



Población y Salud en Mesoamérica  
E-ISSN: 1659-0201  
[revista@ccp.ucr.ac.cr](mailto:revista@ccp.ucr.ac.cr)  
Universidad de Costa Rica  
Costa Rica

Bonilla, Roger  
Efecto de la Escolaridad sobre la Fecundidad en Nicaragua  
Población y Salud en Mesoamérica, vol. 4, núm. 1, julio-diciembre, 2006, p. 0  
Universidad de Costa Rica  
San José, Costa Rica

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=44640102>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en [redalyc.org](http://redalyc.org)

## Efecto de la Escolaridad sobre la Fecundidad en Nicaragua

*Roger Bonilla<sup>1</sup>*

### Resumen

Son muchos los estudios que han mostrado la asociación inversa existente entre la escolaridad y la fecundidad. El objetivo de este estudio fue cuantificar el efecto de la escolaridad sobre la fecundidad, en una muestra de 11246 mujeres de Nicaragua. Se ajustaron modelos de regresión de Poisson en donde la variable respuesta Y fue el número de hijos nacidos vivos de la mujer y la variable independiente fue la escolaridad, controlando por otros efectos como zona de residencia, tenencia de empleo, uso actual de métodos anticonceptivos, edad y una medida del nivel informativo de la mujer. Los modelos propuestos son significativos ( $p < 0.05$ ) el hecho de haber tener escolaridad primaria hace que el riesgo de tener hijos adicionales sea 13% menor con respecto a las mujeres que no tienen escolaridad alguna. El riesgo para las mujeres con escolaridad secundaria es 40% menor (Modelo 1). El efecto interactivo de la escolaridad secundaria y más y la edad es significativo ( $<0.05$ ) (Modelo 2). El estudio suministra información útil para el apropiado diseño de políticas públicas y programas educativos.

### Abstract

Several studies show the inverse relationship between schooling and fertility. The objective of this study is to quantify the effect of the schooling over the fecundity in a sample of 11246 Nicaraguan women. Two Poisson regression models were proposed. The response variable Y was the number of children born-alive per woman. Schooling was the main covariates, controlled by other effect like residence area (urban or rural), employment, use of contraceptive methods, age and an informative level measurement. The proposed models are highly significative ( $p < 0.05$ ). The risk to have additional children among women with primary school level is about 13% less compared with women with no schooling. The risk is 40% less among women with secondary high-school level or more compared with women with no schooling (Model 1). The iterative effect of secondary high-school level and age is significative ( $<0.05$ ) (Model 2). The study present relevant information for the appropriate public policies design and educational programmes.

**Keywords:** Fertility, schooling, Poisson regression, parity, Nicaragua.

---

<sup>1</sup> Licenciado en Estadística, Universidad de Costa Rica. [rebonill@cariari.ucr.ac.cr](mailto:rebonill@cariari.ucr.ac.cr)

## Introducción

La educación ha sido reconocida como un derecho humano fundamental. La educación genera una mejor productividad, ingreso y desarrollo económico, así como una mejor calidad de vida, generando poblaciones más sanas y mejor alimentadas (Jejeebhoy, 1995).

La educación en la mujer juega un papel muy importante en el aspecto del crecimiento poblacional. Los científicos sociales han observado una fuerte asociación entre la educación y la fecundidad. En muchos países y a lo largo del tiempo, altos niveles de escolaridad parecen estar asociados con un menor número de hijos por mujer (Figura 1). En particular, en el mundo occidental, durante la segunda mitad del siglo XX hubo transformaciones a nivel global que permitieron que las mujeres tuvieran mayor acceso a la educación. Al mismo tiempo, hubo un desarrollo tecnológico en los métodos modernos de anticoncepción con resultado en la baja en la fecundidad (Bledsoe *et. al.*, op. cit.). La fecundidad tiende a disminuir en los países en donde las mujeres tienen acceso a mejores trabajos, buenos servicios de salud y recursos de planificación familiar, todo asociado al desarrollo económico.

