

Lima, Luis Fernando

Working Paper

Análisis de la fertilidad a partir de las encuestas de hogares 1999 - 2004

Documento de Trabajo, No. 04/07

Provided in Cooperation with:

Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IISEC), Universidad Católica Boliviana

Suggested Citation: Lima, Luis Fernando (2007) : Análisis de la fertilidad a partir de las encuestas de hogares 1999 - 2004, Documento de Trabajo, No. 04/07, Universidad Católica Boliviana, Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IISEC), La Paz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/72814>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



Instituto de Investigaciones Socio Económicas

Documento de Trabajo No. 04/07
Junio 2007

**Análisis de la Fertilidad a partir de las
Encuestas de Hogares 1999 - 2004**

por
Luis Fernando Lima

Análisis de la Fertilidad a partir de las Encuestas de Hogares 1999 - 2004

Resumen

El presente avance de investigación tiene como objetivo el indagar sobre el comportamiento reproductivo de las mujeres en edad fértil de acuerdo a ciertas características socio-económicas, así como la utilización de los servicios públicos de salud para la atención del parto.

Aunque en esta primera fase los modelos no presentan resultados concluyentes, se han observado ciertas relaciones interesantes que abren nuevas perspectivas de investigación. Entre ellas, por ejemplo, se destaca que las mujeres con educación superior completa tienen menos hijos que aquellas con menor nivel de instrucción, así como también el hecho de que recurren en mayor proporción a los centros de salud públicos. Al igual que ésta, otras relaciones nos conducen a la necesidad de profundizar la investigación sobre este tema.

Abstract:

The objective of the working paper is the investigation on the reproductive behaviour of women fertility age according to certain socio-economic characteristics, as well as the use of the public services for the attention of the childbirth.

Although in this first phase the models economic don't present conclusive results, but interesting relationships have been observed which can open new investigation perspectives. Among them we highlight that women with superior education have less children than those with minor instruction levels, as well as the fact that they attend in more proportion to the public health centers. Thus, other relationships lead us to the need of deepening the investigation of this topic.

1. Introducción

La evaluación del rol del Estado boliviano como gestor de objetivos como la Reducción de la Pobreza o el cumplimiento de las Metas del Milenio viene de la mano con la implementación de programas sociales para mejorar las condiciones de vida de los hogares. La salud, educación, empleo, vivienda, servicios básicos, etc., son el tema central de la gestión pública para todos los países, por lo que se realizan una serie de análisis para determinar la mejor forma de asignación de recursos, tanto públicos como privados, y estimar el efecto de dichas políticas públicas dentro de las mejoras en la calidad de vida de los hogares.

En este sentido, para coadyuvar al cumplimiento de las metas, en el área de salud, entró en vigencia el Seguro Básico de Salud y el Seguro Universal Materno Infantil; en los que uno de los objetivos es la atención de las mujeres embarazadas, desde el inicio de la gestación hasta seis meses posteriores al parto, con una característica universal, integral y gratuita. Sin embargo, uno de los principales problemas asociados a esta política de Estado es la manera como la adopta la población potencialmente beneficiaria. Según UDAPE/OPS (2004), la exclusión social, específicamente la exclusión en salud, requiere ampliar la cobertura de los programas estatales.

Por este motivo, el objetivo de esta investigación es utilizar la información contenida en las Encuestas de Hogares realizadas entre 1999 al 2004, restringidas al área urbana, para tratar de establecer cuales son las características socioeconómicas de la mujer en edad fértil y relacionarlas con una medición del impacto dentro de los programas sociales.

El estudio se desarrollará en cinco partes: La primera corresponde a la introducción. La segunda detallará los objetivos de la investigación. En la tercera parte se hará una revisión del Seguro Básico de Salud y el Seguro Universal Materno Infantil. La cuarta parte formaliza los modelos econométricos que tratan de explicar, de manera formal, las relaciones entre las variables. En la quinta parte se presentan las variables que se utilizarán. La sexta parte presenta los resultados para cada uno de los modelos. Finalmente, la séptima parte presentará las principales conclusiones de la investigación.

2. Objetivos de la Investigación

Se relacionan características socioeconómicas de las mujeres entre 15 a 49 años como variables independientes respecto a:

El aumento del número de hijos

- 1) El nacimiento de hijos como relación sobre la fecundidad
- 2) La atención de partos en centros de salud públicos como evaluación del Seguro Básico de Salud y el Seguro Universal Materno Infantil

Para el primer modelo, se analiza bajo la metodología de variables enteras positivas, ya que reúne dos características centrales que son la inexistencia de observaciones negativas y valores iguales a cero. Para esto se utilizarán estimaciones Poisson y la Binomial Negativa.

En el segundo modelo se realizan regresiones Probit, generadas a partir de la siguiente pregunta: “¿En los últimos doce meses tuvo algún hijo/a nacido vivo?; entendiéndose como niño/a nacido vivo, aquel que al nacer manifieste cualquier signo de vida como respirar, llorar o moverse¹”, relacionándola con la fecundidad.

