



Población y Salud en Mesoamérica

E-ISSN: 1659-0201

revista@ccp.ucr.ac.cr

Universidad de Costa Rica

Costa Rica

González, María Isabel; Chen-Mok, Mario
El numero deseado de hijos en Costa Rica: 1993-1999
Población y Salud en Mesoamérica, vol. 1, núm. 2, enero-junio, 2004, p. 0
Universidad de Costa Rica
San José, Costa Rica

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=44601202>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

El numero deseado de hijos en Costa Rica: 1993-1999¹

María Isabel González²

Mario Chen-Mok³

RESUMEN

Este estudio examina el número deseado de hijos en Costa Rica con base en la Encuesta Nacional de Salud Reproductiva de 1999, que comprendió a 1030 mujeres con edades entre 18 y 44 años, muestreadas de 50 conglomerados. Se estudió la evolución desde 1993 del número deseado de hijos, que mantiene la tendencia que ha mostrado desde 1964, al disminuir de 3.4 a 2.7. Esta disminución resultó significativa con base en una prueba de t para muestras independientes ($p < .001$). Dado que muchos conglomerados se repiten en las muestras de 1993 y 1999, esta comparación se repitió por medio de un análisis pareado, a partir de promedios de los conglomerados, y se llegó a la misma conclusión, pero con una probabilidad asociada mucho menor. En la búsqueda de un conjunto de variables fácilmente medibles para predecir el número deseado de hijos, se ajustaron modelos multivariantes de regresión lineal de mínimos cuadrados y de Poisson para predecir esta variable utilizando la edad, la condición de trabajo, la escolaridad, el número de hijos tenidos vivos y la religión, que son variables de fácil medición, algunas obtenibles en registros. Ambos modelos presentaron algún problema en cuanto a la distribución base, pero no presentaron problema en cuanto al cumplimiento de los demás supuestos de la regresión. El modelo lineal de mínimos cuadrados mostró un mayor porcentaje de variancia explicada ($R^2 = .173$). En ambos modelos la única variable independiente que resultó significativa fue el número de hijos tenidos vivos.

ABSTRACT

This study examines the ideal number of children in Costa Rica using the 1999 National Reproductive Health Survey. The survey interviewed a total of 1030 women between 18 and 44 years of age from a sample of 50 census tracks around the country. We study the evolution of the ideal number of children since the last national survey of this kind conducted in 1993. The ideal number of children maintains the downward tendency observed since 1964 with a decrease from 3.4 to 2.7 between 1993 and 1999. This decrease came out to be statistically significant ($p < 0.001$) based on a t-test for independent samples. However, given that most of the census tracks were part of the sample of the census tracks used in the previous sample of 1993, an alternative paired test using the average ideal

¹ Los autores agradecen al Dr. Luis Rosero, Director del Centro Centroamericano de Población por sus sugerencias y por la autorización para utilizar para este trabajo la base de datos de la Encuesta Nacional de Salud Reproductiva de Costa Rica, 1999

² Máster en Estadística con énfasis en Población, Universidad de Costa Rica. Catedrática Escuela de Estadística, Universidad de Costa Rica.

³ Doctor en Bioestadística, University of North Carolina. Investigador asociado Family Health International

number of children per census track was performed as well. This test led to similar results, but with a smaller p-value. With the purpose of identifying a set of variables of easy measurement for the prediction of the ideal number of children, we fitted multivariable models based on ordinary least squares and Poisson. The variables analyzed were: age, occupation, education, number of children, and religion. Both models had problems related to the base distribution, but did not seem to have major problems regarding the rest of the assumptions of the models. The ordinary least squares model led to a higher predictive probability ($R^2=.173$). The only significant variable in both models was the number of children.

1.- INTRODUCCIÓN

Las preferencias de fecundidad, y entre ellas el número deseado de hijos, han sido estudiadas ampliamente en todo el mundo: en los países desarrollados desde la década de los 40's y en los países en desarrollo especialmente a partir de los inicios de la década de los 80's (Bushan & Hill, 1995). Medir las preferencias de fecundidad es importante como elemento de juicio que coadyuve a la predicción y al seguimiento del crecimiento demográfico y su composición, con el fin de contar con información útil para la formulación de políticas en los campos social y económico.

En todos estos ámbitos hay una amplia gama de investigaciones en la mayoría de los países del mundo, así como también variados intentos para relacionar su comportamiento con variables explicativas que puedan ayudar a predecirlos, como por ejemplo la edad, el lugar de residencia, el estado civil, el número de hijos tenidos, la condición socioeconómica, el nivel educativo, la religión y la comunicación.

El número deseado de hijos resume, de alguna manera, las preferencias de fecundidad de una mujer o de una pareja, y determina, en cierta forma, el crecimiento demográfico.

En el mundo, el número deseado de hijos ha ido decreciendo (Bankhole, 1995) y suele ser mayor para las mujeres en unión que para las mujeres en general.

En países de Africa, el número deseado de hijos es relativamente alto comparado con otras partes del mundo: en Senegal, Ayad (1997) encontró un número deseado de hijos promedio de 5.3 para las mujeres en general y de 5.7 para las mujeres en unión; en la República de Benin, De Souza y Zomahoun (1997) encontraron uno de 5.5 para las mujeres en general y uno de 5.8 para las mujeres en unión; para Bostwana, Kaufmann encontró un promedio de 3.1 en 1992 comparado con uno de 4.7 para 1988; Kenya mostró uno de 4.4 (Guako, 1997), que descendió de un nivel de 6.7 presentado 8 años antes; Marruecos uno de 3.2 para mujeres en general y uno de 3.7 para mujeres en unión (Ayad, 1996). Bankhole y Westhoff (1995) encontraron este mismo fenómeno para países del Africa sub-Sahariana, así como un número deseado de hijos promedio que fluctúa entre 2.4 y 4.0 en otras regiones. A manera de ejemplo, pueden citarse Tailandia, (Mahler, 1997) con un número de hijos deseado promedio de 2.4 en 1993, y Turquía, cuyo promedio fue de 2.4 en 1993 (Unalan, 1997).