Hay muchos estudios que muestran la asociación negativa entre la escolaridad y la fecundidad. Song & Cho (2004) encontraron una fuerte relación negativa entre educación y fecundidad en los Estados Unidos. Los autores también encontraron una asociación positiva entre educación y la disposición de recibir tratamientos para la infertilidad. Greenspan (1992), Zhan (1995) y Kim (2004) encuentran evidencia esta asociación negativa en Asia en dos estudios realizados en el Pakistán, China e Indonesia respectivamente. Shapiro & Oleko (2003) encuentran también evidencia en África.

Para el caso latinoamericano, Castro & Juárez (1995) analizan los datos de las encuestas de demografía y salud (DHS) de nueve países latinoamericanos (Bolivia, Brasil, Colombia, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, México y Perú) y concluyen que las mujeres sin escolaridad tienen entre 6 y 7 hijos, en cambio las mujeres con niveles de escolaridad mayores, tienen entre 2 y 3 hijos. Otros ejemplos en América Latina es un estudio realizado en Colombia, Perú y Bolivia por Heaton & Forste (1998) en donde los autores concluyen que incrementos en los niveles educativos de las mujeres están asociados con baja fecundidad, incremento en el uso de métodos anticonceptivos y la tasa de matrimonio. Lam *et. al.* (1992) también encuentra evidencia en Brasil en donde el aumento de los niveles de escolaridad se traducen en el rápido decrecimiento de la fecundidad.

Sin embargo, la pregunta que si la asociación entre la educación y la fecundidad es causal permanece abierta. A pesar que varias razones hacen suponer que existe una relación causal entre escolaridad y fertilidad, las investigaciones empíricas hasta la fecha no provee una respuesta definitiva y satisfactoria. (León, 2004).

El objetivo de este estudio fue cuantificar el efecto de la escolaridad sobre la fecundidad, en una muestra de 13236 mujeres de Nicaragua. De este modo, se busca que la información producida en este trabajo sirva a los gobiernos y a las instituciones para la toma de decisiones en materia de la universalización de la educación primeramente y el control de la natalidad, como resultado directo de lo anterior. Este trabajo, procura contribuir al conocimiento existente en el tema de la

educación y la fecundidad en el caso latinoamericano. La hipótesis de trabajo es que a incrementos en los niveles de escolaridad de la madre, el número de hijos tiende a disminuir.

## Materiales y métodos

Los datos en este estudio fueron tomados de la Encuesta Nicaragüense de Demografía y Salud 2001 ENDESA-2001, (INEC 2001). El diseño muestral de la encuesta proporcionó una muestra probabilística a nivel nacional, la cual fue estratificada y bietápica. En la estratificación se utilizaron las divisiones urbana y rural de los 17 departamentos que está compuesto Nicaragua, para un total de 34 estratos. En una primera etapa se seleccionaron segmentos censales y en una segunda etapa se seleccionaron hogares. Se entrevistaron 11246, mujeres entre 15 y 49 años de edad.

El número de hijos nacidos vivos de la mujer fue la variable respuesta  $Y$ , que es de tipo discreta. Las variables independientes fueron: (1) La *escolaridad*, que fue tratada como una variable *dummy* en donde la referencia fue no haber aprobado ningún nivel de educación. Se generaron dos variables: la primera es haber aprobado hasta la educación primaria y la segunda es haber aprobado secundaria y más (0=No aprobado, 1=Si aprobado). Para controlar el efecto de otras variables, se incluyó (2) La *zona de residencia rural*, la referencia fue el residir en zona urbana (0=Urbana, 1=Rural); (3) La *tenencia de empleo*, la referencia fue el no tener empleo (0=No tiene, 1=Si tiene); (4) El *uso actual de métodos anticonceptivos*, la referencia fue el no usarlos (0=No usa, 1=Si usa); (5) La *edad*, que es una variable discreta y (6) una *medida del nivel informativo* de la mujer. Esta última variable fue una variable resumen, creada a partir de tres variables que exploraba el nivel de información de la mujer en radio, prensa escrita y TV. Esta ultima variable toma valores de una distribución normal estándar (de -3 a 3). El análisis factorial por componentes principales mostró que esa medida del nivel informativo explicaba el 75% de la variabilidad del conjunto de datos ( $\alpha$ -Crombach=50%).