Finalmente, para el tercer modelo se toma la misma metodología del anterior punto a partir de la pregunta: “¿Dónde fue atendido el parto de este hijo/a nacido vivo durante este

¹ Si luego de algunos minutos llegara a fallecer, debe considerarse también como hijo(a) nacido vivo.

periodo?"; con la que se indaga acerca de la demanda de establecimientos de salud para la atención de partos.

A partir de estas tres preguntas se evalúa el cambio o la modificación de las variables dependientes entre 1999 al 2004.

3. El Seguro Básico de Salud y el Seguro Universal Materno Infantil²

El 31 de diciembre de 1998 se promulga el Decreto Supremo No. 25265 que crea el Seguro Básico de Salud y dispone su plena vigencia a partir del 1 de enero de 1999. El Seguro Básico de Salud pretendía generar el acceso universal a las prestaciones esenciales en salud, básicamente buscaba disminuir las altas tasas de mortalidad materna y mortalidad en la niñez. Entre los beneficiarios del programa de salud se encontraban todas las mujeres, las que tenían derecho a servicios de salud preventiva, promocional y curativa, en lo que se refiere a control prenatal, atención de parto y del recién nacido; control post-parto, prevención y atención de complicaciones en el embarazo; transporte de emergencia, obstetricia e información, educación y comunicación acerca del parto.

Sin embargo, una serie de evaluaciones posteriores a la implementación del Seguro Básico de Salud mostraron deficiencias de tipo administrativo, logístico y de consolidación como derecho de la población boliviana. Según Lugo y Gutiérrez (2001), el 63% de las mujeres en edad fértil conocían el Seguro Básico de Salud, de este grupo el 70% de las mujeres entrevistadas en el área urbana conocían el seguro, mientras que en el área rural sólo el 53% se había enterado de su existencia. Vidal (2003) realizó un análisis descriptivo de las diferentes características individuales de las mujeres, de su hogar y de los indicadores de gasto e infraestructura en salud y los resultados del trabajo mostraron que la tasa de parto institucional tuvo un mayor incremento entre las mujeres pobres de municipios con mayor probabilidad de acceder a los beneficios del Seguro, en comparación con aquellas mujeres que habitan en municipios con pocas probabilidades de acceso a esos beneficios. El trabajo, finalmente, estableció que los beneficios del Seguro Básico de Salud lograban impactos mayores entre las mujeres indígenas del área rural que cuentan con bajos ingresos.

El Seguro Universal Materno Infantil se crea mediante la Ley No. 2426 del 21 de noviembre de 2002 y entró en vigencia a partir del 1 de enero de 2003. El Seguro Universal Materno Infantil es un seguro diferente al Seguro Básico de Salud creado anteriormente, por ello no debe ser considerado como su continuación³.

Según datos de UDAPE (2006), en el año 2003, el 24,5% de la población son mujeres en edad fértil (mujeres entre los 15 y 49 años) y el 16,5% son niños y niñas entre 0 y 5 años; por lo tanto, la población potencialmente beneficiaria del seguro es el 41,0% de la población total. Este mismo informe recalca que "La implementación del Seguro Universal Materno Infantil representó un incremento en el número de prestaciones en comparación con sus antecesores (Seguro Nacional de Maternidad y Niñez, y Seguro Básico de Salud). Se inició con 192 prestaciones y alcanza, actualmente a 547 prestaciones protocolizadas. El Seguro Universal Materno Infantil cuenta con cinco tipos de paquetes distintos: a) mujer embarazada; b) neonatología; c) pediatría; d) odontología; y e) laboratorio, gabinete e imagenología, servicios de sangre y traumatología. Por otra parte, y a pesar de existir una

² Esta sección esta basada en el trabajo de UDAPE (2006) "Bolivia, Evaluación de Impacto de los Seguros de Maternidad y Niñez en Bolivia 1989 – 2003".

³ La principal diferencia entre uno y otro es el carácter universal del Seguro Universal Materno Infantil (el Seguro Básico de Salud era un seguro focalizado a la población de escasos recursos) como también que ya no cubre la atención hacia la población en general por enfermedades como la malaria, tuberculosis, cólera y enfermedades de transmisión sexual.

lista de prestaciones protocolizadas específica, el Seguro Universal Materno Infantil determina que los establecimientos de salud deben brindar cualquier otra prestación no incluida siempre que no se encuentre en la lista de exclusiones. En esta lista se encuentran, entre otras, las siguientes prestaciones: órtesis, prótesis, cirugía estética, quimioterapia, radioterapia, cobaltoterapia, transplantes de órganos y tejidos y ortodoncia”.

4. Metodología

- *Modelos de conteo*

Los modelos de conteo se constituyen en una alternativa para el análisis. Este tipo de modelos tienen como variable dependiente el conteo de eventos de forma discreta (Ej: meses de desempleo). En este tipo de modelos se requiere que la variable dependiente sea entera y acotada por cero⁴. Dos son los modelos de conteo más utilizados, el modelo de regresión de Poisson y el modelo de regresión Binomial Negativo.

