0,26)	---	1,00	---
Nro. de Observaciones	3.133	1.924	1.209	1.521	628	984

Fuente: Elaboración propia en base a EIG.

Nota: *En miles de guaraníes. Errores estándares reportados en paréntesis. * El índice de riqueza fue estimado utilizando la metodología de componentes principales y captura las condiciones de vivienda y tenencia de activos de los hogares.

a los hogares con al menos un niño en edad escolar, es decir de 6 a 19 años de edad, lo que reduce el tamaño de la muestra a 3.233 hogares. Finalmente, la muestra se restringe a los hogares donde el jefe de familia habla uno de los idiomas nacionales: guaraní, español, o ambos. La muestra final consta de 3.133 hoga-

mo y ha sido utilizado en varios estudios para investigar los sesgos de género en el gasto en educación (Masterson, 2012; Wongmonta & Glewwe, 2016). Así, la especificación de la función de demanda de educación de Working-Leser adoptada en este estudio está representada por:

$$s_h = \alpha_1 + \gamma_1 \ln(x_h / n_h) + \gamma_2 [\ln(x_h / n_h)]^2 + \gamma_3 \ln(n_h) + \sum_{j=1}^{J-1} \theta_j (n_{hj} / n_h) + \sum_{l=2}^3 \alpha_l L_{hl} + \boldsymbol{\eta}' \mathbf{z}_h + \varepsilon_h, \quad (1)$$

res. Las estadísticas descriptivas se presentan en la Tabla 1.

Estas estadísticas denotan importantes diferencias en los gastos en educación por área de residencia e idioma. Por ejemplo, se observa que en promedio un hogar urbano gasta aproximadamente 176.000 guaraníes mensuales, en tanto que un hogar rural gasta en educación un promedio 31.000 guaraníes al mes. De forma similar, se puede observar que el gasto promedio en educación de un hogar monolingüe español, es sustancialmente superior al gasto promedio de un hogar monolingüe guaraní e incluso al del hogar bilingüe. A pesar de que estas diferencias puedan indicar diferencias en las preferencias por educación entre hogares urbanos y rurales y por idiomas, es necesario destacar que es probable que las mismas pueden deberse potencialmente a problemas en la oferta educativa, como un menor número de escuelas, escuelas muy distantes, etc., y no necesariamente a diferencias en las preferencias por educación.

Marco Empírico

Para investigar los determinantes del gasto en educación y para probar la existencia de sesgos en la asignación de los gastos de educación dentro y entre hogares, se estima la curva de Engel que describe los gastos en educación del hogar como función de los gastos totales y otras características del hogar asumiendo que los precios son fijos. Para ello, se adopta un modelo Working – Leser (Working, 1943; Leser, 1963). El modelo de Working-Leser es un modelo estándar en el análisis del consu-

mo y ha sido utilizado en varios estudios para investigar los sesgos de género en el gasto en educación (Masterson, 2012; Wongmonta & Glewwe, 2016). Así, la especificación de la función de demanda de educación de Working-Leser adoptada en este estudio está representada por:

donde s_h es la contribución del gasto de educación al gasto total para el hogar h , mientras que x_h representa el gasto total del hogar; n_h es el número de personas miembros del hogar, n_{hj} / n_h es la proporción del total de miembros del hogar por cada grupo edad-género j , L_{hl} , es una variable dummy para el idioma l , hablado por el jefe de hogar, y \mathbf{z}_h es un vector de las características del hogar que determinan la asignación de los gastos de educación. Finalmente, ε_h es el error idiosincrático de la ecuación, el cual incorpora información no observada.⁶

En total, se han considerado 14 grupos de edad-género, es decir categorías para mujeres y hombres en los siguientes grupos de edades: 0 a 5 años de edad, 6 a 10 años de edad, 12 a 15 años de edad, 16 a 19 años de edad, 20 a 24 años de edad, 25 a 60 años de edad, y mayores de 60 años. Dado que la suma de estas categorías resulta en la unidad, se excluye la categoría de hombres mayores de 60 años, para la estimación de los parámetros θ_j para cada $j=1,2,\dots,13$. Los coeficientes θ_j miden la relación existente entre las diferentes categorías edad-género y el gasto en educación. Las pruebas de existencia de sesgos de género en la asignación de los gastos de educación se realizan comprobando si los coeficientes para hombres y mujeres en el mismo grupo de edad son iguales, por ejemplo $\theta_{j,mujer} = \theta_{j,hombre}$. Para probar si el gasto en educación está relacionado con el idioma hablado por el jefe de familia, se incluyen las variables dummy del idioma hablado por el jefe de hogar. La cate-

