



ARTÍCULO 3

Educación y
fecundidad: análisis
empírico del caso
ecuatoriano
2004 - 2014

Educación y fecundidad: análisis empírico del caso ecuatoriano 2004 - 2014

Andrés Granja Armendaris

garmedaris@hotmail.es

Graduado de la carrera de Economía en la Universidad de Las Américas (UDLA), tiene interés especial en modelos de evaluación y administración del riesgo y modelización econométrica. Cuenta con experiencia de dos años en puestos de contabilidad, finanzas y sistema integrado de valores. Actualmente se desempeña como analista de riesgos en Class International Rating Calificadora de Riesgos S.A.

David A. Sánchez P.

davidsan_@hotmail.com

Economista por la Pontificia Universidad Católica del Ecuador, 2006. Magíster en Economía por la Universidad Alberto Hurtado (Chile), 2009. Master of Arts in Economics por Georgetown University (EE. UU.), 2009. Profesor de varias materias de economía en la Universidad de Las Américas (Ecuador), en la Universidad de los Lagos (Chile) y en la Universidad Internacional SEK (Ecuador). Excoordinador general de Planificación y exdirector nacional de Planificación del Ministerio de Educación. Exconsultor de Política Social de Unicef-Ecuador. Exsectorialista de Educación del Ministerio Coordinador de Desarrollo Social. Director metropolitano de Políticas y Planeamiento de la Educación del Municipio del Distrito Metropolitano de Quito.

Karla Meneses

karla.meneses@udla.edu.ec

Máster en Economía del Desarrollo, docente e investigadora de la Universidad de Las Américas.

Fecha de recepción: 22 de agosto de 2016/ Fecha de aceptación: 1 de noviembre de 2016

RESUMEN

La educación es un factor que condiciona la calidad de vida de las personas; es así que una reducida escolaridad puede ocasionar un sinnúmero de consecuencias, entre ellas, la excesiva fecundidad de la mujer y, como consecuencia, el incremento del número de familias en el ciclo de la pobreza. La presente investigación busca analizar si en Ecuador el efecto de la educación determina el nivel de fecundidad de las mujeres ecuatorianas, y también analizar cuáles son las otras variables complementarias que influyen en este ámbito de la sociedad. Mediante la implementación de conceptos teóricos y la utilización de un modelo econométrico, se evalúa el efecto de la educación sobre la fecundidad para los años 2004 y 2014. Es así que se encontró evidencia empírica para determinar que en Ecuador las mujeres que tienen mayor educación son menos propensas a tener un número elevado de hijos. Adicionalmente, se analizó por separado los ingresos de la madre y su respectivo cónyuge, donde se encontró un efecto negativo del ingreso de la madre sobre su fecundidad al tener en cuenta el costo de oportunidad que representa tener un hijo y, por el lado contrario, un efecto positivo de parte del ingreso del padre sobre la probabilidad de fecundidad de una mujer.

Palabras clave: fecundidad, educación, mujer, ingreso.

ABSTRACT

Education is the main key for life that conditions the quality of life that a determined group would have. The absence of schooling could cause various consequences, such as an excessive women's fertility, which leads to an increase of the families, falling in a poverty cycle. This research analyzes if in Ecuador the level of education determines the Ecuadorian women's fertility rate, and also which are the other variables that affect this social field. Through using theoretical concepts and an econometrical method, the effect of education over fertility, for 2004 and 2014, is evaluated with the purpose of observing the evolution of the effect in a decade. The research showed that there is empirical evidence that in Ecuador women that have a higher level of education are less likely to have a high number of children. Additionally, household's income was analyzed separately by husband and wife, finding a negative effect of the income of the mother over her fertility, due the opportunity cost that represents to have children. In the other side, husband's income shows a positive effect over the chance of fertility of His wife.

Keywords: *Fertility, education, women, and income*

1. INTRODUCCIÓN

Durante varios años se ha mantenido la idea que la equidad de género es un factor importante para el progreso de las sociedades ya que el desarrollo social, económico, político y cultural de los países, como se concibe de manera actual, está relacionado estrechamente con el avance del conjunto de miembros (hombres y mujeres) que conforman dicha sociedad.

Lograr una sociedad equitativa es uno de los retos más fuertes que tiene la mayoría de los países y sus respectivos Gobiernos. De tal manera que dicho reto se planteó dentro del proyecto de desarrollo de las Naciones Unidas denominado Objetivos de Desarrollo del Milenio (ODM), el cual fue planteado en el año 2000 y actualizado en 2015 a los nuevos Objetivos de Desarrollo Sostenible. Este proyecto propone un plan de acción basado en los resultados obtenidos por los ODM y de ese punto en adelante formula 17 nuevos objetivos principales, entre los que se destacan en referencia al tema de esta investigación los siguientes: 4) Garantizar una educación de calidad inclusiva y equitativa, y promover las oportunidades de aprendizaje permanente para todos; y 5) Alcanzar la igualdad entre los géneros y empoderar a todas las mujeres y niñas (ONU, 2015).

Para asegurar el desarrollo de las sociedades, es primordial que problemas como la salud, la falta de acceso a la educación y la falta de oportunidades laborales, no recaigan principalmente en las mujeres. Por tanto, se deben formular los mecanismos necesarios para asegurar que las mujeres puedan tener los mismos derechos, oportunidades y capacidades, con el fin de tener la libertad de elegir y decidir de manera estratégica sobre sus condiciones de vida.

Al hacer referencia a la educación como factor determinante de la fecundidad que, a su vez, es determinante en el desarrollo de la mujer en su autonomía, logrando mayor equidad de género, la cual está enlazada con el desarrollo socioeconómico de los países, se alude a cuál es el efecto de la educación como factor de influencia en las decisiones de la mujer sobre la fecundidad, que está también relacionada con la economía del hogar.

Por esto la presente investigación busca encontrar el efecto que tiene la educación sobre la decisión de fecundidad de la mujer ecuatoriana, además de dilucidar qué variables, junto con la educación, son las principales determinantes en la estimación de la probabilidad que una mujer tenga cierto número de hijos, para que, de esta manera, ella misma enfrente los retos importantes referentes a integración social plena y se desenvuelva intelectual y productivamente de la mejor manera. En esta línea, la hipótesis planteada en este trabajo es que un mayor nivel de educación en la mujer ecuatoriana reduce la probabilidad de tener un mayor número de hijos.

Este documento incluye en el primer apartado la introducción al tema de investigación. En el segundo apartado se presentan las bases teóricas que servirán como

sustento para el análisis de la relación educación-fecundidad. En el apartado tres se expone el modelo probabilístico encontrado para determinar la probabilidad de tener cierto número de hijos en función de los años de escolaridad. A continuación, la cuarta parte incluye un análisis del contexto de la problemática analizada para el caso ecuatoriano. El apartado cinco muestra los resultados obtenidos del análisis empírico. Finalmente, el apartado seis concluye con los resultados obtenidos.

2. EDUCACIÓN, FECUNDIDAD Y CRECIMIENTO ECONÓMICO

En este apartado se hará referencia a las relaciones necesarias dentro del sustento teórico para explicar el efecto de la educación sobre la fecundidad. Primero se trata la relación fecundidad-crecimiento económico; en segundo lugar, la relación fecundidad-educación; y finalmente, el resto de variables que influyen sobre la fecundidad

La fecundidad asociada a variables socioeconómicas, demográficas y educativas aparece como un factor importante al momento de posicionar un país dentro de las etapas de transición demográfica. En los estudios de transición demográfica se utilizan los años o niveles de educación como un indicador de desarrollo. Dicha transición se define como el cambio de una estructura poblacional inicial en crecimiento a una medianamente desarrollada para finalizar en una de declive poblacional en un determinado tiempo.

Notestein (1945) clasifica las estructuras poblacionales en tres distintas etapas. La primera etapa, llamada “población con alto potencial de crecimiento”, se evidencia en su mayoría en países donde la transición poblacional es escasa y tiene altos niveles de pobreza extrema; por ejemplo: Etiopía, Burundi y Somalia. La segunda etapa, llamada “crecimiento en transición”, se refiere a las poblaciones que se encuentran en una etapa temprana de evolución, con tasas de crecimiento más dinámicas y tasas de nacimiento y de mortalidad altas, asociada principalmente a países en vías de desarrollo. Finalmente, la tercera etapa se denomina “declinamiento insipiente” y se da cuando la población ha caído por debajo del nivel de reemplazo intergeneracional, como en los países de Europa, América del Norte y Oceanía.

Es importante destacar que estas tres etapas planteadas por Notestein han sido resumidas por varios autores, entre ellos, Chesnais, que en 1986 planteó que la transición demográfica es un proceso de larga duración que se da entre dos puntos extremos: uno inicial de bajo crecimiento demográfico, con altas tasas de fecundidad y de mortalidad, y otro final con bajo crecimiento y con ambas tasas igualmente bajas. Entre ambos puntos de estabilidad se destacan dos momentos principales, el primero donde la tasa de crecimiento de la población aumenta debido al descenso de la mortalidad, y el segundo, donde dicha tasa de crecimiento disminuye debido al descenso de la fecundidad (Chesnais, 1986).

Según el estudio de Chakiel y Martínez (1993), América Latina se encuentra transitando la fase de disminución de la fecundidad de una manera rápida, luego de que a partir de la mitad del siglo XX las tasas de mortalidad también tuvieron un descenso importante, dando como resultado una tasa de crecimiento poblacional en descenso. En la tipología elaborada por la Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (Celade) (1992) para describir las etapas de transición demográfica en América Latina, se ubicó a Ecuador dentro de la etapa llamada “De plena transición”: “Son países con natalidad moderada y mortalidad moderada o baja, lo que determina un crecimiento natural moderado cercano al 2%. Como el descenso de la fecundidad es reciente, la estructura por edades se mantiene todavía relativamente joven, aun cuando ya ha disminuido la relación de dependencia” (Celade, 1992, p. 1).