En los modelos de regresión de tipo Poisson cada y_i parte de una distribución Poisson con parámetros λ_i , que guarda relación con el set de regresores x_i . La ecuación inicial del modelo está dada por:

$$P(Y_i = y_i / x_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad y_i = 0, 1, 2, \dots$$

Para facilitar la estimación de λ_i se presenta el modelo Poisson como un modelo logarítmico lineal:

$$\ln \lambda_i = x_i' \beta$$

La distribución Poisson es una distribución discreta que toma solamente números enteros positivos, una de las propiedades de esta distribución y este tipo de modelos es que la varianza es igual a la esperanza que está dada por:

$$E[y_i / x_i] = Var[y_i / x_i] = \lambda_i = e^{x_i' \beta}$$

Dado que se trata de un modelo de regresión no lineal, es más fácil estimar por medio de máxima verosimilitud. La función inicial de verosimilitud es:

$$\frac{\partial \ln}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n (y_i - \lambda_i) x_i = 0$$

Dado el modelo planteado, la estimación de los efectos esta dada por $\hat{\lambda}_i = \exp(x_i' \hat{\beta})$.

Uno de los principales problemas que presentan los modelos de conteo Poisson es la sobredispersión de los residuos, es decir, el modelo subestima el nivel de dispersión del resultado, debido a que la distribución de Poisson asume que la variabilidad de los conteos dentro de un grupo de covariantes es igual a la media, es decir:

$$Var(Y(X_1, X_2, \dots, X_p)) = \exp(a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_p X_p) = E(Y(X_1, X_2, \dots, X_p))$$

⁴ La aplicación de modelos OLS en este tipo de información es inapropiada debido a que produce estimadores sesgados e ineficientes.

En caso de no cumplirse esta relación, los coeficientes estimados pueden presentar sesgo, por lo cual es útil comparar con el modelo de regresión binomial negativa. Asimismo los errores estándar de la regresión de Poisson estarán sesgados hacia abajo.

Sin embargo, dado que uno de los principales cuestionamientos a la aplicación del modelo de Poisson está referido a la posible violación del supuesto de igualdad entre valor esperado y varianza (comúnmente en forma de sobredispersión), se utilizó el modelo Binomial Negativo para detectar la presencia de sobredispersión de los datos. El componente multiplicativo que agrega el modelo Binomial Negativo a la varianza resultó ser no significativamente distinto de cero, con lo que quedó descartada la presencia de sobredispersión y, por lo tanto, justificada la aplicación del modelo de Poisson.

Finalmente, para hacer una correcta lectura, si el coeficiente estimado es superior a 1 tiene una tendencia creciente, es decir que la variable independiente causa un efecto creciente en el número de hijos entre cada año, si es inferior a 1 la variable independiente tiene un efecto decreciente sobre el número de hijos y si el coeficiente muestra un valor cercano a 1 la variable independiente no tiene efecto sobre el número de hijos

- *Modelos de elección discreta Probit*⁵

Existe un buen número de situaciones dentro de la teoría de la elección individual que dependen de decisiones cualitativas, especialmente en el caso de pobreza, de manera que el conjunto de elección consiste en un conjunto numerable de alternativas separadas y mutuamente excluyentes.

Tradicionalmente la econometría se ha centrado en modelos que tratan de explicar el comportamiento de la media de variables continuas, pero cuando la decisión de interés es discreta el comportamiento de la media (o mediana) de la distribución de la variable de interés, condicional a las variables explicativas, tiene una importancia limitada. En estos casos, el aspecto de interés es caracterizar la probabilidad de que el agente tome una determinada decisión discreta, condicional a valores particulares de ciertas variables explicativas x_i .

Podemos clasificar los modelos de elección discreta en modelos de elección binaria (modelos binarios), cuando el conjunto de elección se compone de dos valores discretos y modelos de elección múltiple (modelos multinomiales), cuando el conjunto de elección consiste en un conjunto múltiple de valores discretos. Clásicamente se presentan cuatro tipos de modelos que se aplican a la estimación de probabilidades de pobreza, estos son: el modelo lineal de probabilidad, Logit, Probit y finalmente Tobit. De acuerdo a las características de la pobreza se opta por el modelo Probit debido a la normalidad de sus residuos.

Para la modelización de este tipo de modelos se opta por una especificación que se diseña para ocuparse de los requisitos específicos de variables dependientes binarias. Supongamos que se modela la probabilidad de observar un valor de uno como:

$$\Pr(y_i = 1 | x_i, \beta) = 1 - F(-x_i' \beta)$$

Donde F es una función continua, estrictamente creciente, que toma un valor real y da un valor que va del cero a uno. La opción de la función F determina el tipo de modelo binario. Para la evaluación de la probabilidad de que $y_i=0$ se estima mediante:

⁵ Extractado de "Modelos de Elección Discreta" César Alonso Universidad Carlos III de Madrid.

$$\Pr(y_i = 0 | x_i, \beta) = F(-x_i' \beta)$$

La estimación se realiza mediante la metodología de máxima verosimilitud, dadas las características de los modelos binarios, la función para la estimación de máxima verosimilitud viene dada por:

$$l(\beta) = \log L(\beta) = y_i \log(1 - F(-x_i' \beta)) + (1 - y_i) \log F(-x_i' \beta)$$

En la estimación que se realiza de los modelos de elección discreta Probit se opta por la función de distribución acumulada normal, así que la función F que se utiliza en la estimación de este tipo de modelos es la normal.