6 Las formas funcionales especificadas, a saber, logaritmos naturales y polinomios, se escogieron para imitar una relación lineal en los parámetros con la variable dependiente.

goría omitida es monolingües-guaraní, por lo tanto, parámetros α_i estadísticamente significativos sugieren que las diferencias en el gasto educativo están relacionadas con el idioma hablado por el jefe de hogar.

Debido a que una gran proporción de los hogares en la muestra reportan 0 gastos en educación (41%), la ecuación (1) es estimada por el método de pseudo máxima verosimilitud utilizando el estimador Tobit tipo 1.⁷ Por ello se re-escribe la ecuación (1) como:

$$s_h = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_h \quad (2)$$

donde \mathbf{X} es una matriz de todas las variables independientes incluidas en la ecuación (1), y $\boldsymbol{\beta}$ es un vector de todos los parámetros incluidos en la ecuación (1), así el modelo Tobit tipo 1 se puede representar de la siguiente forma:

$$s_h^* = \begin{cases} \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_h & \text{if } s_h > 0 \\ 0 & \text{if } s_h \leq 0 \end{cases}, \quad \varepsilon_h \sim N(0, \sigma^2). \quad (3)$$

El valor condicional no esperado de s_h^* es $E(s_h^*) = \Phi(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} / \sigma) \cdot \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \sigma\phi(-\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} / \sigma)$, donde $\Phi(\square)$ y $\phi(\square)$ representan la distribución acumulada normal estándar y la densidad normal estándar, respectivamente. Así, la elasticidad media del gasto total no condicional se calcula de la siguiente forma:

$$e_h = 1 + \frac{\Phi(\bar{\mathbf{X}}\hat{\boldsymbol{\beta}} / \hat{\sigma}) \cdot (\hat{\gamma}_1 + 2 \cdot \hat{\gamma}_2 \ln(\bar{x}_h / \bar{n}_h))}{\Phi(\bar{\mathbf{X}}\hat{\boldsymbol{\beta}} / \hat{\sigma}) \cdot \bar{\mathbf{X}}\hat{\boldsymbol{\beta}} + \hat{\sigma}\phi(-\bar{\mathbf{X}}\hat{\boldsymbol{\beta}} / \hat{\sigma})}, \quad (4)$$

donde los sombreritos denotan los parámetros estimados y las barras indican las medias muestrales. La educación es un bien de lujo si la elasticidad $e_h > 1$ y es un bien necesario en el caso contrario.⁸

Finalmente, es importante mencionar que la base de datos utilizada tiene un diseño estra-

tificado bi-etápico. Las unidades primarias de muestreo son los barrios y las unidades secundarias de muestreo son los hogares. Ya que es probable que el gasto en educación esté correlacionado entre los hogares dentro de cada barrio, el modelo empírico incorpora el diseño de la encuesta, por lo que los errores estándares están ajustados por heterocedasticidad así como también se realiza el clúster por barrios.

Resultados y Discusión

En este apartado se presentan los efectos marginales promedios, obtenidos en base a los resultados de la regresión Tobit para 5 modelos. El primer modelo toma la muestra completa, mientras que los modelos 2 y 3 consideran el área urbana y rural respectivamente. En tanto, los modelos 4, 5 y 6, corresponden a modelos por idioma: guaraní, bilingües, y español, respectivamente. Los resultados del Modelo 1 se muestran en la Tabla 2. Estos indican que el gasto total tiene un efecto positivo (y estadísticamente significativo) en el gasto en educación, como es de esperar.⁹ Sin embargo, se observa que el coeficiente del índice de riqueza, si bien presenta una relación positiva con el gasto en educación, no es estadísticamente significativo.