Según Davis y Blake (1956), es necesario estudiar variables socioeconómicas para entender de mejor manera la relación entre fecundidad y crecimiento económico; por ejemplo, ingreso familiar, nivel de educación, grupos etarios, situación familiar, grupos étnicos, actividades económicas, estado civil; las modificaciones de la población, nacimientos, matrimonios y fallecimientos; esperanza de vida, estadísticas sobre migraciones, sus efectos sociales y económicos; grado de delincuencia; y otras estadísticas económicas y sociales relevantes.

En la primera edición del ensayo de Malthus (1798) se planteó una correlación positiva entre la fecundidad y el estándar de vida en las familias de Inglaterra. Se expone que el incremento de la demanda de trabajo y un creciente poder de producción estimulan el aumento de la población. Sin embargo, llegando a la sexta edición del mencionado ensayo, en 1826, se puede ver cómo empiezan a aparecer ideas complementarias del autor al asegurar que existe una correlación negativa entre la fecundidad y el desarrollo de las sociedades, mediante la reducción de la fecundidad por el aplazamiento de los matrimonios.

En adición, Bongaarts (1978 y 1982) demostró que la diferencia en la fecundidad de las poblaciones se debe principalmente a la variación de la nupcialidad, el uso de anticonceptivos, la infecundidad posparto y el aborto inducido. Estas variables son características sociales de la población y de su desarrollo a través del tiempo. Es aquí donde se aprecian los pilares fundamentales para establecer el vínculo entre fecundidad, transición demográfica y crecimiento económico.

Un tema importante para analizar dentro de la relación educación-fecundidad y crecimiento económico es el costo de los hijos, ya que una familia que enfrenta una restricción presupuestaria determinada tendrá que gastar una parte del ingreso en cada hijo que tenga. De tal manera, si el ingreso familiar es bajo y hay varios hijos, no se les podrá dar la mejor educación y servicios. Según Mincer (1962), el tener hijos no solo involucra costos directos de manutención, sino que también involucra costos de oportunidad, por ejemplo, todo el tiempo que la madre debe pasar al cuidado de ellos. De aquí, plantea un salario potencial de la madre, que sería el costo de oportunidad

de tener hijos (el salario que ganaría si no tuviese que cuidar a sus hijos); entonces cuanto mayor sea el salario potencial de la madre, mayor será el costo implícito de tener un hijo. De esta manera, el alto costo de oportunidad desalienta la fecundidad. A su vez, el salario, como se indicó, está relacionado con el nivel de educación.

Se dice que la educación de la mujer es la variable con mayor efecto sobre la fecundidad, no solo por las mejores oportunidades de empleo que abre la educación, sino porque las mujeres educadas ingresan en un grupo de personas que, al aumentar el sueldo que reciben, caen en la disyuntiva del costo de oportunidad. Como se mencionaba antes, el salario potencial es decisivo al momento de tener hijos.

Mincer (1962) también hace referencia al salario de la pareja en los hogares en su estudio realizado para el caso de Estados Unidos, donde da a conocer la correlación entre el número de hijos y el total de remuneración percibida por jornada laboral de padre y madre. En este sentido, Mincer interpretó el coeficiente de regresión de los ingresos del cónyuge como el efecto renta, y la diferencia entre los coeficientes correspondientes a esposo y esposa como el efecto precio asociado al costo de oportunidad mencionado para las mujeres. Los resultados obtenidos fueron que el efecto del ingreso del cónyuge con respecto al número de hijos es positivo, dado al menor aporte de tiempo que da el hombre al cuidado de sus hijos y al mayor aporte de renta en el hogar. Además, se encontró que los ingresos potenciales de las mujeres que trabajan se relacionan de manera negativa al número de hijos, es decir, mientras mayor es el sueldo que puedan percibir, mayor será el efecto negativo sobre la cantidad de hijos que tengan.

En la misma línea del planteamiento anterior, el trabajo de Farooq y Simmons (1985) afirma que hay una relación negativa y fuerte entre la educación y la fecundidad. Esta relación se observa más en los niveles altos de educación, lo cual sugiere un umbral de acción de la variable; y también presenta mayor efecto mediante la educación que conduce al desarrollo de una actividad económica. También expresa que la educación está asociada con pautas de comportamiento más moderno, amplía el conocimiento sobre los métodos anticonceptivos y el uso de los métodos más eficientes, posterga la edad de matrimonio y, cuando se trata de estudios superiores, a menudo obliga a postergar largo tiempo la decisión de tener hijos. Asimismo, señala que la educación se relaciona a los diferenciales por zona de residencia y por estatus socioeconómico, además de ser un indicador fuerte de los niveles de ingreso.

No solo es necesario entender la relación educación-fecundidad, sino otros factores que servirán como variables de control en el modelo del presente trabajo. Easterlin (1975) analiza los componentes que sirven de unión entre la modernización y la fecundidad de la mujer. Muchos aspectos de la modernización, tales como la salud pública, la urbanización y la educación, afectan al control de la fecundidad. Esta aproximación habla de cómo al transferir familias, por ejemplo, de la parte rural de un país hacia la parte urbana, puede generar una disminución en la concepción de nuevos hijos debido a los costos elevados de manutención en las ciudades grandes.

El autor ubica a la modernización como el proceso por el cual se pasa de tener una producción agrícola en ciudades pequeñas y poco avanzadas tecnológicamente a trasladarse a ciudades grandes e industrializadas, de altas exigencias, pero de mejores condiciones de vida.

Adicionalmente, para el caso de América Latina, Chakiel (2004) analiza la caída de la fecundidad en las mujeres de todas las edades, la intensidad de la declinación de las tasas de fecundidad por edades de las madres y los distintos métodos de control natal utilizados por las mujeres para el período 1950-2000. La investigación concluye que la planificación de los nacimientos puede realizarse postergando el primero de ellos hacia edades mayores de la madre, lo que conduciría a un patrón tardío de la fecundidad por edades. Por el contrario, el autor dice que, si el control se realiza luego de lograr el tamaño de familia deseado, se obtiene un patrón de fecundidad temprana. Otra posibilidad es la de limitar la fecundidad mediante el espaciamiento de los nacimientos, con intervalos más amplios, lo que conduciría a una estructura de la fecundidad por edades dilatadas. América Latina muestra una tendencia al rejuvenecimiento de las tasas de fecundidad por edades, lo que se expresa en una disminución más intensa en las edades mayores, fundamentalmente de 30 años en adelante, es decir, se encuentra en el primer caso de fecundidad temprana.

Es así que en la relación educación-fecundidad las variables que teóricamente complementan este análisis son: el ingreso de las familias diferenciado entre ingreso de jefe de hogar y cónyuge, basado en las ideas de Mincer (1962); la edad de la mujer, basado en el estudio de Chakiel (2004); la zona y región del país al que pertenecen las mujeres analizadas, según Easterlin (1975) y Notestein (1945); la etnia a la que pertenece la mujer, con el fin de analizar el efecto de minorías étnicas en Ecuador, de acuerdo a Davis y Blake (1965); el estado civil, siguiendo a Boon-garts (1978); y, finalmente, el nivel de pobreza, consecuente a Farooq y Simmons (1985). Todas estas variables servirán como sustento para la explicación más clara del efecto negativo esperado de una mayor educación sobre la fecundidad de la mujer ecuatoriana.

3. METODOLOGÍA

El presente análisis metodológico parte de una función logística para desarrollar una regresión de tipo ordenada. Es importante destacar que este tipo de metodología permite modelar variables cualitativas que, para el efecto, es la opción correcta ya que se trabaja con características de las madres. Por tal razón, se espera que con este modelo se obtengan como respuesta valores enteros que sigan una lógica ordinal dependiendo del número de hijos de la madre.

Se ha escogido un modelo logístico ordenado dada la manera en que se estratifica el análisis probabilístico de la variable dependiente, es decir, son valores

ordinales ya que se analiza la probabilidad de tener uno, dos, tres, cuatro, cinco, seis o más hijos.

Según el trabajo de Rodríguez y Cáceres (2007), la variable dependiente, Y_i^* , depende de un conjunto de variables explicativas que determinan la elección por parte del individuo i , es decir:

$$Y_i^* = \beta' x_i + \varepsilon_i \quad \text{(Ecuación 1)}$$

Donde ε_i es el término de error o de perturbación aleatoria. La elección del individuo entre las alternativas $0, \dots, J$ es reflejo del valor de Y_i^* con relación en los límites μ_j , $j = 1, \dots, J$, es decir:

$$Y_i = \begin{cases} 0, & \text{si } Y_i^* \leq 0 \\ 1, & \text{si } 0 < Y_i^* \leq \mu_1 \\ 2, & \text{si } \mu_1 < Y_i^* \leq \mu_2 \\ \vdots & \\ J, & \text{si } \mu_{J-1} < Y_i^* \end{cases} \quad \text{(Ecuación 2)}$$

Si se adopta este enfoque de la variable latente y se asume que $\mu_0 = 0$, el modelo probabilístico que determina la elección queda definido de la siguiente manera:

$$P(Y_i = 0) = P(Y_i^* \leq 0) = P(\varepsilon_i \leq -\beta' x_i), \quad \text{(Ecuación 3)}$$

$$P(Y_i = j) = P(\mu_{j-1} < Y_i^* \leq \mu_j) = P(\mu_{j-1} - \beta' x_i < \varepsilon_i \leq \mu_j - \beta' x_i), \quad j = 1, \dots, J-1 \quad \text{(Ecuación 4)}$$

$$P(Y_i = J) = P(Y_i^* > \mu_{J-1}) = P(\varepsilon_i > \mu_{J-1} - \beta' x_i). \quad \text{(Ecuación 5)}$$

Si la función de distribución de la variable aleatoria ε_i es F , entonces:

$$P(Y_i = 0) = F(-\beta' x_i), \quad \text{(Ecuación 6)}$$

$$P(Y_i = j) = F(\mu_j - \beta' x_i) - F(\mu_{j-1} - \beta' x_i), \quad j = 1, \dots, J-1, \quad \text{(Ecuación 7)}$$

$$P(Y_i = J) = 1 - F(\mu_{J-1} - \beta' x_i) \quad \text{(Ecuación 8)}$$

En el caso del modelo logístico ordenado:

$$F(\mu_j - \beta'x_i) = \Lambda(\mu_j - \beta'x_i) = \frac{e^{(\mu_j - \beta'x_i)}}{1 + e^{(\mu_j - \beta'x_i)}}, \quad j = 0, \dots, J-1. \quad (\text{Ecuación 9})$$

La estimación del modelo se lleva a cabo por máxima verosimilitud recurriendo a algoritmos iterativos de optimización. Los umbrales se estiman simultáneamente con los parámetros del vector β , común para todas las alternativas.