Se usó un modelo de regresión de Poisson para explicar el número de hijos nacidos vivos de la mujer  $Y_i$ , dadas las covariables  $X_{ij}$  en donde se asume que

$$Y_i \sim \text{Poisson}(\lambda)$$

En donde  $\mu(Y_i) = \text{Var}(Y_i) = \lambda = \exp(\beta_0 + \sum_j \beta_j X_{ij})$ , entonces

$\ln \lambda = \beta_0 + \sum_j \beta_j X_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + \dots + \beta_j X_{ij}$ , que es una función de la familia de modelos lineales de primer orden.

Se ajustaron dos modelos, uno en donde se incluyeron las covariables para medir el efecto sobre la variable respuesta (Modelo 1) y un segundo modelo (Modelo 2) en donde además de las covariables, se incluyeron interacciones entre la escolaridad y la edad. La escolaridad podría tener un efecto diferenciado sobre la paridez dependiendo de la edad de la madre que haya alcanzado en determinado momento.

Los cálculos fueron realizados con el programa STATA versión 8 (StataCorp, 2005) y el nivel de significancia de las pruebas se fijó en un  $\alpha=0.05$ .

## Resultados

Una prueba de bondad de ajuste corroboró el supuesto que el número de hijos nacidos vivos de la mujer  $Y$ , tenía una distribución de tipo Poisson ( $p > 0.05$ ). La distribución presenta una asimetría negativa, con una mediana en dos hijos.

La figura 2 muestra la distribución geográfica del número promedio de hijos nacidos vivos de las mujeres. El pacífico nicaragüense más los departamentos de Estelí, Boaco y Chontales presentan los valores más bajos y los valores más altos se encuentran hacia el este del país (zona atlántica), el departamento de Jinotega y Río San Juan.

La tabla 1 muestra las estadísticas descriptivas del número de hijos nacidos vivos de las mujeres según las variables explicatorias analizadas. La paridad disminuye al aumentar la escolaridad de la mujer (4.2, 2.9 y 1.4 hijos para las mujeres sin escolaridad, las que aprobaron la primaria y secundaria y más respectivamente). Las mujeres de la zona rural tienen en promedio casi un hijo más que las mujeres de la zona urbana (3.2 y 2.1 hijos respectivamente). La tenencia de un empleo no parece ser un efecto diferenciador en el número de hijos de las mujeres, de hecho la paridez es levemente superior entre las mujeres que tienen empleo (2.6) con respecto a las que no lo tienen (2.4). Esto podría explicarse que las mujeres con más hijos tienden a tener trabajos para el sustento económico de la familia. Un fenómeno similar ocurre con el uso actual de métodos anticonceptivos. El numero de hijos nacidos vivos de las mujeres que actualmente usan métodos anticonceptivos es levemente superior de las que no usan (2.7 y 2.4 hijos respectivamente). Esto podría explicarse que las mujeres que actualmente usan métodos anticonceptivos han tenido el número de hijos deseado y han optado por la planificación familiar. La edad es un efecto diferenciador, las mujeres mayores de 30 años tienen en promedio más hijos que las menores de 30 años (4.4 y 1.1 hijos respectivamente). Este es un efecto *acumulador* en el tiempo ya que las probabilidades de tener hijos aumentan de forma acumulada con el paso del tiempo. Finalmente, las mujeres menos informadas con respecto a la radio, TV y prensa escrita tienen más hijos que las mujeres más informadas (3.4 y 1.9 hijos respectivamente).

## Resultados multivariados

La tabla 2 y 3 muestran los resultados de la regresión de Poisson para los dos modelos propuestos. Al 5% de significancia, los dos modelos son significativos ( $p < 0.05$ ). Esto significa que los modelos propuestos son mejores que modelos *nulos* o en donde las variables explicatorias son todas cero, o sea que la variable dependiente es un camino aleatorio o ruido blanco.