En cuanto a la composición del hogar, solo los coeficientes para grupos de miembros en edades entre 25 y 60 años son estadísticamente significativos, indicando que hogares con mayor número de miembros en este grupo de edad gastan más en educación. Este modelo en particular, permite probar si existen sesgos en la asignación del gasto en educación por género. Si es así, los efectos marginales de las diferentes categorías de miembros de hogares femeninos por grupo de edad serían negativos

7 Un supuesto clave del modelo Tobit es que el termino de error esta normalmente distribuido con varianza constante σ^2 . Si este supuesto no es satisfecho, entonces los parámetros estimados podrían no ser consistentes. Se han investigado diferentes modelos, incluyendo el Hurdle, el Poisson, la regresión Beta, y el modelo censurado de desviaciones mínimas absolutas (Powell, 1984). Sin embargo, no se observaron cambios en los resultados de estos modelos con respecto a los reportados en este estudio.

8 Los bienes de lujo se definen como aquellos bienes cuya demanda aumenta en mayor proporción al aumento del ingreso.

9 Estos efectos pueden o no ser efectos causales debido a la simultaneidad. Por ejemplo, los miembros del hogar pueden tomar decisiones de trabajo en función de si sus hijos van a la escuela y esto podría afectar tanto el gasto total como el gasto en educación. Del mismo modo, los hogares pueden tomar decisiones de fertilidad y de inversión en sus hijos de forma simultánea (Becker, 1960). En principio, la metodología de variables instrumentales puede ser utilizada para estimar los efectos causales, sin embargo, instrumentos plausibles no están disponibles para el objetivo del estudio.

Tabla 2. Efectos Marginales Promedio en base al Modelo Tobit por Área de Residencia.

Variable Dependiente: Gastos en Educación (% del gasto total)	Modelo 1 País		Modelo 2 Urbano		Modelo 3 Rural	
	dydx	p-valor	dydx	p-valor	dydx	p-valor
Ln Gasto Total	0.008	0.000	0.010	0.000	0.005	0.024
Índice de Riqueza	0.002	0.106	0.002	0.210	0.001	0.306
Ln Número de Miembros del Hogar	0.001	0.770	-0.001	0.769	0.001	0.771
Miembros menores a 5 años (%)	-0.008	0.367	-0.008	0.604	-0.004	0.657
Miembros entre 6 y 11 años (%)	0.006	0.521	0.002	0.914	0.009	0.324
Miembros entre 12 y 15 años (%)	0.010	0.259	0.004	0.772	0.012	0.162
Miembros entre 16 y 19 años (%)	0.007	0.482	0.002	0.916	0.011	0.284
Miembros entre 20 y 24 años (%)	0.010	0.407	0.014	0.435	0.004	0.698
Miembros entre 25 y 60 años (%)	-0.018	0.041	-0.031	0.024	-0.003	0.690
Miembros Mujeres menores a 5 años (%)	-0.008	0.262	-0.017	0.082	0.000	0.998
Miembros Mujeres entre 6 y 11 años (%)	0.001	0.845	0.000	0.959	0.002	0.757
Miembros Mujeres entre 12 y 15 años (%)	0.002	0.688	0.008	0.417	-0.002	0.734
Miembros Mujeres entre 16 y 19 años (%)	0.005	0.531	0.014	0.192	-0.011	0.193
Miembros Mujeres entre 20 y 24 años (%)	0.030	0.010	0.038	0.016	0.009	0.458
Miembros Mujeres entre 25 y 60 años (%)	0.025	0.000	0.034	0.002	0.010	0.231
Miembros Mujeres mayores a 60 años (%)	0.001	0.915	-0.005	0.812	0.003	0.807
Nivel de educación máximo hombre	0.001	0.000	0.001	0.000	0.001	0.001
Nivel de educación máximo mujer	0.001	0.000	0.001	0.000	0.001	0.002
Jefe de Familia Mujer	0.002	0.201	0.004	0.046	-0.001	0.616
Edad Jefe de Familia	0.000	0.961	0.000	0.872	0.000	0.924
Idioma Jefe de Familia						
Bilingüe	0.000	0.797	0.000	0.863	0.000	0.962
Monolingüe español	0.001	0.452	0.001	0.601	0.000	0.934
Área urbana	0.004	0.010	---	---	---	---

Fuente: Elaboración propia en base a EIG.