Sin embargo, en este tipo de modelos no es suficiente realizar la estimación y encontrar los valores y el signo de β , también es necesario encontrar los efectos marginales de la siguiente forma:

$$\frac{\partial P(Y_i = 0)}{\partial x_{im}} = -f(\beta'x_i)\beta_m, \quad (\text{Ecuación 10})$$

$$\frac{\partial P(Y_i = j)}{\partial x_{im}} = [f(\mu_{j-1} - \beta'x_i) - f(\mu_j - \beta'x_i)]\beta_m, \quad j = 1, \dots, J-1, \quad (\text{Ecuación 11})$$

$$\frac{\partial P(Y_i = J)}{\partial x_{im}} = f(\mu_{J-1} - \beta'x_i)\beta_m, \quad (\text{Ecuación 12})$$

f es la función de densidad de la distribución del término de error elegida. Por tanto, para la primera y última de las alternativas, el signo del coeficiente permite conocer la dirección del cambio en la probabilidad de elección ante una variación en la variable x_{im} . En las alternativas intermedias, el resultado es ambiguo dado que la dirección del cambio depende de los valores del vector de variables explicativas y, por supuesto, de los límites.

3.1 El modelo fecundidad-educación

$$Y_i \text{ (Número de Hijos)} = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \beta_6 X_{6i} + \beta_7 X_{7i} \\ + \beta_8 X_{8i} + \beta_9 X_{9i} + \beta_{10} X_{10i} + \beta_{11} X_{11i} + \varepsilon_i \quad (\text{Ecuación 13})$$

Donde:

Y_i : Número de Hijos. Es la variable dependiente que adopta el número de hijos de la mujer (0, 1, 2, 3, 4, 5, 6 o más hijos) al momento de ser encuestada, dadas las variables explicativas.

X_{1i} : *AñoInst.* Indica el valor medido en años aprobados de educación de la mujer al momento de ser encuestada.

X_{2i} : *Edadsq.* Son los mismos años de la variable *Edad* elevados al cuadrado.

X_{3i} : *Área.* Es una variable dicótoma, adopta el valor de 1 si la mujer vive en zona rural y 0 en zona urbana al momento de ser encuestada.

X_{4i} : *Edad.* Es una variable que muestra los años de vida de la mujer al momento de ser encuestada.

X_{5i} : *Ingreso Mujer.* Es una variable que recoge todos los ingresos de la mujer analizada por tipo de ingreso (patronos cuenta personal, asalariados, ocupación secundaria, por regalos o donaciones) al momento de ser encuestada.

X_{6i} : *Ingreso Esposo.* Es una variable que recoge todos los ingresos del hombre y cónyuge de la mujer, analizada por tipo de ingreso (patronos cuenta personal, asalariados, ocupación secundaria, por regalos o donaciones).

X_{7i} : *Región 1.* Es una variable dicótoma que adopta el valor de 1 si la mujer vive en la Sierra y 0 si vive en otras regiones al momento de ser encuestada.

X_{8i} : *Región 2.* Es una variable dicótoma que adopta el valor de 1 si la mujer vive en la región Costa y 0 si vive en otras regiones al momento de ser encuestada.

X_{9i} : *Estcivil.* Es una variable dicótoma que adopta el valor 1 si la mujer es casada o se encuentra en unión libre, y de 0 si tiene cualquier otro estado civil al momento de ser encuestada.

X_{10i} : *Etnia.* Es una variable dicótoma que adopta el valor de 1 si la mujer es indígena, mulata o negra y 0 si es de las demás categorías.

X_{11i} : *Pobreza.* Es una variable dicótoma construida a través del BDH como *proxy*, es decir, si la mujer recibe el bono, adopta el valor de 1, si no, adopta el valor de 0.

3.2 Muestra

La muestra seleccionada para hacer la investigación es de corte transversal y tiene como base la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (Enemdu) del Ecuador para los años 2004 y 2014.

Para empezar el tratamiento de las variables, es necesario que del total de la encuesta para 2004 realizada en 19.392 hogares a 83.043 personas, se filtren solo a las mujeres que dentro del hogar ocupan la posición de jefe de hogar o de cónyuge del jefe de hogar (sean madres o no), quedando en total 17.262, que representan el

20,8% de personas encuestadas. De la misma manera, para el año 2014, de un total de 116.505 personas encuestadas, se han filtrado a 30.484 mujeres, que representan el 26,2% de todas las encuestadas.

También es necesario dar tratamiento a las variables dicotómicas del modelo; por ejemplo, en la base de datos de la Enemdu, la variable de control *Área* adopta valores de 1 si la mujer vive en el área urbana y 2 si vive en el área rural. Por lo tanto, es necesario cambiar los valores según lo que se quiere investigar, es decir, en este caso se busca el efecto que una mujer viva en el área rural sobre la probabilidad de tener distinto número de hijos. Es así que los nuevos valores serán 1 para zona rural y 0 para la urbana. De la misma manera, para las variables *Región 1* y *Región 2* se ha realizado el proceso mencionado.

Adicionalmente, para obtener las variables *Ingreso Mujer* e *Ingreso Esposo* es necesario sumar los siguientes ingresos: patronos cuenta personal, asalariados, ocupación secundaria, por regalos o donaciones.

4. CONTEXTO DE LA PROBLEMÁTICA ANALIZADA

La presente sección tiene como objetivo presentar un análisis de la evolución de las distintas tasas de fecundidad (general, específica y global), así como de ciertas variables asociadas a las mismas. Para este fin se ha comparado información de dos fuentes principales: 1) el Censo de Población y Vivienda en las tomas 2001 y 2010; y 2) la Enemdu en las tomas 2004 y 2014.

Según el Censo de Población y Vivienda realizado en el año 2010, existen 3.810.548 hogares en Ecuador. El 64% se encuentra ubicado en la zona urbana y el 36% en la zona rural. De todos estos hogares, el 28,7% tiene como jefe de hogar a una mujer. Por tanto, en esta investigación, al seleccionar solo las mujeres-madres jefas de hogar y cónyuges del jefe de hogar, se encuentra que el 70% de los hogares regidos por una mujer son hogares sin cónyuge. Con relación al tamaño del hogar, según el Censo 2010, el 57% de los hogares existentes cuentan con 2 a 4 miembros.

Por otro lado, el 60,1% del total de hogares en Ecuador son pobres por necesidades básicas insatisfechas (NBI), es decir, tienen déficit en el acceso a servicios básicos, materiales de viviendas o están hacinados. De este total de hogares pobres a nivel nacional, el 27,1% tiene a una mujer como jefa de hogar sin cónyuge.

Además, las mujeres ecuatorianas mayores a 12 años son el 75,5% del total de mujeres en el país. De este grupo, el 66,1% alguna vez ha tenido hijos nacidos vivos, y el 64,9% de estas mujeres que han tenido hijos vive en el área urbana.

Tabla 1: Total de mujeres por área y según su grupo de edad 2010

Grupos de edad	Área		
	Urbana	Rural	TOTAL
TOTAL	4.639.352	2.666.464	7.305.816
Menores de 12 años	1.058.775	733.574	1.792.349
12 años en adelante	3.580.577	1.932.890	5.513.467
Mujeres con hijos nacidos vivos	2.340.732	1.304.435	3.645.167

Tomada de Revista coyuntural E-Análisis, Censo de Población y Vivienda 2010.

Como se ha mencionado, la educación es un factor determinante en la vida de una mujer, principalmente al momento de tomar decisiones trascendentales como la de ser madre, ya que una vez que la mujer tiene varios hijos no puede dedicarse a estudiar para encontrar mejores empleos debido a que debe cuidar a los hijos que tiene, cayendo en un círculo vicioso que normalmente está atado a la pobreza (Farooq y Simons, 1985). Por esta razón, es necesario analizar cómo se encuentra la situación en Ecuador. Haciendo un análisis estadístico del Censo 2010 se encuentra que, del total de las madres ecuatorianas, el 43,4% trabaja, es decir, que tener hijos puede ser uno de los muchos factores que no permite la completa inserción de la mujer en el mercado laboral.

Tabla 2: Mujeres de 12 y más años de edad que han tenido hijos por nivel de instrucción 2010

Nivel de Instrucción	TOTAL	Urbano	Rural	Trabaja	No trabaja	Hijos por mujer
TOTAL	3.645.167	2.340.732	1.304.435	1.582.142	2.063.025	3
Ninguno	301.304	110.520	190.784	90.193	211.111	6
Preescolar	11.928	7.249	4.679	4.275	7.653	5
Educación Básica	1.833.687	1.019.738	813.949	665.850	1.167.837	4
Educación Media	827.698	647.003	180.695	372.176	455.522	2
Superior	611.256	523.865	87.391	427.114	184.142	2
Sin información	59.294	32.357	26.937	22.534	36.760	-

Tomada de Revista coyuntural E-Análisis Censo de Población y Vivienda 2010.