Finalmente, para realizar una correcta lectura, se tomarán los efectos marginales para cada uno de los modelos, en los cuales si el coeficiente tiene un valor positivo existe una relación positiva con la dependiente y caso contrario si se tiene un valor negativo. A partir de estos dos modelos descritos se establece la formalización a estimar.

5. Estimación de los Modelos

Para tomar en cuenta la relación de variables detalladas en los puntos anteriores, se formaliza en tres ecuaciones para el área urbana:

- *El aumento de número de hijos*

Un primer modelo muestra una regresión Poisson en relación del número de hijos de cada mujer entre 15 a 49 años para el área urbana, que resulta ser la variable dependiente

- *El nacimiento de hijos como relación sobre la fecundidad*

El segundo modelo es una regresión Probit que muestra una variable dependiente binaria que toma el valor de uno si las mujeres tuvieron hijos nacidos vivos o partos en los últimos doce meses y cero en caso contrario.

- *La atención de partos en centros de salud públicos como evaluación del Seguro Básico de Salud y el Seguro Universal Materno Infantil*

Se realiza un tercer modelo con una última regresión Probit que tiene como variable binaria independiente a los partos o nacimientos atendidos por el Seguro Básico de Salud y el Seguro Universal Materno Infantil⁶, con un valor de uno si es éste el caso descrito y cero en otro caso. Se toman las mismas variables independientes que del primer modelo. Cabe recalcar si bien son dos seguros de salud distintos entre 1999 al 2004, los proveedores de los seguros públicos no han cambiado. Sin embargo, el Seguro Universal Materno Infantil ha incorporado a establecimientos de salud privados con y sin fines de lucro.

Las variables independientes para cada uno de los modelos son las siguientes:

- *Ocupada*: variable binaria que toma el valor de uno si las mujeres están en el mercado laboral como ocupadas y cero si no están trabajando.

⁶ Se generaliza si los partos fueron atendidos dentro de un hospital público, centro de salud, puesto o posta de salud y Caja Nacional de Salud fueron cubiertos por el Seguro Básico de Salud como del Seguro Universal Materno Infantil.

- *Jefa de hogar*: variable binaria que toma el valor de uno si la mujer es jefa de hogar y cero en caso contrario
- *Casada*: variable binaria que toma el valor de uno si la mujer esta casada o conviviente y cero en caso contrario
- *Nivel de ingreso*: variables binarias creadas a partir de quintiles de ingreso del hogar per cápita, toma el valor de 1 si pertenece al quintil más bajo, segundo, tercer o cuarto quintil y cero en caso contrario.
- *Tramos de edades*: variables binarias creadas a partir de tramos de edad que toman el valor de 1 si pertenece al grupo de 15 a 20 años, 21 a 24 años, 25 a 29 años, 30 a 34 años y 35 a 39 años, y cero en caso contrario.
- *Niveles educativos*: variables binarias que toman el valor de uno si las mujeres de 15 a 49 años tienen una educación primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, superior incompleta y superior completa.
- *Indígena*: variable binaria que toma el valor de uno si la mujer se considera perteneciente a alguno de los pueblos originarios y cero en caso contrario.
- *Altiplano*: variable binaria que toma el valor de uno si la mujer vive en La Paz, Oruro o Potosí y cero en caso contrario.
- *Llanos*: variable binaria que toma el valor de uno si la mujer vive en Santa Cruz, Beni o Pando y cero en caso contrario.

6. Resultados

Analizando los coeficientes obtenidos sobre el número de hijos, Tabla1, los resultados son los esperados. En áreas urbanas entre 1999 a 2003-2004 existe una relación relativamente creciente si una mujer se encuentra ocupada o si es jefa de hogar, es decir aumenta el número de hijos. Es interesante observar que las mujeres casadas generan un efecto creciente mucho mayor sobre el número de hijos, esto debido a su estado civil. Con relación al ingreso per cápita del hogar, el número de hijos aumenta en mujeres con hogares de ingresos bajos y disminuye a medida que mejora su situación económica. El efecto de los tramos de edad en las regresiones estimadas para cada año muestra que existe una relación creciente y mayor a partir de los treinta años, debido a, por ejemplo, que es relativamente difícil encontrar a una mujer con 5 hijos y que tenga una edad menor de 20 años. La educación para cada año estimado muestra generalmente coeficientes decrecientes en relación al número de hijos, es decir, si una mujer mejora su nivel educativo existe una menor relación para aumentar el número de hijos. El ser mujer indígena presentaba entre 1999 al 2000 una relación creciente, causa de un aumento del número de hijos, sin embargo, en los tres últimos periodos de estudio, la relación resulta ser decreciente. Para concluir, se puede observar que generalmente aquellas mujeres que residen en zonas altiplánicas presentan una relación decreciente sobre el número de hijos, situación inversa en el caso de las mujeres que residen en los llanos.