Notas: El Modelo 1 corresponde a la muestra completa. El Modelo 2 corresponde al modelo para área urbana mientras que el Modelo 3 corresponde al área rural. Todos los modelos incluyen además dummies departamentales. Dxdy representa el efecto marginal. Los p-valor están calculados en base a errores estándares robustos ajustados por el diseño de la muestra.

en caso de existir favoritismo hacia los hombres, y positivos en caso contrario. Los resultados indican que no se observan sesgos de educación por género en miembros en edad escolar (5 a 15 años). Sin embargo, un resultado interesante es que la presencia de mujeres mayores a 20 años tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo en los gastos en educación.

Existen diferentes razones que podrían explicar este resultado. Primero, dado que no se observan sesgos por género en la asignación de gastos en educación, en particular en niños en edad escolar, estos resultados pueden sugerir que el mayor gasto de educación en hogares con más mujeres adultas se realiza equitativamente en niños y niñas en edad escolar. Otra posibilidad es que los hogares tengan una alta preferencia en educación (probablemente

avanzada) de mujeres, es decir inviertan más en la educación de mujeres adultas. Por lo tanto, estos hallazgos proveen evidencia empírica de que los hogares pueden estar pasando de un sesgo pro-hombre a un sesgo pro-mujer en el gasto educativo.

Además, se observa un efecto positivo de los años de educación promedio de los hombres y mujeres con el más alto nivel educativo en el hogar en los gastos en educación. Por lo que respecta a diferencias por idioma, no se identifican diferencias en el gasto de educación entre los hogares monolingües español y bilingües con respecto a hogares monolingües guaraní (captados por el idioma del jefe de hogar) controlando por otros factores socio-demográficos. Esto implica que si los hogares monolingües guaraní vivieran en las mismas condiciones que los hogares monolingües español

(en términos de ingresos, nivel educativo del jefe de hogar, área de residencia, entre otros), entonces esperaríamos que ambos hogares realicen la misma inversión en la educación de sus hijos. Finalmente, sí se observan diferencias en la asignación de gastos en educación entre las áreas urbanas y rurales, incluso luego de controlar por otros factores. Dado que los hogares en áreas rurales son más propensos a trabajar en la agricultura familiar, el trabajo infantil podría estar explicando en parte los menores gastos de educación en comparación los hogares urbanos, ya que enviar a los niños a la escuela puede implicar un alto costo de oportunidad para las familias rurales.

En cuanto a los resultados del modelo 2, se pueden observar efectos marginales similares a los del modelo 1, salvo lo que respecta al género del jefe de familia, ya que se identifica un efecto positivo en los gastos en educación el que el jefe de familia sea mujer. Sin embargo, los resul-

tados del modelo 3 (modelo para el área rural), indican que no existen diferencias por género en la asignación de gastos de educación. Esto podría estar asociado al hecho de que una gran proporción de hogares en las áreas rurales se dedican a la agricultura familiar, y, por ende, todos los miembros del hogar son igualmente necesarios para trabajar en la granja familiar.

Por su parte, la Tabla 3 muestra los resultados de los modelos 4, 5 y 6. Los resultados del modelo 4 indican que los coeficientes para miembros en edad escolar (de entre 6 y 15 años) son positivos y estadísticamente significativos, denotando que hogares monolingües guaraní con niños en edad escolar son más propensos a gastar en educación. En cuanto a los coeficientes para mujeres en edad escolar, estos son estadísticamente significativos, por lo que se observan diferencias por género en la asignación del gasto en educación en estos hogares, favoreciendo a las mujeres. Además, los coeficientes

Tabla 3. Efectos Marginales Promedio en base al Modelo Tobit por Idioma del Jefe de Hogar.