Del total nacional, el 50,3% de las mujeres que alguna vez ha tenido hijos logra una educación básica, el 22,7% obtiene educación media y el 16,8% posee educación superior, lo que podría dar indicios de una relación inversa entre estudiar más años y tener hijos. Complementando al ámbito nacional, se encuentra que las mujeres que viven en el área urbana son más educadas que las que viven en el área rural. El 27,6% de las mujeres que viven en el área urbana tienen educación media frente al 13,9% que viven en el área rural, y el 22,4% ubicadas en el área urbana tienen educación superior frente al 6,7% que vive en el área rural.

Tabla 3: Nacidos vivos por nivel de instrucción de la madre

Nivel de instrucción	Número de nacidos vivos		Porcentaje del total de nacidos vivos	
	2004	2014	2004	2014
TOTAL	168.893	229.476	100%	100%
Ninguno	1.036	2.992	0,6%	1,3%
Centro de alfabetización	1.362	580	0,8%	0,3%
Básica	72.088	72.520	42,7%	31,6%
Secundaria	42.872	94.466	25,4%	41,2%
Superior	20.787	45.754	12,3%	19,9%
Sin información	30.748	13.164	18,2%	5,7%

Tomada de INEC, Enemdu 2004 y 2014.

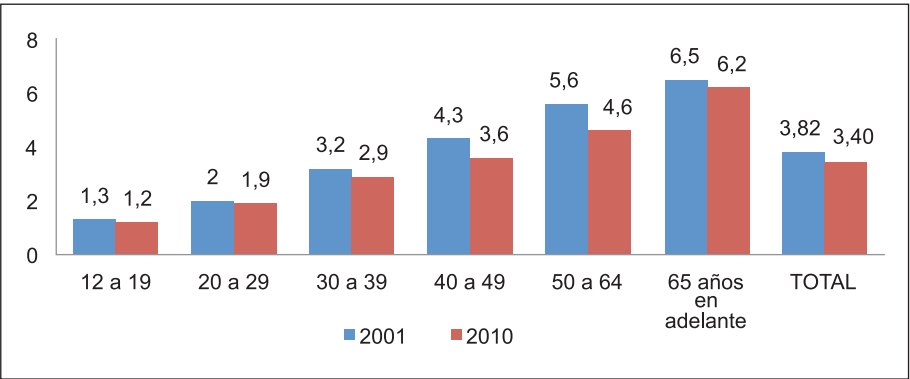
La Tabla 3 muestra la comparación entre los nacidos vivos en el año 2004 frente a los de 2014. Se puede distinguir que en el paso de una década el mayor porcentaje de nacidos vivos se traslada de mujeres con educación básica a mujeres con educación secundaria y también para 2014 se observa un aumento en el porcentaje de nacidos vivos de madres con instrucción superior.

En adición a esto, haciendo una comparación entre los censos realizados en 2001 y en 2010, el promedio de hijos por mujer según grupos de edad disminuye en cada uno de ellos. En promedio nacional, disminuye de 3,8 a 3,4 el promedio de hijos en las mujeres.

Adicionalmente, es necesario analizar a la fecundidad como el factor demográfico que determina las tendencias futuras del crecimiento poblacional. Según lo señalado en el punto 2 de esta investigación, la fecundidad es uno de los factores más importantes en la transición demográfica. Desde el Censo realizado en 1982 se ha dado seguimiento a este factor de fecundidad y se evidencia que la cantidad de mujeres en edad fértil (entre los 15 y los 49 años) prácticamente se han duplicado desde 1982 hasta 2010, pasando de 1.914.584 a 3.804.976, mientras que el número

de hijos nacidos vivos por mujer ha disminuido en un 12,7% en el mismo período. El número de hijos promedio por mujer también se reduce de 4 a 1,8 en el mencionado período.

Figura 1: Comparativo 2001 vs 2010 del promedio de hijos por mujer según grupos de edad



Tomada de Revista coyuntural E-Análisis Censos de Población y Vivienda 2001 y 2010.

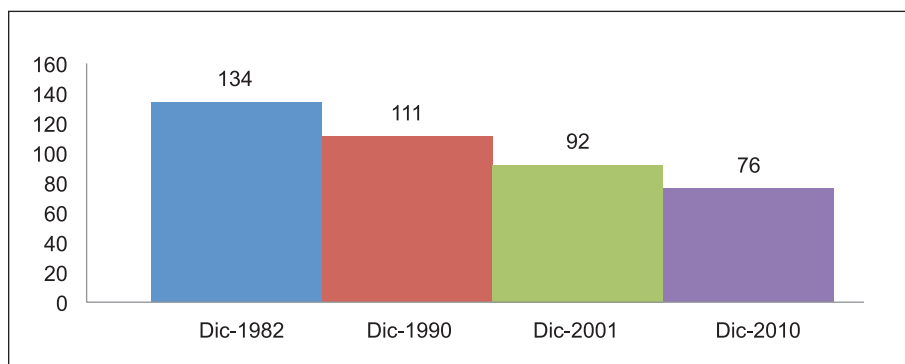
La tasa de fecundidad general, que se refiere al número de niños nacidos vivos por cada mil mujeres, presenta una disminución de 134 a 76, es decir, una disminución del 43,3% de la tasa obtenida en 1982 a la de 2010. Por otro parte, la tasa global de fecundidad (TGF), que se refiere la suma de las tasas específicas de fecundidad separadas por grupos de años de fertilidad, para el año 2010 es de 2,4 hijos nacidos vivos, es decir que una mujer en toda su vida fértil puede tener un promedio de 2 hijos, mientras que en 1990 fue de 4,1.

Tabla 4: Mujeres de 15 a 49 años según año de censo

Año de censo	Mujeres en edad fértil	Total de hijos nacidos vivos	Promedio de hijos por mujer
1982	1.914.584	7.732.835	4,0
1990	2.436.564	5.505.336	2,3
2001	3.166.593	6.176.463	1,9
2010	3.804.976	6.750.479	1,8

Tomada de Revista coyuntural E-Análisis Censos de Población y Vivienda 1982, 1990, 2001, 2010.

Figura 2: Tasa de fecundidad general, según año de censo



Tomada de Revista coyuntural E-Análisis Censos de Población y Vivienda 1982,1990, 2001, 2010.

Tabla 5: Tasas de fecundidad específicas y global por año de censo

Grupos de edad	Tasas de fecundidad específica 1982	Tasas de fecundidad específica 1990	Tasas de fecundidad específica 2001	Tasas de fecundidad específica 2010
15-19	0,105	0,101	0,0752	0,07235
20-24	0,247	0,211	0,1477	0,12474
25-29	0,248	0,196	0,1319	0,11405
30-34	0,208	0,151	0,1038	0,08926
35-39	0,156	0,103	0,0652	0,05472
40-44	0,079	0,049	0,0281	0,02125
45-49	0,018	0,014	0,0062	0,00380
TGF	5,3	4,1	2,8	2,4

Tomada de Revista coyuntural E-Análisis Censos de Población y Vivienda 1982,1990, 2001, 2010.

Se puede notar en la Tabla 5 que la tasa más alta de fecundidad específica se da en el grupo de edad de 20 a 24 años durante casi todos los años de los censos poblacionales. Sin embargo, en cada uno de los rangos existe una disminución de la tasa específica, lo cual implica una baja de la tasa global.

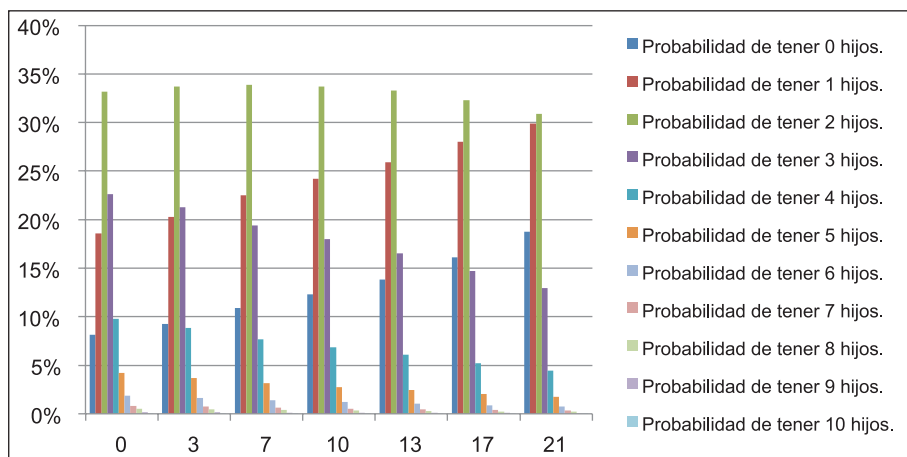
5. RESULTADOS DEL MODELO

Luego de realizar las regresiones del modelo logístico ordenado, se obtuvieron resultados consistentes con la hipótesis y la teoría económica. A continuación, se exponen los aspectos más importantes de los resultados, mientras que en los anexos se presentan tablas con los resultados principales del modelo¹.

Resultados de la hipótesis

Al analizar cómo interactúan los años de estudio de la madre (variable independiente de mayor interés) frente al número de hijos que tiene (fecundidad de la mujer), se puede observar que para el año 2004 las categorías de 0 y 1 hijos tienen una probabilidad creciente. Es decir, conforme la mujer tiene más años de estudio, la probabilidad de tener cero o un hijo aumenta conforme aumentan los años de estudio de la madre y, paralelamente, los efectos marginales son positivos. Por ejemplo, una mujer con menos de cinco años de educación tiene una probabilidad de 9,2% de no tener hijos y 20,2% de solo tener uno, mientras que una mujer con más de 13 años de educación tiene probabilidades del 13,8% y 25,9% respectivamente. Cuando se analiza la opción de tener 2 o más hijos, la situación tiene el cambio esperado ya que, conforme la mujer incrementa sus años de estudio, la probabilidad de tener 2 o más hijos desciende paulatinamente. Es así que una mujer con diez años o menos de escolaridad tiene una probabilidad de tener 2 o más hijos del 33,7%, mientras que una mujer con más de 18 años de escolaridad presenta una probabilidad del 30,9%.