El hecho de haber tener escolaridad primaria hace que el riesgo de tener hijos adicionales sea 13% menor con respecto a las mujeres que no tienen escolaridad alguna. Este riesgo es mucho menor para las mujeres con escolaridad secundaria, el riesgo de tener hijos adicionales es 40% menor con respecto a las mujeres que no tienen escolaridad (Modelo 1). El riesgo de tener hijos adicionales es mayor si la mujer habitan en la zona rural con respecto a las que habitan en zonas urbanas (1.11). La tenencia de empleo y el uso actual de métodos anticonceptivos producen efectos similares (1.05 y 1.43 respectivamente). Incrementos de un año en la edad hacen que el riesgo de tener hijos adicionales se incremente en 8%. En el mismo modelo 1, el hecho que la

mujer esté más informada hace que el riesgo de tener hijos adicionales se disminuya en un 20%.

En el modelo 2, el efecto interactivo de la escolaridad secundaria y más y la edad es significativo al 5%. La paridad es diferenciada entre las mujeres de escolaridad secundaria según su edad. El efecto interactivo entre la escolaridad primaria y la edad no es significativo. Los coeficientes del modelo 2 para las otras variables explicatorias no se modifican sustancialmente.

## Discusión

Los resultados de este trabajo muestran que la escolaridad está asociada de forma inversa con la fecundidad. El poseer educación primaria hace que los riesgos de las mujeres en tener hijos adicionales se disminuyan en un 13% con respecto a las mujeres sin escolaridad. En el caso de la educación secundaria este riesgo se disminuye hasta en un 40%. Existe una interacción significativa entre la escolaridad secundaria y la edad. El estudio suministra información para los tomadores de decisiones en materia de políticas públicas. En términos de políticas educativas y de planificación familiar, estos resultados son relevantes en dos sentidos: (1) El fortalecimiento de la educación secundaria y (2) Tomar en cuenta las diferentes cohortes de la población femenina en el proceso del fortalecimiento de la educación secundaria. A forma de ilustración, el número promedio de hijos nacidos vivos de las mujeres mayores de 30 años con escolaridad secundaria y más es de 4.8 cuando sus similares menores de 30 años es de solo 1.3.

¿Hasta donde estos resultados son válidos y confiables? Un elemento que podría restar validez a los resultados obtenidos es el hecho que la hipótesis que afirma que los modelos propuestos mimetizan modelos completos o *saturados* se rechaza al 5% de significancia. Esto significa que (1) Los modelos requieren variables adicionales, o bien, (2) Existe un problema de *sobredispersión*. Una pregunta a responder sería: ¿Cómo se afecta la sobredispersión sobre los coeficientes estimados? Un posible tratamiento de la sobredispersión sería la utilización de regresión binomial negativa con control de la sobredispersión, sin embargo en este trabajo no se utilizó este enfoque debido que el interés del presente trabajo fue proponer modelos que contribuyesen a explicar la fecundidad, o sea que los modelos propuestos fueran mejores que modelos *nulos* o en donde las variables explicatorias fuesen nulas.

Sin embargo, el presente trabajo es consistente con la literatura encontrada. El presente trabajo complementa la literatura referente al tema en el caso latinoamericano. Este trabajo contribuye a presentar evidencia que la escolaridad está asociada de forma inversa con la fecundidad, información útil para el apropiado diseño de políticas públicas y programas educativos.