Variable Dependiente: Gastos en Educación (% del gasto total)	Modelo 4 Guaraní		Modelo 5 Bilingüe		Modelo 6 Español	
	dydx	p-valor	dydx	p-valor	dydx	p-valor
Ln Gasto Total	0.006	0.001	0.004	0.142	0.012	0.001
Índice de Riqueza	0.000	0.842	0.005	0.012	0.001	0.846
Ln Número de Miembros del Hogar	0.004	0.004	-0.003	0.332	-0.007	0.269
Miembros menores a 5 años (%)	0.006	0.507	-0.044	0.012	0.018	0.645
Miembros entre 6 y 11 años (%)	0.021	0.032	-0.025	0.134	0.018	0.643
Miembros entre 12 y 15 años (%)	0.017	0.030	-0.010	0.539	0.028	0.503
Miembros entre 16 y 19 años (%)	0.012	0.169	-0.010	0.538	0.023	0.549
Miembros entre 20 y 24 años (%)	0.007	0.471	-0.004	0.840	0.056	0.172
Miembros entre 25 y 60 años (%)	0.000	0.980	-0.039	0.018	-0.023	0.505
Miembros Mujeres menores a 5 años (%)	-0.006	0.451	0.002	0.905	-0.019	0.322
Miembros Mujeres entre 6 y 11 años (%)	-0.006	0.258	0.008	0.359	0.014	0.325
Miembros Mujeres entre 12 y 15 años (%)	-0.001	0.874	-0.005	0.664	0.024	0.143
Miembros Mujeres entre 16 y 19 años (%)	0.006	0.511	0.003	0.788	0.016	0.361
Miembros Mujeres entre 20 y 24 años (%)	0.040	0.007	0.022	0.277	0.014	0.587
Miembros Mujeres entre 25 y 60 años (%)	0.027	0.000	0.014	0.349	0.041	0.069
Miembros Mujeres mayores a 60 años (%)	0.026	0.008	-0.038	0.101	0.001	0.979
Nivel de educación máximo hombre	0.001	0.000	0.001	0.082	0.002	0.000
Nivel de educación máximo mujer	0.000	0.057	0.002	0.000	0.002	0.000
Jefe de Familia Mujer	-0.001	0.382	0.000	0.865	0.013	0.006
Edad Jefe de Familia	0.000	0.718	0.000	0.792	0.000	0.862
Área urbana	0.002	0.144	0.005	0.029	0.005	0.253

Fuente: Elaboración propia en base a EIG.

Notas: El Modelo 4 corresponde a la muestra de hogares monolingüe guaraní, mientras que los modelos 5 y 6 corresponden a la muestra de hogares bilingües, y monolingüe español, respectivamente. Todos los modelos incluyen además dummies departamentales. Dxdy representa el efecto marginal. Los p-valor están calculados en base a errores estándares robustos.

Tabla 4. Elasticidades Medias por Diferentes Niveles del Gasto.

	Total	Área de Residencia		Idioma		
		Urbana	Rural	Guaraní	Español	Bilingüe
Media	1.459298***	1.406259***	1.531552***	1.648765***	1.414872***	1.198358***
Int. Conf. 95%	[1.26-1.65]	[1.25-1.56]	[1.04-2.02]	[1.28-2.02]	[1.18-1.65]	[0.96-1.43]
Quintiles de Gasto						
Int. Conf. 95% 1	1.6617*** [1.12-2.20]	1.7924*** [1.31-2.27]	1.5477*** [0.6155-2.50]	1.5568*** [0.77-2.34]	2.65*** [1.67-3.62]	1.5306*** [0.77-2.29]
Int. Conf. 95% 2	1.538124*** [1.24-1.84]	1.600*** [1.32-1.88]	1.5393*** [1.02-2.05]	1.6526*** [1.26-2.05]	2.0083*** [1.46-2.56]	1.3286*** [0.93-1.73]
Int. Conf. 95% 3	1.452315*** [1.26-1.65]	1.4743*** [1.29-1.66]	1.5013*** [1.12-1.88]	1.6816*** [1.33-2.03]	1.7166*** [1.34-2.09]	1.219*** [0.966-1.47]
Int. Conf. 95% 4	1.398603*** [1.24-1.55]	1.3786*** [1.23-1.53]	1.5019*** [1.10-1.90]	1.6622*** [1.25-2.07]	1.4677*** [1.22-1.72]	1.1598*** [0.93-1.39]
Int. Conf. 95% 5	1.303218*** [1.14-1.46]	1.2367*** [1.06-1.41]	1.467*** [0.95-2.00]	1.6763*** [1.11-2.24]	1.1577*** [0.96-1.36]	1.0560*** [0.78-1.33]

Fuente: Elaboración propia en base a EIG.