Figura 3: Probabilidad de fecundidad vs. años de escolaridad 2004

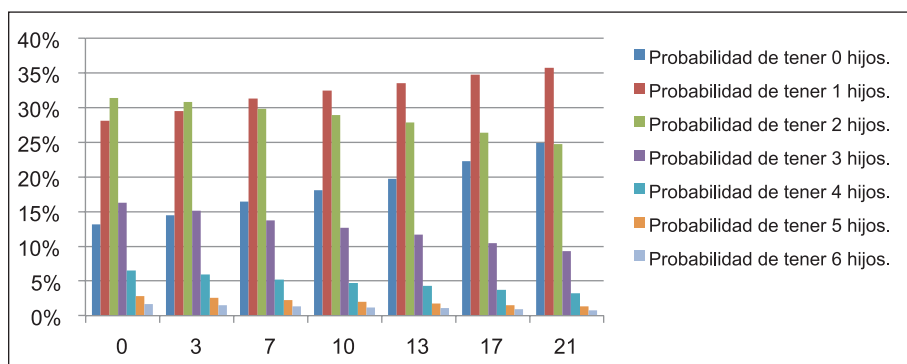


Adaptada de INEC/ Enemdu 2004 y 2014.

¹ Debido al número de páginas que se requiere para presentar todos los resultados de los efectos marginales del modelo, se ha decidido colocar como referencia solo las tablas correspondientes a la regresión de 2014.

Para el año 2014, una mujer con menos de 5 años de educación tiene una probabilidad de 14,5% de no tener hijos y 29,1% de tener solo uno, mientras que una mujer con más de 13 años de escolaridad tiene probabilidades de 19,8% y 33,5% respectivamente. Si se compara el año 2004, se observa un aumento de las probabilidades para no tener hijos o solamente uno. Adicionalmente, una mujer con 10 o menos años de escolaridad tiene una probabilidad de tener 2 o más hijos del 28,9%, mientras que una mujer con más de 18 años de escolaridad presenta una probabilidad del 24,7%. De esta manera se comprueba que, una vez que se tiene al menos un hijo, una mayor educación reduce la probabilidad de fecundidad en la mujer (ver Tabla 8 en los anexos con los efectos marginales en la regresión de 2014).

Figura 4: Probabilidad de fecundidad vs. años de escolaridad 2014



Adaptada de INEC/ Enemdu 2004 y 2014.

Fecundidad frente a la edad de la mujer

Es lógico afirmar que la probabilidad de tener al menos un hijo depende de la edad, es decir, mujeres en edad fértil incrementan la probabilidad de un primogénito mientras su edad aumenta. Es así que, en promedio, a los 14 años una mujer presentó en 2004 una probabilidad de 4,1% de tener un hijo, frente al 0,7% de 2014. Esta reducción se relaciona con las variaciones en la maternidad infantil. Por otro lado, al cumplir los 20 años, la probabilidad de ser madres se incrementa en comparación con la adolescencia, mostrando que para dicha edad la probabilidad fue de un 9,4% en 2004 frente al 2,7% en 2014. Si se analiza la probabilidad de tener 2 hijos o más, en 2004 fue del 2,6% mientras que en 2014 fue del 0,5%, lo que concuerda con la reducción en las tasas de fecundidad.

Si la mujer ha cumplido los 25 años, la probabilidad, en 2004, fue de 17,1% de tener un solo hijo, mientras que en 2014 fue del 5,6%. Sin embargo, para dicha edad, la probabilidad de tener dos o más hijos disminuye a un 5,4% para 2004, mientras que para 2014 fue del 1,2%. De manera complementaria, al cumplir los 30 años, para 2004, la probabilidad de tener un solo hijo es del 26,6%, frente al 10,5%

de tener 2 o más hijos, mientras que en 2014 la probabilidad de tener un solo hijo fue del 12,7% frente al 3,1% de tener 2 o más hijos. Estos resultados son los esperados tomando en cuenta que una mujer más educada reduce el número de hijos y, como se ha visto, el número de años de escolaridad se incrementó entre 2004 y 2014 en casi dos años.

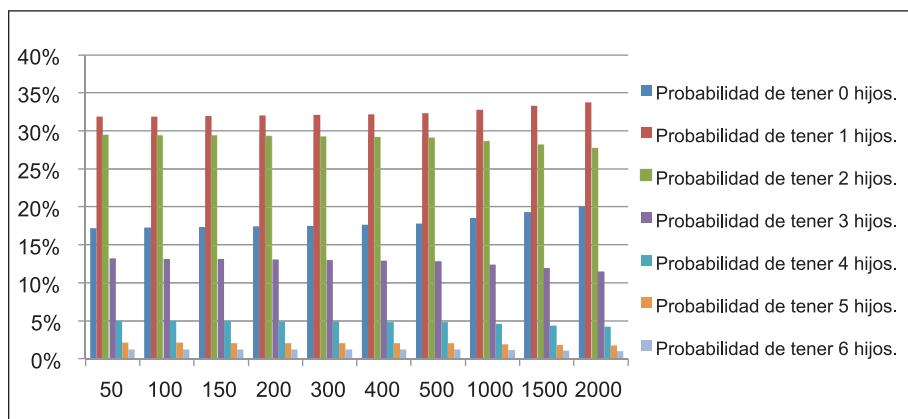
Las variaciones en la fecundidad a partir de los 35 años continúan presentando grandes diferencias entre 2004 y 2014; por ejemplo, una mujer en 2004 presenta una probabilidad de 18,7% de tener 2 o más hijos frente al 7,3% de una mujer en 2014, contrastando con una mujer en 2004 con una probabilidad del 33,3% de tener un solo hijo, y en 2014 del 24,4%.

Un dato interesante es que a partir de los 40 años y hasta los 50 años, que es cuando termina la etapa de fecundidad de una mujer, se puede apreciar una menor probabilidad en 2014 de tener 2 o más hijos que la de 2004, es decir, la mujer de 2014, al terminar su período de fertilidad, es menos fecunda que la mujer de 2004. En otras palabras, en promedio, una mujer a los 40 años tuvo menos hijos en 2014 que lo que otra mujer de 40 años tuvo en 2004. Esto es consecuente con los datos observados donde la tasa global de fecundidad descendió a través del paso del tiempo.

Efecto del ingreso en la fecundidad

El ingreso de la mujer debería tener un efecto negativo sobre el número de hijos debido al costo de oportunidad existente por dedicarse al cuidado de los niños. Sin embargo, se puede observar que los resultados para 2004, si bien se comportan como lo esperado, no son significativos a menos que el ingreso sea superior a los \$ 7.000 mensuales.

Contrariamente, los resultados relacionados con el ingreso de la mujer para el año 2014 son significativos en todos los niveles de ingreso y para todas las categorías de números de hijos, los cuales muestran que la probabilidad de no tener hijos aumenta conforme aumenta el ingreso, significando que una mujer con un ingreso mensual de \$ 100 presenta una probabilidad de 17,2% de no tener ningún hijo, mientras que una mujer con un ingreso mensual de \$ 1.500 presenta una probabilidad de 19,3%. Lo mismo sucede con la probabilidad de tener al menos un hijo, en donde el ingreso de la madre actúa como un incentivo para tenerlo: una mujer con un ingreso de \$ 150 mensuales tiene una probabilidad de 31,9% frente al 33,3% de una mujer que tiene un ingreso de \$ 1.500 mensuales (ver Tabla 9). Esta situación se da ya que las mujeres con menos ingresos aumentan la probabilidad de tener 2 o más hijos y no solo 1, que es el caso de las mujeres con mayores ingresos, como se analizará a continuación.

Figura 5: Probabilidad de fecundidad vs. ingreso de la mujer 2014

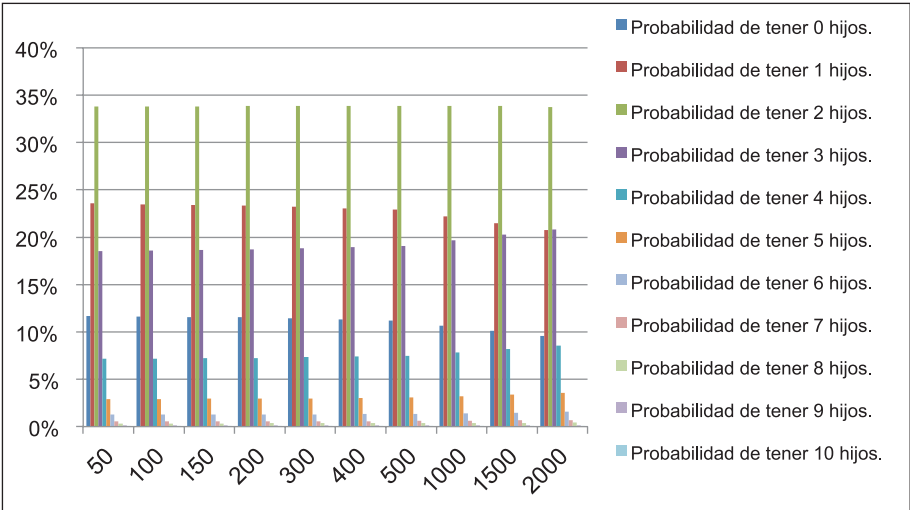
Adaptada de INEC/ Enemdu 2004 y 2014.

Continuando con el análisis del ingreso de la madre para el año 2014, el efecto en las categorías de 2 o más hijos es el esperado, conforme aumenta el ingreso de la madre. Por ejemplo, una mujer con un ingreso de \$ 100 mensuales tiene una probabilidad de 29,4% de tener 2 o más hijos, mientras que una mujer con un ingreso de \$ 2.000 mensuales presenta una probabilidad del 27,7%. Se puede concluir que el efecto del ingreso de la mujer cambia de incentivo a restrictivo cuando se habla de 2 o más hijos.