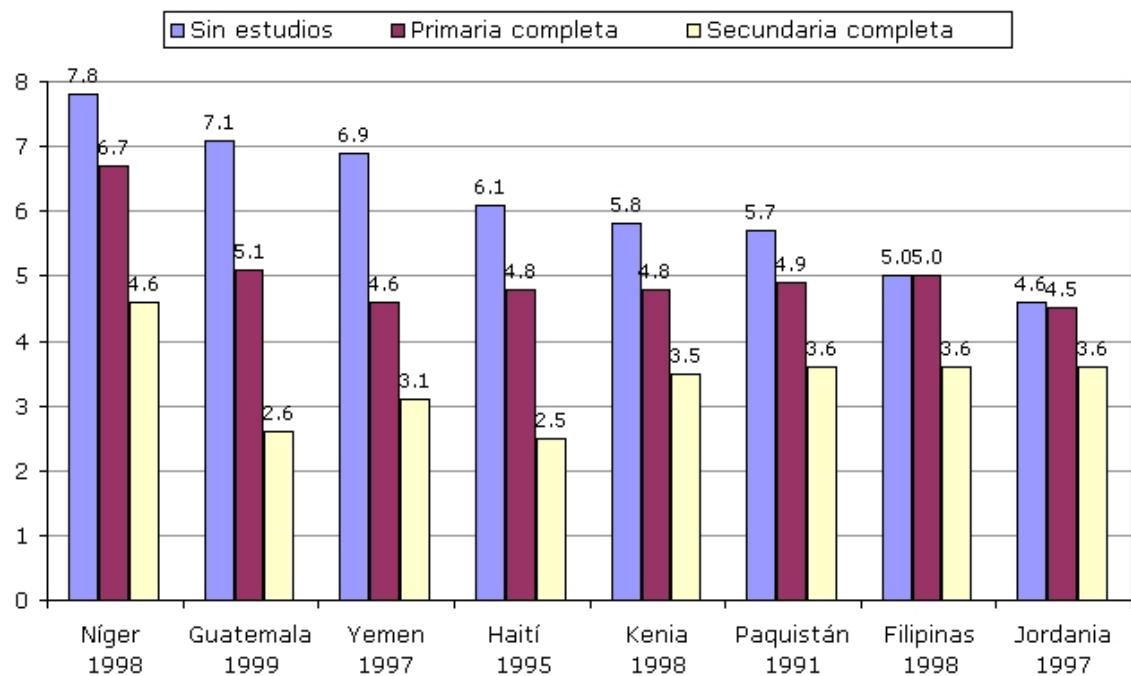
## Agradecimientos

El autor agradece a la Escuela de Estadística de la Universidad de Costa Rica por el apoyo logístico en la ejecución del presente trabajo y a los profesores L. Rosero-Bixby, G. Brenes y E. Méndez por sus comentarios. Al Centro Centroamericano de Población (CCP) por el apoyo tecnológico suministrado.