En relación a mujeres que tuvieron partos en los últimos doce meses entre 1999 al 2003-2004, véase Tabla 2, si una mujer esta ocupada su relación resulta ser negativa, el ser jefa de hogar, como también que se encuentre casada, tiene una relación positiva sobre la posibilidad de dar a luz; por otra parte, las mujeres con niveles de ingreso menores muestran una mayor probabilidad de tener un hijo. Los tramos de edad muestran que existe una relación positiva sobre parto en los últimos doce meses y resulta ser mucho mayor para aquellas mujeres que se encuentran entre 20 a 29 años, lo que mostraría una edad altamente fértil para embarazarse y dar a luz. Los niveles de educación muestran una relación generalmente negativa, no obstante, se aprecia valores positivos con el nivel superior completo, lo que reflejaría en un aumento de nacimientos en mujeres con una preparación

educativa alta, el ser indígena muestra una relación generalmente positiva de dar a luz y el vivir en el altiplano como en los llanos muestran una relación negativa y positiva, respectivamente.

Con respecto a la utilización del seguro público para la atención del parto, véase Tabla 3, resulta interesante observar que las variables ocupada o si es jefa de hogar no muestran una clara relación sobre la posibilidad de utilizar el seguro de salud para su atención, mientras si una mujer esta casada tiene una menor probabilidad de utilizar este seguro. Entre 1999 al 2001, las mujeres en hogares de ingresos menores tenían una alta probabilidad de utilizar el seguro gratuito para su atención de parto, pero entre 2002 al 2003-2004 se presenta una relación negativa en su utilización. Para mujeres aquellas mujeres que se encuentran en el cuarto quintil de ingresos la probabilidad de atención es mayor. Los tramos de edad como los niveles educativos no muestran una clara relación sobre la atención de parto por el seguro de salud gratuito. Finalmente, el ser mujer indígena sigue siendo un obstáculo para el uso de un seguro de salud público gratuito así como también el vivir en el altiplano.

7. Conclusiones

Los resultados obtenidos en general son los esperados y, en algunos casos, sorprende la marcada relación que presentan:

- Las mujeres casadas tienen un efecto mucho mayor sobre el número de hijos, es decir que tienden a embarazarse y dar a luz, pero la atención que reciben es proporcionada fuera de un seguro de salud gratuito. Si la mujer es jefa de hogar el efecto sobre el número de hijos es también positivo pero mucho menor que de las mujeres casadas. El encontrarse ocupada influye positivamente en el número de hijos.
- Las mujeres cuyos hogares tienen ingresos bajos eleva el número de hijos, sin embargo, entre 2002 al 2003-2004, cayó la probabilidad de atención por un seguro gratuito. Cabe mencionar que en aquellas mujeres con ingresos mayores disminuyen el efecto de aumentar el número de hijos, pero si llegan a embarazarse, para dar a luz recurren al seguro de salud público para su atención.
- A medida que aumenta la edad de las mujeres es más probable el incremento del número de hijos, los embarazos se dan mayormente entre los 20 a 29 años y su efecto sobre la atención del seguro de salud es ambiguo. Si una aumenta a aumentar su nivel educativo disminuye el número de hijos. Un caso particular sucede en las mujeres con educación superior completa, las cuales tienden a aumentar el número de hijos más que en superior incompleta, tienen mayor posibilidad de dar a luz y utilizar para su atención el seguro de salud público que menores niveles educativos.
- El número de hijos disminuye si es mujer indígena, pero existe una probabilidad positiva de quedar embarazada y dar a luz, sin embargo, es probable que la atención para su parto la reciba fuera del sistema de seguro público gratuito. Para concluir, si las mujeres residen en ciudades urbanas como La Paz, Oruro o Potosí, disminuye el número de hijos que puede tener, se reduce la probabilidad del embarazo y no recurren al servicio de atención público para su parto. Las mujeres de ciudades de Santa Cruz, Beni o Pando, aumentan el número de hijos, el quedar embarazadas y dar a luz utilizan un seguro de salud público.