De manera complementaria, se encontró para 2004 que la probabilidad de no tener hijos disminuye conforme aumenta el ingreso de la pareja. Esto quiere decir que una mujer que esté casada o en unión libre con un hombre que gane \$ 2.000 mensuales tiene probabilidad de 9,6% de no tener hijos frente a la probabilidad de 11,5% de una mujer que tenga un cónyuge con un ingreso de \$ 200 mensuales.

Un efecto encontrado en 2004, en cuanto a los ingresos, radica a partir del segundo hijo en adelante, donde la probabilidad aumenta en una relación directa al aumento del ingreso del cónyuge; por ejemplo, una mujer con una pareja que gane \$ 2.000 mensuales presenta una probabilidad de 20,8% de tener 3 hijos frente al 18,6% de una mujer que tenga una pareja que gane \$ 100 mensuales. Es decir, la decisión de cuántos hijos tener en un matrimonio o unión libre depende directamente del ingreso de los cónyuges: si el hombre tiene un ingreso alto y la mujer no trabaja, esta tiene la confianza de tener un número mayor de hijos, contrariamente al efecto negativo que tiene el ingreso de la mujer sobre el número de hijos. La razón se encuentra en que, si la mujer no trabaja, entonces no existe costo de oportunidad para el cuidado de los hijos.

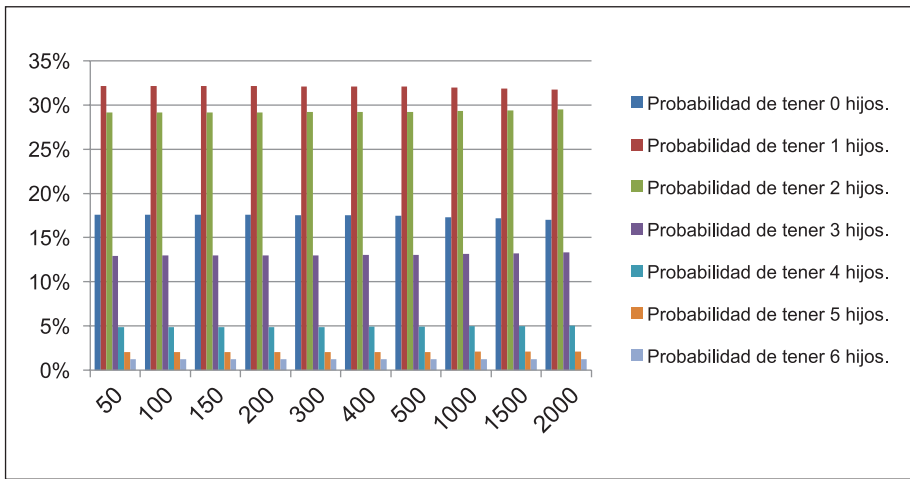
Figura 6: Probabilidad de fecundidad vs. ingreso del cónyuge 2004



Adaptada de INEC/ Enemdu 2004 y 2014.

Para el año 2014 se encontró que el salario del hombre se comporta como en 2004, donde la probabilidad se incrementa conforme suben los ingresos de los cónyuges cuando se refiere a tener 2 o más hijos. Por ejemplo, una mujer con una pareja que gane \$ 200 mensuales presenta una probabilidad de 12,9% de tener 3 o más hijos, mientras que una mujer con una pareja que gane \$ 2.000 mensuales presenta una probabilidad de 13,3% (ver Tabla 10).

Figura 7: Probabilidad de fecundidad vs. ingreso del cónyuge 2014



Adaptada de INEC/ Enemdu 2004 y 2014.

Variables sociales y geográficas

Para el año 2004, la probabilidad de que una mujer no tenga hijos y viva en el área rural disminuye en un 2,1% frente a una mujer que viva en el área urbana. De la misma manera, la probabilidad que una mujer tenga un solo hijo y viva en el área rural disminuye en un 2,5% frente a la probabilidad que una mujer que viva en el área urbana. A partir del segundo hijo, se puede apreciar que la probabilidad de ocurrencia aumenta si la mujer vive en el área rural. Para el año 2014, los valores no son significativos en efectos marginales, aunque sí lo sea en promedio general, presentando un comportamiento contrario a 2004 (ver Tabla 11).

Si se analiza la condición de pobreza en 2004, se puede observar que la probabilidad de tener 0, 1 o 2 hijos es menor en mujeres pertenecientes a hogares pobres que en hogares no pobres en un 2,4%, mientras que a partir del tercer hijo en adelante la probabilidad es mayor, alcanzando un 25,6%, es decir, una mujer perteneciente a un hogar con pocos recursos económicos tiene más probabilidad de tener más hijos que una familia que pertenezca a un hogar no pobre, y una familia no pobre tiene mayor probabilidad de tener menos de 3 hijos que la que tiene un hogar pobre. Para el año 2014 se aprecia un efecto similar a 2004, donde la probabilidad de tener 0 o 1 hijo es menor en mujeres pertenecientes a hogares pobres, con un 10%, mientras que a partir del segundo hijo el efecto de la pobreza es positivo frente el número de hijos, con un máximo de 32,1%. Es así que el cambio entre 2004 y 2014 muestra que los hogares no pobres redujeron en un hijo más su fecundidad que los hogares pobres (ver Tabla 12).

De manera complementaria, los efectos de la etnia en 2004 no son significativos. Para el año 2014 se evidencia que una mujer indígena, negra o mulata tiene mayor probabilidad de tener 2 hijos que una mujer mestiza o blanca en un 2%, mientras que para 3 hijos aumenta la probabilidad en un 2,7%. Para 4 o más hijos, la probabilidad sigue siendo mayor para una mujer indígena, negro o mulata, pero a rendimientos decrecientes (ver Tabla 13).

6. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

Esta investigación comprueba la relación entre los años de estudio de la mujer ecuatoriana y su nivel de fecundidad, basado en un análisis práctico para encontrar la relación probabilística de tener cierto número de hijos frente a los años de educación completados por la mujer. Además, corrobora de qué manera las variables sociales, económicas y demográficas que han sido planteadas por la teoría económica se relacionan con el número de hijos que tendría una mujer.

En este sentido, se puede concluir que existe evidencia empírica que soporta la hipótesis planteada en esta investigación, es decir, se han encontrado valores significativos

que explican el efecto negativo de estudiar más años frente a tener más hijos, con énfasis a partir del segundo, tanto para el año 2004 como para 2014. En otras palabras, la mujer ecuatoriana, tomando en cuenta las variables de control, tiene más probabilidad de tener un mayor número de hijos si no estudia.

Los hallazgos encontrados relativos a la edad cobran importancia por dos razones. La primera es que, para edades más jóvenes, las mujeres de 2004 presentan probabilidades más altas de tener hijos frente a las mujeres de 2014. La segunda radica en que la cantidad de hijos disminuye con el tiempo, lo que coincide con las menores tasas de fecundidad y la disminución del embarazo adolescente.

Por otro lado, si bien es cierto que las variaciones en los ingresos de la mujer para el año 2004 constituyen un factor determinante para la fecundidad, solo en ingresos superiores a la media existe un efecto negativo, conforme lo indica la teoría económica de Mincer (1962). Curiosamente, para este mismo año se evidencia cómo el comportamiento de los ingresos del cónyuge, contrario a los ingresos de la mujer, son positivos. Sin embargo, para 2014 los valores reportados de los ingresos, tanto de hombres como de mujeres, no son significativos.

La pobreza tiene un efecto positivo, es decir, los hogares pobres presentan una tendencia a tener un mayor número de hijos, a partir del segundo y tercer hijo, para 2004 y 2014, respectivamente. La aclaración cabe en función que las mujeres en Ecuador tienden a tener al menos un hijo.

De manera complementaria, el área rural cambia su efecto marginal del año 2004 frente a 2014, de un efecto positivo a un efecto negativo a partir del segundo hijo. De igual manera, el pertenecer a la etnia indígena, mulata o afrodescendiente, tienen un efecto positivo sobre la fecundidad, presentando mayores probabilidades de tener 2 o más hijos frente a los mestizos y blancos. En cuanto a la región, en la Costa se registran menores probabilidades para ambos años de análisis a partir del segundo hijo.

Se debe señalar que una información más detallada sobre el acceso de las mujeres a programas de educación sexual, así como variables que recojan el comportamiento de los padres sobre cuál es su número ideal de hijos o sobre la religión de la persona entrevistada, entre otras, ayudarían a entender de mejor manera la relación existente sobre la fecundidad de la mujer ecuatoriana.

REFERENCIAS CITADAS

- Bongaarts, J. (1978). A framework for analyzing the proximate determinants of fertility. *Population and Development Review*, 4, 105-132.
- Bongaarts, J. (1982). The fertility-inhibiting effects of the intermediate fertility variables. *Studies in Family Planning*, 4, 178-189.
- Becker, G., Murphy, K. y Tamura, R. (1994). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education* (3ª ed.). New York: National Bureau of Economic Research.
- Cepal/Fnuap/Celade (1992). *América Latina y el Caribe: Dinámica de la población y el desarrollo*. En Reunión de Expertos Gubernamentales sobre Población y Desarrollo. Santa Lucía: Cepal/Fnuap/Celade.
- Chakiel, J. (2004). *La transición de la fecundidad en América Latina 1950-2000*. Santiago, Chile: Celade/Cepal.
- Chakiel, J. y Martínez, J. (1993). *Transición demográfica en América Latina y el Caribe desde 1950*. IV Conferencia Latinoamericana de Población. México: I primera parte.
- Chesnais, J. C. (1986). *La transition démographique, étapes, formes, implications économiques*. París: PUF/INED, 580.
- Davis, K. y Blake, J. (1956). Social Structure and Fertility: An Analytical Framework. *Economic Development and Cultural Change*, 4 (3).
- Easterlin, R. (1975). An Economic Framework for Fertility Analysis. *Studies in Family Planning*, 6, 54-63.
- INEC (2004). *Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (Enemdu)*. Recuperado de <http://www.ecuadorencifras.gob.ec/empleo-encuesta-nacional-de-empleo-desempleo-y-subempleo-Enemdu/>
- INEC (2014). *Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (Enemdu)*. Recuperado de <http://www.ecuadorencifras.gob.ec/empleo-encuesta-nacional-de-empleo-desempleo-y-subempleo-Enemdu/>
- Farooq, G. y Simmons, B. (1985). *Fertility in Developing Countries: An Economic Perspective On Research And Policy Issues*. London.
- Haveman, R. y Wolfe, B. (1984). Schooling and Economic Well-Being: The Role of Nonmarket Effects. *The Journal of Human Resources*, 19, 377-407.