## Referencias

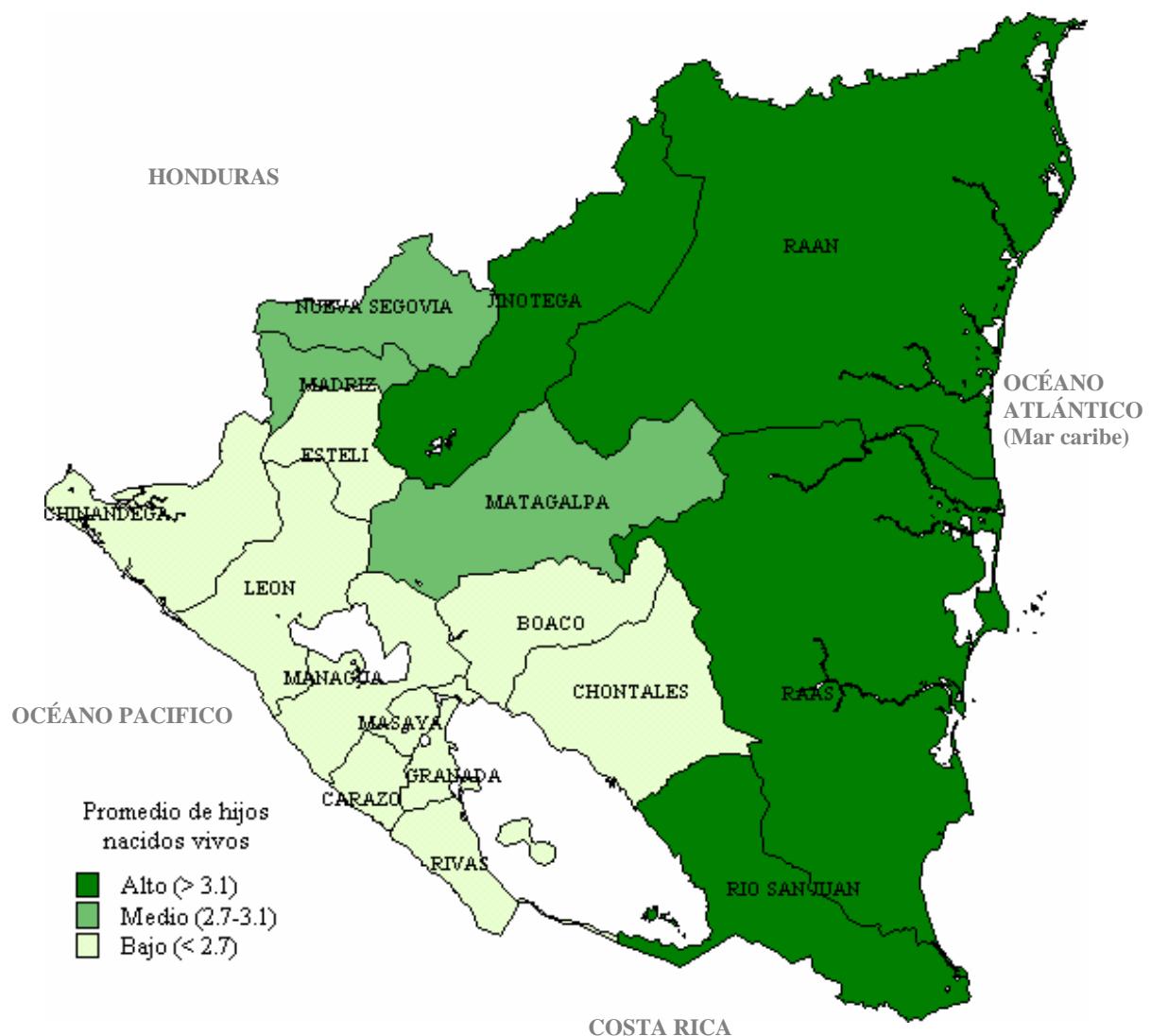
- [1] Bledsoe H., J. B. Casterline, J. A. Johnson-Kuhn & J. Haaga. *Critical Perspectives on Schooling and Fertility in the Developing World* (Editors). Committee on Population, National Research Council.
- [2] Castro, T. & F. Juárez. (1995). The Impact of Women's Education on Fertility In Latin America: Searching for Explanations. International Family Planning Perspectives. Volume 21, Number 2, June 1995.
- [3] Greenspan A. (1992). Effects of education on reproductive behavior: lessons from Pakistan. Asia Pac Pop Policy. 1992 Dec;(23):1-4.
- [4] Heaton T. B. & R. Forste. (1998). Education as policy: the impact of education on marriage, contraception, and fertility in Colombia, Peru, and Bolivia. Soc Biol. 1998 Fall-Winter;45(3-4):194-213.
- [5] Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (2001). Encuesta Nicaragüense de Demografía y Salud. Managua, Nicaragua.
- [6] Jejeebhoy, S.J. (1995). Women's Education, Autonomy, and Reproductive Behaviour : Experience from Developing Countries. XVI, 306 pp.
- [7] Kim, J. (2004). Women's Education in the Fertility Transition: The Reversal of the Relationship between Women's Education and Birth Spacing in Indonesia. VID Working Papers 05/2005. Vienna: Vienna Institute of Demography.  
[http://www.oeaw.ac.at/vid/download/WP2005\\_5.pdf](http://www.oeaw.ac.at/vid/download/WP2005_5.pdf)
- [8] Lam, D., G. Sedlacek & S. Duryea. (1992). Increases in Women's Education and Fertility Decline in Brazil. PSC Research Report No. 92-255.
- [9] León, A. (2004). The Effect of Education on Fertility: Evidence From Compulsory Schooling Laws. mimeo, University of Pittsburgh.
- [10] Shapiro, D. & B. Oleko. *Kinshasa in Transition: Women's Education, Employment, and Fertility*. 297 p., 29 line drawings, 62 tables. 6 x 9. 2003.
- [11] Song, S. & Y. Cho. (2004). Educational Differences in Impaired Fecundity and the Utilization of Infertility Services. 2004 Annual Meeting of the American Sociological Association.
- [12] StataCorp. (2005). Stata Statistical Software: Release 8. College Station, Texas: StataCorp LP.
- [13] Zhan J. (1995). Analyzing the correlation between educational attainment and fertility. Chin J Popul Sci. 1995;7(2):135-48.