8. Referencias

- Andersen, L. (2001). *Low social mobility in Bolivia: Causes and consequences for Development*. Working paper N° 1046. Kiel Institute of World Economics.
- Andersen, L. y Muriel, B. (2002). *Cantidad versus calidad en educación: Implicaciones para pobreza*. Revista de estudios económicos y sociales N° 1. Instituto Nacional de Estadística. La Paz, Bolivia.
- Böhrt, R. y Holst, J. (2000) *Evaluación del Seguro Básico de Salud en Bolivia con la Metodología InfoSure*. Proyecto Sectorial “Seguros Sociales de Salud en países en vías de desarrollo” Deutsche Gesellschaft für Technische Zusammenarbeit (GTZ). La Paz, Bolivia.
- Canavire, G. (2003). *Perfiles y probabilidad de pobreza en Bolivia*. Estadísticas y Análisis N° 3. Instituto Nacional de Estadística. La Paz, Bolivia.
- Encuesta Nacional de Demografía y Salud 2003 (2004). Instituto Nacional de Estadística. La Paz, Bolivia.
- Gasparini, L. (1998). *Acceso a la educación y la salud en la provincia de Buenos Aires*. Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires. La Plata, Argentina.
- Hernani-Limarino, W. y Vidal C. (2003). *Retornos de la salud: Efectos de la morbilidad sobre la productividad y la pobreza en Bolivia*. Instituto Nacional de Estadística. La Paz, Bolivia.
- Instituto Prisma (2000). *Las políticas sobre la pobreza en Bolivia. Dimensión, políticas y resultados (1985 – 1999)*. La Paz, Bolivia.
- Lugo, Orlando y Gutiérrez, Mario (2002). *El Seguro Básico de Salud: Difusión y Uso*. Ministerio de Salud y Deportes, La Paz – Bolivia.
- Marchionni, M. (1999). *La cobertura en salud en el área metropolitana. Un análisis empírico en base a modelos de elección binaria y multinomial*. La Plata, Argentina.
- Narváez, R. (1998). *Inequidades en el estado de salud, acceso y uso de los servicios de salud*. Unidad de Análisis en Políticas Económicas y Sociales. La Paz, Bolivia.
- Padrón, F. (2004). *Human capital vs. screening hypothesis: an exploratory analysis of the labor market of the city of La Paz*. Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico N° 2. Instituto de Investigaciones Socio – Económicas. Universidad Católica Bolivia. La Paz, Bolivia.
- Pelaez, G. (2003). *Determinantes socioeconómicos de la matriculación escolar en Bolivia*. Revista de estudios económicos y sociales N° 3. Instituto Nacional de Estadística. La Paz, Bolivia.
- Ramos, M. (1999). *Determinantes socioeconómicos de la fecundidad en Bolivia: Un análisis comparativo urbano – rural*. Tesis de Licenciatura en Economía.
- Unidad de Análisis de Política Económica (2006), *BOLIVIA • Evaluación de Impacto de los Seguros de Maternidad y Niñez en Bolivia 1989 – 2003*. La Paz, Bolivia.
- Unidad de Análisis de Política Económica/Organización Panamericana de la Salud (2004), *Caracterización de la exclusión en salud en Bolivia*. La Paz, Bolivia.
- Vidal, Cecilia (2003). *El Impacto del Seguro Básico de Salud en la Cobertura de Parto Atendido por Personal Médico en Bolivia: Evidencia de las Encuestas de Hogares*. Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas, La Paz Harvard Initiative for Global Health, Cambridge MA.
- Villegas, H. (2002) *La salud y la desigualdad*. Programa de Investigación Estratégica en Bolivia. UCB – IISEC La Paz, Bolivia.

Anexos

Tabla 1: El Aumento de Número de Hijos

Detalle	Área urbana				
	1999	2000	2001	2002	2003 - 2004
Número de obs.	1,391,240	1,488,079	1,397,240	1,461,406	1,548,283
Wald χ^2	1239761.2	1350398	1158299.2	1161211.7	1413620.8
Prob > χ^2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R^2	0.3945	0.3886	0.3727	0.3833	0.377
Ocupada					
Jefa de hogar	1.0944 (0.0016)	1.0943 (0.0017)	1.0390 (0.0017)	1.0426 (0.0015)	1.1215 (0.0016)
Casada	1.7875 (0.0045)	1.8123 (0.0052)	1.4844 (0.0036)	1.7618 (0.0047)	1.7132 (0.0034)
	5.0055 (0.0178)	4.8903 (0.0166)	5.1869 (0.0201)	4.9600 (0.0172)	3.9718 (0.0115)
Quintil más bajo	1.7585 (0.0063)	1.9188 (0.0071)	1.9261 (0.0064)	2.0055 (0.0069)	2.3059 (0.0077)
Segundo quintil	1.7222 (0.0044)	1.7728 (0.0046)	1.9028 (0.0050)	1.8289 (0.0045)	2.0871 (0.0049)
Tercer quintil	1.5531 (0.0037)	1.8742 (0.0043)	1.5902 (0.0039)	1.5752 (0.0035)	1.6907 (0.0039)
Cuarto quintil	1.1700 (0.0025)	1.3923 (0.0032)	1.4492 (0.0036)	1.2555 (0.0027)	1.3509 (0.0029)
15 - 19 años	0.0570 (0.0006)	0.0885 (0.0007)	0.0797 (0.0009)	0.0720 (0.0007)	0.0856 (0.0006)
20 - 24 años	0.4051 (0.0014)	0.4172 (0.0013)	0.4629 (0.0014)	0.4625 (0.0014)	0.4078 (0.0012)
25 - 29 años	0.9045 (0.0021)	0.8603 (0.0018)	0.7655 (0.0018)	0.7888 (0.0016)	0.7897 (0.0016)
30 - 34 años	1.2334 (0.0025)	1.1562 (0.0026)	1.1267 (0.0023)	1.0557 (0.0022)	1.0098 (0.0019)
35 - 39 años	1.3524 (0.0028)	1.3483 (0.0028)	1.2603 (0.0027)	1.2669 (0.0026)	1.2085 (0.0023)
Primaria completa	0.8059 (0.0025)	0.9070 (0.0026)	1.0241 (0.0034)	0.9629 (0.0032)	0.8278 (0.0024)
Secundaria incompleta	0.9460 (0.0021)	0.9262 (0.0019)	1.0232 (0.0023)	0.9277 (0.0019)	0.9392 (0.0019)
Secundaria completa	0.7593 (0.0018)	0.7635 (0.0016)	0.7516 (0.0016)	0.7026 (0.0017)	0.7732 (0.0017)
Superior incompleta	0.6512 (0.0019)	0.6099 (0.0018)	0.6615 (0.0021)	0.6263 (0.0019)	0.6830 (0.0020)
Superior completa	0.7271 (0.0022)	0.7503 (0.0021)	0.7587 (0.0024)	0.6621 (0.0019)	0.7277 (0.0021)
Indígena	1.0860 (0.0018)	1.0858 (0.0017)	1.0005 (0.0016)*	0.9965 (0.0015)	1.0112 (0.0016)
Altiplano	0.9183 (0.0017)	0.8775 (0.0016)	0.9560 (0.0018)	1.0195 (0.0020)	0.9705 (0.0016)
Llanos	1.0898 (0.0023)	0.9990 (0.0019)*	1.0896 (0.0021)	1.1675 (0.0024)	1.0724 (0.0020)