Notas: *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%. Los intervalos de confianza (mostrados entre corchetes) del 95% fueron estimados por el método Delta en base a errores estándares robustos ajustados por el diseño de la muestra.

de mujeres por grupo de edad, en particular de mujeres adultas, son positivos y en su mayoría estadísticamente significativos, indicando que la presencia de mujeres adultas en hogares monolingües guaraní tiene un efecto positivo en los gastos en educación. Nuevamente, esto podría estar indicando que en estos hogares el mayor gasto en educación se realiza equitativamente en niños y niñas en edad escolar, o bien que estos hogares tienen una mayor preferencia a la inversión en educación avanzada de mujeres. Una explicación a la segunda razón podría ser que los hogares monolingües guaraní perciben a la educación de mujeres como un instrumento de progreso o avance social, que les permite escalar clases sociales a través de una mayor generación de ingresos.

En cuanto a los resultados del modelo 5, se observa que los hogares bilingües solo favorecen gastos en educación para niños en edades entre 6 y 11 años, mientras que no se observan diferencias por género, pero sí por área de residencia. Finalmente, los resultados del modelo 6, son similares a los del modelo 1. No se observan diferencias en la asignación del gasto en educación debido a género o área de residencia, así como también no se observa una mayor propensión a invertir en educación en niños en edad escolar. En la Tabla 4, se pre-

sentan las elasticidades medias del gasto total para la muestra completa o total, así como también las elasticidades medias del gasto total por área de residencia y por idioma.

Entre los resultados más destacados, se puede identificar una brecha importante entre las elasticidades para hogares residentes del área rural y hogares residentes del área urbana, a favor de los primeros. La elasticidad media indica que por cada 1% de aumento en el gasto total de los hogares rurales, los mismos incrementarían sus gastos en educación en un 1,53%, por lo que se puede inferir que para estos hogares la educación es un bien de lujo. Otro resultado interesante hace referencia a las elasticidades de los hogares monolingües guaraní y los hogares monolingües español, ya que los primeros presentan una elasticidad más alta, contrario a lo se podría esperar. En cuanto a las elasticidades por quintiles de gasto en cada grupo, se puede observar que en la mayoría de los casos la elasticidad para el quintil 1 es superior a la del quintil más bajo, a excepción de los hogares monolingües guaraní.

Conclusiones

Un aporte interesante de este estudio es el de disipar las conclusiones obtenidas por Master-

son (2012) sobre la existencia de sesgos de género en la asignación del gasto en educación a favor de los hombres en Paraguay. Los resultados presentados en este estudio denotan que no existe tal sesgo. Esto implica que, si la inversión en educación pro-hombre existía en años anteriores en el Paraguay, la misma se ha revertido en los últimos años. Así también, los resultados obtenidos indican que hogares con mayor número de mujeres adultas invierten más en educación. Esto podría deberse por dos motivos fundamentales: primero, podría ser el caso de que hogares con más mujeres adultas realicen gastos en educación en niños y niñas de forma equitativa, o bien, puede que estos hogares tengan una alta preferencia por educación (probablemente avanzada) de mujeres. Estos hallazgos proveen evidencia empírica de que los hogares pueden estar pasando de un sesgo pro-hombre a un sesgo pro-mujer en el gasto educativo.

Además, los resultados del estudio indican que controlando por varios factores socio-demográficos, no se identifican diferencias en el gasto de educación entre los hogares monolingües español y bilingües con respecto a hogares monolingües guaraní. Esto sugiere que, sin mejorar la oferta educativa en zonas rurales donde reside una gran parte de la población monolingüe guaraní, ya sea en términos de acceso a la educación como en una mejora sustancial de la calidad educativa, el desarrollo económico y el aumento de los ingresos por sí solos no serán capaces de reducir la brecha existente en el gasto en educación. La mejora de la oferta educativa es esencial para cerrar las brechas educativas rurales-urbanas y basadas en el idioma.