**FIGURA 1.** Educación de las mujeres y número de hijos en algunos países, 1991-1999.



Fuente: Population Reference Bureau. Encuestas Demográficas y de Salud, 1991-1999.

**FIGURA 2.** Mapa del número promedio de hijos nacidos vivos de las mujeres. Nicaragua 2001.



**TABLA 1.** Estadísticas descriptivas del número de hijos nacidos vivos de las mujeres según variables explicatorias. Nicaragua 2001.

Variables demográficas	n	Promedio	Desv. Est.	Ef. diseño
Escolaridad				
Sin educación	378	4.2	0.20	1.1
Primaria	5497	2.9	0.04	0.9
Secundaria y más	5371	1.4	0.03	1.8
Zona de residencia				
Urbano	7396	2.1	0.04	2.2
Rural	5840	3.2	0.05	1.2
Tenencia de empleo				
Si trabaja	5745	2.6	0.04	1.7
No trabaja	7491	2.4	0.04	1.4
Uso de métodos antic.				
Si está usando	3716	2.7	0.05	1.4
No está usando	9520	2.4	0.04	1.6
Edad				
Menor de 30 años	7690	1.1	0.02	2.2
Mayor de 30 años	5546	4.4	0.06	2.4
Nivel informativo				
Menos informadas	5820	3.4	0.05	1.1
Más informadas	7416	1.9	0.03	2.0

**TABLA 2.** Coeficientes de dos modelos de regresión de Poisson en el número de hijos nacidos vivos de las mujeres. Nicaragua 2001.

Variables	Modelo 1				Modelo 2			
	Coef.	95% I.C.	p		Coef.	95% I.C.	p	
Demográficas								
Escolaridad <sup>1</sup>								
Primaria	-0.14	-0.21	-0.06	0.000	-0.34	-0.56	-0.11	0.004
Secundaria y más	-0.51	-0.59	-0.42	0.000	-1.11	-1.36	-0.86	0.000
Zona rural	0.11	0.06	0.15	0.000	0.10	0.06	0.14	0.000
Tenencia de empleo	0.05	0.01	0.08	0.008	0.04	0.00	0.08	0.026
Uso de métodos antic.	0.36	0.32	0.39	0.000	0.35	0.32	0.39	0.000
Edad	0.07	0.07	0.08	0.000	0.06	0.06	0.07	0.000
Nivel informativo mayor	-0.22	-0.25	-0.19	0.000	-0.22	-0.25	-0.19	0.000
Edad X Primaria					0.01	0.00	0.01	0.115
Edad X Secundaria y más					0.02	0.01	0.02	0.000
Constante	-1.42	-1.52	-1.33	0.000	-1.08	-1.30	-0.86	0.000
Prob. > $\chi^2(8)$	0.000				0.000			

n=11246

<sup>1</sup> La referencia fue sin educación.

**TABLA 3.** Riesgos relativos de dos modelos de regresión de Poisson en el número de hijos nacidos vivos de las mujeres. Nicaragua 2001.

Variables	Modelo 1				Modelo 2			
	RR	95% I.C.	p		RR	95% I.C.	p	
Demográficas								
Escolaridad <sup>1</sup>								
Primaria	0.87	0.81	0.94	0.000	0.71	0.57	0.90	0.004
Secundaria y más	0.60	0.55	0.66	0.000	0.33	0.26	0.42	0.000
Zona rural	1.11	1.07	1.16	0.000	1.11	1.06	1.16	0.000
Tenencia de empleo	1.05	1.01	1.09	0.008	1.04	1.00	1.08	0.026
Uso de métodos antic.	1.43	1.38	1.48	0.000	1.43	1.38	1.48	0.000
Edad	1.08	1.07	1.08	0.000	1.07	1.06	1.07	0.000
Nivel informativo mayor	0.80	0.78	0.83	0.000	0.81	0.78	0.83	0.000
Edad X Primaria					1.01	1.00	1.01	0.115
Edad X Secundaria y más					1.02	1.01	1.02	0.000

n=11246

<sup>1</sup> La referencia fue sin educación.