Nota: Errores estándar en paréntesis

(*) Coeficientes no estadísticamente significativos ni al 15%

Tabla 2: El nacimiento de hijos como relación sobre la fecundidad

Detalle	Área urbana				
	1999	2000	2001	2002	2003 - 2004
Número de obs.	1,391,240	1,488,079	1,397,240	1,461,406	1,548,236
LR chi ²	1.30E+05	1.60E+05	1.60E+05	1.50E+05	1.80E+05
Prob > chi ²	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R ²	0.1677	0.1653	0.1770	0.1691	0.1789
Ocupada	0.0029 (0.0003)	-0.0103 (0.0004)	-0.0136 (0.0004)	-0.0190 (0.0003)	-0.0203 (0.0003)
Jefa de hogar	0.0143 (0.0007)	0.0673 (0.0011)	0.0115 (0.0008)	0.0294 (0.0008)	0.0179 (0.0007)
Casada	0.1050 (0.0005)	0.1270 (0.0005)	0.1365 (0.0005)	0.1090 (0.0005)	0.1500 (0.0005)
Quintil más bajo	0.0114 (0.0011)	0.0843 (0.0017)	0.0321 (0.0012)	0.2196 (0.0023)	0.0972 (0.0016)
Segundo quintil	0.0101 (0.0006)	0.0580 (0.0009)	0.0702 (0.0009)	0.0821 (0.0010)	0.0655 (0.0009)
Tercer quintil	0.0197 (0.0005)	0.0400 (0.0007)	0.0506 (0.0008)	0.0508 (0.0007)	0.0357 (0.0007)
Cuarto quintil	-0.0042 (0.0004)	0.0142 (0.0006)	0.0270 (0.0006)	0.0225 (0.0006)	0.0186 (0.0006)
15 - 19 años	0.1742 (0.0021)	0.2548 (0.0021)	0.2398 (0.0021)	0.1962 (0.0020)	0.3339 (0.0022)
20 - 24 años	0.2509 (0.0018)	0.3544 (0.0020)	0.3158 (0.0019)	0.2966 (0.0020)	0.3492 (0.0021)
25 - 29 años	0.2208 (0.0018)	0.3167 (0.0020)	0.1968 (0.0017)	0.2533 (0.0020)	0.2754 (0.0019)
30 - 34 años	0.1460 (0.0016)	0.2389 (0.0020)	0.1683 (0.0017)	0.1932 (0.0019)	0.1648 (0.0017)
35 - 39 años	0.0949 (0.0013)	0.1215 (0.0016)	0.0846 (0.0014)	0.1308 (0.0017)	0.1270 (0.0017)
Primaria completa	0.0087 (0.0008)	-0.0261 (0.0006)	0.0019 (0.0008)*	-0.0219 (0.0005)	-0.0204 (0.0006)
Secundaria incompleta	-0.0222 (0.0004)	0.0035 (0.0005)	-0.0219 (0.0004)	0.0043 (0.0005)	-0.0143 (0.0004)
Secundaria completa	-0.0038 (0.0005)	-0.0059 (0.0005)	-0.0135 (0.0004)	-0.0046 (0.0005)	-0.0073 (0.0005)
Superior incompleta	-0.0100 (0.0005)	-0.0112 (0.0006)	-0.0096 (0.0006)	-0.0069 (0.0006)	-0.0153 (0.0006)
Superior completa	0.0109 (0.0008)	0.0310 (0.0010)	0.0003 (0.0009)*	0.0312 (0.0010)	0.0150 (0.0009)
Indígena	0.0371 (0.0004)	0.0008 (0.0004)*	0.0039 (0.0004)	-0.0039 (0.0003)	0.0076 (0.0004)
Altiplano	-0.0115 (0.0004)	-0.0013 (0.0005)*	0.0002 (0.0005)*	-0.0168 (0.0004)	-0.0109 (0.0004)
Llanos	0.0005 (0.0004)*	0.0190 (0.0005)	0.0145 (0.0005)	0.0043 (0.0004)	0.0043 (0.0005)