Por su parte, las elasticidades medias estimadas en este estudio muestran que la educación

es un bien de lujo para todos los grupos de gastos y poblaciones en Paraguay. Esto sugiere que el crecimiento del ingreso (y por ende del gasto) aumentará rápidamente el gasto en educación. Sin embargo, esto también implica que una reducción severa en el crecimiento del ingreso resultará en una reducción más que proporcional del gasto en educación, en la medida en que los hogares sustituyan los recursos destinados a educación por gastos en necesidades básicas. En este sentido, es necesario contar con políticas públicas que aseguren la estabilidad de los recursos de los hogares, ya que, ante fluctuaciones en los ingresos o shocks severos, los hogares que se encuentran en los niveles más bajos de la distribución del ingreso serían los más impactados.

Finalmente, todos estos resultados sugieren que el gasto en educación es muy sensible a los ingresos y al crecimiento del consumo. El acceso a la educación y la calidad educativa parece ser un impedimento para muchos hogares predominantemente rurales de habla guaraní. Debido a que los niños de hoy son los adultos del mañana, y considerando la evidencia empírica de que el nivel de educación de adultos desempeña un papel importante en la inversión en educación, las políticas educativas que tengan por objeto fomentar un mayor acceso a la educación, así como impulsar un mayor nivel educativo incidirán en la decisión futura sobre los niveles de inversión en educación por parte de los hogares. Por todo lo expuesto, los hacedores de políticas públicas deberían considerar intervenciones adaptadas a las necesidades de los diferentes grupos vulnerables, por lo que políticas diferenciadas para los mismos serían más apropiadas para lograr la consecución del acceso a la educación inclusiva, equitativa y de calidad.

Referencias Bibliográficas

- Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility. *Demographic and economic change in developed countries*. Columbia University Press, 209-240.
- Corvalan, G. (1984). Education in the Mother Tongue and Educational Achievement. *Prospects: Quarterly Review of Education*.
- Deaton, A. (1989). Looking for Boy-Girl Discrimination in Household Expenditure Data. *World Bank Economic Review* 3, 1 - 15.
- Dirección General de Estadística, Encuestas y Censos. (2011-2012). *Encuesta de Ingresos y Gastos (EIG 2012)*. Fernando de la Mora, Paraguay.
- Gayoso de Ervin, L. (2016). *Essays on the Economics of Education and Language of Instruction*. (Tesis doctoral). Pullman, Washington, United States of America: Washington State University.
- Glewwe, P., & Kremer, M. (2006). Schools, teachers, and education outcomes in developing countries. In *Handbook of the Economics of Education* 2 (pp. 945 - 1017).
- Gynan, S. N. (1998). Attitudinal Dimensions of Guarani-Spanish Bilingualism in Paraguay. *Southwest Journal of Linguistics* 17, 35-59.
- Himaz, R. (2010). Intrahousehold Allocation of Education Expenditure: The Case of Sri Lanka. *Economic Development and Cultural Change* 58, 231 - 258.
- Leser, C. E. (1963). Forms of Engel functions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 694-703.
- Lillard, L. A., & Willis, R. (1994). Intergenerational educational mobility: Effects of family and state in Malaysia. *Journal of Human Resources*, 1126-1166.
- Masterson, T. (2012). An empirical analysis of gender bias in education spending in Paraguay. *World Development* 40.
- Patrinos, H. A., Velez, E., & Psacharopoulos, G. (1994). Language, Education, and Earnings in Asunción, Paraguay. *The Journal of Developing Areas*, 57-68.
- Powell, J. L. (1984). Least absolute deviations estimation for the censored regression model. *Journal of Econometrics* 25, 303-325.
- Wongmonta, S., & Glewwe, P. (2016). An analysis of gender differences in household education expenditure: the case of Thailand. *Education Economics*.
- Working, H. (1943). Statistical laws of family expenditure. *Journal of the American Statistical Association*, 43-56.