- Kitagawa, E. M. y P. M., Hauser (1973). *Differential Mortality in the United States: A Study in Socioeconomic Epidemiology*, Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- Malthus, R. (1798). *An Essay on the Principle of Population, as it affects the future improvement of Society with remarks on the speculations of Mr. Godwin, Mr. Condorcet and other writers*, Reino Unido: London, J. Johnson.
- Mincer, J. (1962). *Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply*. New Jersey: National Bureau of Economic Research.
- Naciones Unidas (2015). *Objetivos de Desarrollo Sostenible*, Recuperado de <http://www.un.org/sustainabledevelopment/es/mdgs/>
- Notestein, F. (1945). Population: The long view. En T. Schultz (ed.). *Food for the Worm*. Chicago: 36-57.
- Rodríguez, C. y Cáceres, J. (2007). Modelos de elección discreta y especificaciones ordenadas: una reflexión metodológica. *Estadística Española* 49(166), 451-471.
- Rivas, R., INEC (2012). Evolución de la fecundidad en el Ecuador. *Revista e-análisis*. (1ª ed.). Recuperado de <http://www.inec.gob.ec/inec/revistas/e-analisis.pdf>
- Wolfe, B. L. y Haveman, R. H. (2002). Social and nonmarket benefits from education in an advanced economy. In *Conference series-federal reserve bank of Boston*. 47, 97-131.
- Wolfe, B. y Zuvekas, S. (1995). *Nonmarket Outcomes of Schooling*. Massachusetts: Institute for Research on Poverty.

ANEXOS

1. Estimaciones

Tabla 6: Resultados de estimación para el año 2004

Resultados de estimación 2004 variables con factor de expansión y robustez de los errores				
Variables	Coeficiente	Error estándar	Valor z	Significancia
edad	0,1545958	0,0083232	18,57	0
edadsq	-0,0020482	0,000093	-22,02	0
area	0,2004336	0,0400373	5,01	0
anoinst	-0,045436	0,0047231	-9,62	0
ingresomujer	-0,0000802	0,0000852	-0,94	0,347
ingresoesposo	0,0001141	0,0000407	2,8	0,005
region1	-0,358707	0,0852389	-4,21	0
region2	-0,4023804	0,085855	-4,69	0
estcivil	0,4571521	0,0509549	8,97	0
etnia	0,0922403	0,0622886	1,48	0,139
pobreza	0,9172355	0,0469659	19,53	0
Cortes	Coeficiente	Error estándar		
Corte1	0,2446828	0,1979825		
Corte2	1,657695	0,2002687		
Corte3	3,06856	0,2029695		
Corte4	4,21976	0,2054586		
Corte5	5,157323	0,2079478		
Corte6	5,99477	0,2110972		
Corte7	6,780854	0,2166769		
Corte8	7,511486	0,2286168		
Corte9	8,567896	0,264472		
Corte10	9,635839	0,3516715		
Corte11	11,15037	0,7909381		

Número de observaciones = 17.261

Wald chi2(11) = 1496,13

Prob > chi2 = 0,0000

Pseudo R2 = 0,0706

Tabla 7: Resultados de estimación para el año 2014

Resultados de estimación 2014 variables con factor de expansión y robustez de los errores				
	Coefficiente	Error estándar	Valor z	Significancia
Variables				
edad	0,1869093	0,0093814	19,92	0
edadsq	-0,0025202	0,0001068	-23,6	0
area	-0,0957607	0,042917	-2,23	0,026
anoinst	-0,042289	0,0045638	-9,27	0
ingresomujer	-0,0000809	0,0000308	-2,63	0,009
ingresoesposo	0,0000586	0,0000175	3,35	0,001
region1	-0,1652683	0,0445517	-3,71	0
region2	-0,1790261	0,0478406	-3,74	0
estcivil	0,1138033	0,0464973	2,45	0,014
etnia	0,2360361	0,0570875	4,13	0
pobreza	0,8446962	0,0592905	14,25	0
Cortes	Coefficiente	Error estándar		
Corte1	0,6576081	0,1976811		
Corte2	2,270732	0,2017828		
Corte3	3,679878	0,2051502		
Corte4	4,911277	0,2083087		
Corte5	5,975885	0,2115856		
Corte6	7,116329	0,2182454		

Número de observaciones = 27.086

Wald chi2(11) = 1289,35

Prob > chi2 = 0,0000

Pseudo R2 = 0,0761

2. Efectos marginales de las variables cuantitativas y cualitativas

Tabla 8: Efectos marginales de los años de instrucción 2014

Probabilidad de tener 0 hijos					Probabilidad de tener 1 hijo				
Añoinst	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	Añoinst	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	13,1670%	0,4263%	0,00025	0	0	28,1148%	0,4775%	0,00041	0
3	14,4993%	0,4622%	0,0003	0	3	29,5175%	0,4565%	0,00039	0
7	16,4476%	0,5123%	0,00037	0	7	31,2702%	0,4178%	0,00034	0
10	18,0428%	0,5513%	0,00043	0	10	32,4695%	0,3807%	0,00029	0
13	19,7562%	0,5910%	0,00049	0	13	33,5475%	0,3370%	0,00022	0
17	22,2272%	0,6445%	0,00057	0	17	34,7634%	0,2694%	0,00012	0
21	24,9113%	0,6974%	0,00065	0	21	35,6903%	0,1928%	0,00008	0

Probabilidad de tener 2 hijos					Probabilidad de tener 3 hijos				
Añoinst	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	Añoinst	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	31,3650%	-0,1629%	0,00007	0	0	16,2553%	-0,3730%	0,0003	0
3	30,7954%	-0,2162%	0,00011	0	3	15,1463%	-0,3658%	0,0003	0
7	29,7994%	-0,2804%	0,0002	0	7	13,7105%	-0,3514%	0,00028	0
10	28,8940%	-0,3223%	0,00026	0	10	12,6761%	-0,3379%	0,00026	0
13	27,8716%	-0,3583%	0,00031	0	13	11,6851%	-0,3225%	0,00023	0
17	26,3584%	-0,3964%	0,00036	0	17	10,4391%	-0,3002%	0,0002	0
21	24,7156%	-0,4231%	0,00038	0	21	9,2851%	-0,2767%	0,00016	0

Probabilidad de tener 4 hijos					Probabilidad de tener 5 hijos				
Añoinst	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	Añoinst	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	6,55475%	-0,2062%	0,0002	0	0	2,83613%	-0,0991%	0,0001	0
3	5,95943%	-0,1908%	0,00017	0	3	2,55288%	-0,0898%	0,00009	0
7	5,23584%	-0,1712%	0,00014	0	7	2,21640%	-0,0786%	0,00007	0
10	4,74341%	-0,1572%	0,00012	0	10	1,99210%	-0,0710%	0,00006	0
13	4,29172%	-0,1440%	0,0001	0	13	1,78954%	-0,0641%	0,00005	0
17	3,74887%	-0,1276%	0,00008	0	17	1,54999%	-0,0558%	0,00004	0
21	3,26868%	-0,1127%	0,00006	0	21	1,34152%	-0,0486%	0,00003	0

Probabilidad de tener 6 hijos				
Añoinst	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	1,70701%	-0,0626%	0,00007	0
3	1,52914%	-0,0561%	0,00006	0
7	1,32008%	-0,0486%	0,00004	0
10	1,18205%	-0,0436%	0,00004	0
13	1,05829%	-0,0390%	0,00003	0
17	0,91301%	-0,0337%	0,00002	0
21	0,78752%	-0,0291%	0,00002	0

Tabla 9: Efectos marginales del ingreso de la mujer 2014

Probabilidad de tener 0 hijos					Probabilidad de tener 1 hijo				
IngresoMujer	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	IngresoMujer	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
50	17,1743%	0,00139000%	0	0	50	31,8414%	0,00105000%	0	0
100	17,2440%	0,00139000%	0	0	100	31,8939%	0,00105000%	0	0
150	17,3138%	0,00140000%	0	0	150	31,9462%	0,00104000%	0	0
200	17,3839%	0,00140000%	0	0	200	31,9983%	0,00104000%	0	0
300	17,5247%	0,00141000%	0	0	300	32,1018%	0,00103000%	0	0
400	17,6665%	0,00142000%	0	0	400	32,2044%	0,00102000%	0	0
500	17,8091%	0,00143000%	0	0	500	32,3061%	0,00101000%	0	0
1.000	18,5357%	0,00148000%	0	0	1.000	32,8010%	0,00096600%	0	0
1.500	19,2851%	0,00152000%	0	0	1.500	33,2715%	0,00091600%	0	0
2.000	20,0573%	0,00157000%	0	0	2.000	33,7162%	0,00086200%	0	0