Nota: Errores estándar en paréntesis

(*) Coeficientes no estadísticamente significativos ni al 15%

Tabla 3: La atención de partos en centros de salud públicos como evaluación del Seguro Básico de Salud y el Seguro Universal Materno Infantil

Detalle	Área urbana				
	1999	2000	2001	2002	2003 - 2004
Número de obs.	99,379	146,748	133,692	126,730	132,967
LR χ^2	28594.56	21911.79	10951.24	18691.99	19014.78
Prob > χ^2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R^2	0.2138	0.1224	0.0685	0.1178	0.1217
Ocupada	-0.2325 (0.0036)	0.0233 (0.0026)	-0.0642 (0.0027)	-0.0058 (0.0029)*	0.0004 (0.0026)*
Jefa de hogar	0.0512 (0.0069)	0.0499 (0.0046)	-0.0963 (0.0057)	0.0133 (0.0054)*	-0.0473 (0.0059)
Casada	0.0717 (0.0062)	-0.0920 (0.0033)	-0.0279 (0.0042)	-0.0017 (0.0041)*	-0.1472 (0.0033)
Quintil más bajo	0.2787 (0.0049)	0.0696 (0.0051)	0.0742 (0.0058)	-0.0225 (0.0061)	-0.0740 (0.0062)
Segundo quintil	0.2684 (0.0043)	0.0838 (0.0038)	-0.0137 (0.0047)	-0.1077 (0.0052)	0.0274 (0.0043)
Tercer quintil	0.2132 (0.0048)	0.1764 (0.0032)	0.0453 (0.0040)	0.0876 (0.0045)	0.0863 (0.0038)
Cuarto quintil	0.1503 (0.0048)	0.1502 (0.0032)	0.0498 (0.0041)	-0.0183 (0.0048)	0.1044 (0.0036)
15 - 19 años		-0.1254 (0.0094)	0.2536 (0.0034)	0.0641 (0.0083)	0.1558 (0.0054)
20 - 24 años	-0.5290 (0.0086)	-0.1497 (0.0082)	0.2489 (0.0051)	-0.1232 (0.0084)	0.1703 (0.0056)
25 - 29 años	-0.5335 (0.0084)	-0.1781 (0.0086)	0.2429 (0.0040)	-0.0931 (0.0082)	0.0994 (0.0059)
30 - 34 años	-0.6045 (0.0071)	-0.2624 (0.0090)	0.2875 (0.0031)	-0.1479 (0.0087)	0.0399 (0.0065)
35 - 39 años	-0.6131 (0.0062)	-0.0804 (0.0090)	0.2723 (0.0025)	-0.0914 (0.0088)	0.0668 (0.0063)
Primaria completa	-0.2290 (0.0061)	-0.1351 (0.0038)	-0.1532 (0.0043)	-0.1486 (0.0041)	-0.0658 (0.0035)
Secundaria incompleta	-0.1232 (0.0074)	-0.2982 (0.0057)	-0.0930 (0.0061)	0.1187 (0.0054)	0.0613 (0.0057)
Secundaria completa	-0.1661 (0.0083)	-0.0911 (0.0068)	-0.0218 (0.0066)	-0.0362 (0.0074)	-0.0996 (0.0072)
Superior incompleta	0.0073 (0.0078)*	-0.0521 (0.0043)	-0.0717 (0.0050)	0.0017 (0.0048)*	-0.0189 (0.0043)
Superior completa	-0.1835 (0.0090)	0.1678 (0.0041)	-0.2194 (0.0088)	-0.3123 (0.0068)	0.1032 (0.0078)
Indígena	-0.2101 (0.0042)	-0.2506 (0.0027)	-0.0748 (0.0029)	0.0456 (0.0029)	-0.0983 (0.0028)
Altiplano	-0.1985 (0.0048)	0.0157 (0.0032)	0.0025 (0.0033)*	-0.2092 (0.0038)	-0.1060 (0.0033)
Llanos	0.0756 (0.0049)	0.0355 (0.0032)	0.0253 (0.0035)	0.0116 (0.0039)	0.0496 (0.0034)

Nota: Errores estándar en paréntesis

(*) Coeficientes no estadísticamente significativos ni al 15%