Probabilidad de tener 2 hijos					Probabilidad de tener 3 hijos				
IngresoMujer	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	IngresoMujer	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
50	29,3944%	-0,00078800%	0	0	50	13,2247%	-0,00090500%	0	0
100	29,3548%	-0,00079300%	0	0	100	13,1795%	-0,00090400%	0	0
150	29,3151%	-0,00079800%	0	0	150	13,1343%	-0,00090200%	0	0
200	29,2751%	-0,00080200%	0	0	200	13,0893%	-0,00090100%	0	0
300	29,1944%	-0,00081200%	0	0	300	12,9994%	-0,00089800%	0	0
400	29,1127%	-0,00082100%	0	0	400	12,9098%	-0,00089400%	0	0
500	29,0302%	-0,00083000%	0	0	500	12,8205%	-0,00089100%	0	0
1.000	28,6038%	-0,00087400%	0	0	1.000	12,3791%	-0,00087400%	0	0
1.500	28,1562%	-0,00091600%	0	0	1.500	11,9463%	-0,00085700%	0	0
2.000	27,6887%	-0,00095400%	0	0	2.000	11,5224%	-0,00083800%	0	0

Probabilidad de tener 4 hijos					Probabilidad de tener 5 hijos				
IngresoMujer	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	IngresoMujer	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
50	5,00180%	-0,0004320%	0	0	50	2,10933%	-0,00019700%	0	0
100	4,98026%	-0,0004300%	0	0	100	2,09952%	-0,00019600%	0	0
150	4,95880%	-0,0004280%	0	0	150	2,08976%	-0,00019500%	0	0
200	4,93742%	-0,0004270%	0	0	200	2,08003%	-0,00019400%	0	0
300	4,89490%	-0,0004240%	0	0	300	2,06071%	-0,00019200%	0	0
400	4,85270%	-0,0004200%	0	0	400	2,04156%	-0,00019100%	0	0
500	4,81082%	-0,0004170%	0	0	500	2,02258%	-0,00018900%	0	0
1.000	4,60606%	-0,0004020%	0	0	1.000	1,93018%	-0,00018100%	0	0
1.500	4,40895%	-0,0003870%	0	0	1.500	1,84182%	-0,00017300%	0	0
2.000	4,21931%	-0,0003720%	0	0	2.000	1,75734%	-0,00016500%	0	0

Probabilidad de tener 6 hijos				
IngresoMujer	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
50	1,25406%	-0,000121000%	0	0
100	1,24803%	-0,000120000%	0	0
150	1,24202%	-0,000120000%	0	0
200	1,23604%	-0,000119000%	0	0
300	1,22416%	-0,000118000%	0	0
400	1,21240%	-0,000117000%	0	0
500	1,20075%	-0,000116000%	0	0
1.000	1,14413%	-0,000111000%	0	0
1.500	1,09015%	-0,000105000%	0	0
2.000	1,03869%	-0,000100000%	0	0

Tabla 10: Efectos marginales del ingreso del cónyuge 2014

Probabilidad de tener 0 hijos					Probabilidad de tener 1 hijo				
IngresoEsposo	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	IngresoEsposo	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. Estándar	Valor P
50	17,60559%	-0,00030300%	0	0,082	50	32,1605%	-0,000219%	0	0,078
100	17,59047%	-0,00030200%	0	0,081	100	32,1495%	-0,000219%	0	0,078
150	17,57536%	-0,00030200%	0	0,081	150	32,1386%	-0,000219%	0	0,078
200	17,56025%	-0,00030200%	0	0,081	200	32,1276%	-0,000219%	0	0,079
300	17,53008%	-0,00030200%	0	0,081	300	32,1057%	-0,000220%	0	0,079
400	17,49995%	-0,00030100%	0	0,08	400	32,0836%	-0,000220%	0	0,08
500	17,46985%	-0,00030100%	0	0,08	500	32,0616%	-0,000221%	0	0,08
1.000	17,32000%	-0,00029900%	0	0,078	1.000	31,9508%	-0,000223%	0	0,083
1.500	17,17116%	-0,00029700%	0	0,076	1.500	31,8390%	-0,000225%	0	0,085
2.000	17,02334%	-0,00029500%	0	0,074	2.000	31,7262%	-0,000226%	0	0,088

Probabilidad de tener 2 hijos					Probabilidad de tener 3 hijos				
IngresoEsposo	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	IngresoEsposo	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
50	29,1478%	0,000174%	0	0,083	50	12,9481%	0,00019100%	0	0,079
100	29,1566%	0,000174%	0	0,083	100	12,9577%	0,00019100%	0	0,079
150	29,1653%	0,000174%	0	0,083	150	12,9673%	0,00019100%	0	0,079
200	29,1740%	0,000174%	0	0,082	200	12,9768%	0,00019100%	0	0,079
300	29,1913%	0,000173%	0	0,081	300	12,9960%	0,00019200%	0	0,08
400	29,2086%	0,000173%	0	0,081	400	13,0151%	0,00019200%	0	0,08
500	29,2259%	0,000172%	0	0,08	500	13,0343%	0,00019200%	0	0,08
1.000	29,3116%	0,000170%	0	0,076	1.000	13,1304%	0,00019300%	0	0,081
1.500	29,3962%	0,000168%	0	0,072	1.500	13,2268%	0,00019300%	0	0,082
2.000	29,4797%	0,000166%	0	0,068	2.000	13,3236%	0,00019400%	0	0,083

Probabilidad de tener 4 hijos					Probabilidad de tener 5 hijos.				
IngresoEsposo	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	IngresoEsposo	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
50	4,87076%	0,00009000%	0	0,078	50	2,04975%	0,000040800%	0	0,078
100	4,87526%	0,00009010%	0	0,078	100	2,05179%	0,000040900%	0	0,078
150	4,87977%	0,00009020%	0	0,079	150	2,05384%	0,000040900%	0	0,079
200	4,88427%	0,00009020%	0	0,079	200	2,05589%	0,000041000%	0	0,079
300	4,89330%	0,00009040%	0	0,079	300	2,05998%	0,000041000%	0	0,079
400	4,90235%	0,00009050%	0	0,08	400	2,06409%	0,000041100%	0	0,08
500	4,91141%	0,00009070%	0	0,08	500	2,06821%	0,000041200%	0	0,081
1.000	4,95691%	0,00009140%	0	0,083	1.000	2,08890%	0,000041600%	0	0,083
1.500	5,00279%	0,00009210%	0	0,085	1.500	2,10978%	0,000042000%	0	0,086
2.000	5,04902%	0,00009280%	0	0,087	2.000	2,13087%	0,000042400%	0	0,089

Probabilidad de tener 6 hijos				
IngresoEsposo	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
50	1,21743%	0,000025100%	0	0,078
100	1,21868%	0,000025100%	0	0,079
150	1,21994%	0,000025100%	0	0,079
200	1,22120%	0,000025200%	0	0,079
300	1,22371%	0,000025200%	0	0,08
400	1,22624%	0,000025300%	0	0,08
500	1,22877%	0,000025300%	0	0,081
1.000	1,24149%	0,000025600%	0	0,084
1.500	1,25434%	0,000025800%	0	0,087
2.000	1,26732%	0,000026100%	0	0,09

Tabla 11: Efectos marginales del área de residencia 2014

Probabilidad de tener 0 hijos					Probabilidad de tener 1 hijo				
Área	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	Área	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	17,4277%				0	32,0306%			
1	17,5559%	0,1281%	0,00386	0,74	1	32,1244%	0,0938%	0,00282	0,74

Probabilidad de tener 2 hijos					Probabilidad de tener 3 hijos				
Área	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	Área	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	29,2500%				0	13,0612%			
1	29,1765%	-0,0735%	0,00222	0,74	1	12,9796%	-0,0816%	0,00246	0,74

Probabilidad de tener 4 hijos					Probabilidad de tener 5 hijos				
Área	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	Área	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	4,9241%				0	2,0740%			
1	4,8856%	-0,0385%	0,00116	0,74	1	2,0565%	-0,0175%	0,00053	0,74

Probabilidad de tener 6 hijos				
Área	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	1,2323%			
1	1,2216%	-0,0108%	0,00032	0,74

Tabla 12: Efectos marginales de la pobreza 2014

Probabilidad de tener 0 hijos					Probabilidad de tener 1 hijo				
Pobre	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	Pobre	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	19,93898%				0	33,65063%			
1	9,91113%	-10,02785%	0,00367	0	1	23,86708%	-9,78356%	0,00449	0

Probabilidad de tener 2 hijos					Probabilidad de tener 3 hijos				
Pobre	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	Pobre	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	27,76068%				0	11,58597%			
1	32,05586%	4,29518%	0,00151	0	1	19,48583%	7,89986%	0,00354	0

Probabilidad de tener 4 hijos					Probabilidad de tener 5 hijos				
Pobre	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	Pobre	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	4,24753%				0	1,76988%			
1	8,52400%	4,27647%	0,00228	0	1	3,81839%	2,04851%	0,00124	0

Probabilidad de tener 6 hijos				
Pobre	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	1,04632%			
1	2,33771%	1,29139%	0,00085	0

Tabla 13: Efectos marginales de la etnia 2014

Probabilidad de tener 0 hijos					Probabilidad de tener 1 hijo				
Etnia	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	Etnia	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	18,14806%				0	32,54180%			
1	14,27346%	-3,87460%	0,00421	0	1	29,29202%	-3,24978%	0,00402	0

Probabilidad de tener 2 hijos					Probabilidad de tener 3 hijos				
Etnia	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	Etnia	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	28,83240%				0	12,61182%			
1	30,89965%	2,06726%	0,00206	0	1	15,32658%	2,71476%	0,00325	0

Probabilidad de tener 4 hijos					Probabilidad de tener 5 hijos				
Etnia	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P	Etnia	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	4,71354%				0	1,97861%			
1	6,05388%	1,34034%	0,0017	0	1	2,59742%	0,61882%	0,00081	0

Probabilidad de tener 6 hijos				
Etnia	Probabilidad	Efecto marginal	Desv. estándar	Valor P
0	1,17378%			
1	1,55699%	0,38321%	0,00051	0