En términos generales, la manera más frecuente de recopilar información relativa a los comportamientos demográficos es a partir de las encuestas nacionales de demografía y salud (ENDSA) que se llevan a cabo en muchos países del mundo y que incluyen una gran variedad de aspectos (ver, por ejemplo, Ayad, 1996), o las encuestas de prevalencia anticonceptiva (por ejemplo Rosero-Bixby, 1981). También suelen utilizarse las encuestas nacionales de familias y hogares para recopilar este tipo de información (como la US National Survey of Families and Households). Los resultados de estas encuestas se analizan, comúnmente, mediante un procedimiento puramente descriptivo, que incluye solamente porcentajes o promedios sin medición del error asociado.

Cuando se hacen estudios para determinar asociación o causalidad, es frecuente que éstos se centren en la determinación de los factores asociados al número deseado de hijos. Por ejemplo, Campbell y Campbell (1997) emplearon un análisis de regresión múltiple para explicar las intenciones de fertilidad en hombres y mujeres en Bostwana; Hermalin et al (1997) emplearon un análisis de regresión logística por separado a dos grupos de edad de mujeres para estudiar los niveles y las tendencias del tamaño deseado de familia; Razzaque (1996) utilizó un diseño experimental en Bangladesh con el cual se determinó que las aspiraciones por una familia más pequeña y el nivel de pobreza determinaron la reducción del tamaño deseado de familia en el área de Matlab; la National Statistical Office de Tailandia evaluó, con un análisis de regresión múltiple, el impacto de las preferencias por un determinado sexo, factores socioeconómicos y lugar de residencia sobre el deseo de tener más hijos.

También se encuentran, en forma repetida, estudios que abordan el problema de la medición de las preferencias como Kaufmann et al (1997) que hizo una comparación de dos secuencias de preguntas para determinar intenciones de un nuevo embarazo, Stash (1996) que desarrolló una escala de respuesta múltiple para examinar la relación entre una hipotética preferencia latente por hijos varones y por un tamaño ideal de familia, colocando al respondente en una situación artificial de toma de decisiones secuencial donde las escogencias se hacen cada vez más difíciles conforme aumenta el tamaño de la familia, con el propósito de llegar a determinar el número ideal de hijos varones.

Según González Cervera (1993), Westhoff utiliza un análisis que consiste básicamente en restar los nacimientos en exceso de aquellas mujeres que declararon un tamaño de familia deseado menor al número de hijos sobrevivientes en el momento de la encuesta. Con esta información se estima la tasa global de fecundidad deseada la cual puede ser contrastada con la tasa global de fecundidad y de esta manera se obtiene el porcentaje de fecundidad no deseado. Aunque se han expresado dudas acerca de la validez que pueden tener las respuestas a las preguntas relacionadas con el número de hijos deseados, los autores afirman que existen evidencias de que tales respuestas sí corresponden en grado importante al comportamiento observado de las mujeres, a pesar de todos los sesgos a los que puede estar sujeta esta técnica.

Pritchett, (1994), demuestra, en un análisis de 64 países, que la fecundidad efectiva está altamente correlacionada con los deseos de fecundidad, medidos de tres maneras

diferentes: la tasa de fecundidad deseada ("wanted fertility rate, que clasifica los nacimientos como deseados o no deseados), la tasa de fecundidad deseada ("desired fertility rate" que se recalcula después de sustraer de la tasa de fecundidad deseada el total de nacimientos que la exceden) y el promedio de hijos deseados ("average ideal number of children"). Esto lo lleva a afirmar que es válido estudiar la fecundidad deseada. Tomando esto en consideración, si no fuera posible determinar los deseos de las mujeres en cuanto a número de hijos, el conocimiento del número de hijos tenidos puede ser utilizado como uno de los elementos de juicio para estimarlos.

Rosero (1983), por otra parte, formula un marco de referencia para los determinantes de la fecundidad, en el cual plantea como el nivel más importante en la explicación de la fecundidad a los que denomina determinantes "estructurales": los de tipo socioeconómico, cultural, antropológico, etc., que en conjunto con los determinantes individuales (edad, duración de la unión, hijos tenidos etc.) coadyuvan a predecir el comportamiento de la motivación o demanda de hijos, cuyos indicadores son el ideal de familia y las aspiraciones para iniciar, espaciar y cesar la procreación. Plantea, además, a la motivación, junto con el costo del control como los determinantes del control natal, el cual, junto con el potencial reproductivo determinan la fecundidad. Por otra parte, en una revisión de literatura, Freeman (1997) encontró evidencias de que los programas de planificación familiar no afectan las preferencias de fecundidad.

Gómez, en Rosero et al (1983) hace un análisis del efecto de racionalización en el número ideal de hijos producido por el número de hijos tenidos vivos, y posteriormente realiza un análisis de regresión múltiple para explicar la variancia del número deseado de hijos en términos de la edad, la educación y la condición de trabajo de la mujer, el número de hijos tenidos vivos y la clase ocupacional del marido.

En Costa Rica, hasta 1999, se realizaron encuestas de salud reproductiva en Costa Rica, en los años 1964, 1969, 1976, 1978, 1981, 1986 y 1993, además de un estudio realizado por Madrigal et al (1992) sobre embarazo no deseado.

En cuanto al número deseado de hijos, las encuestas muestran una disminución sistemática desde 1976; el promedio de hijos deseados pasó de 4.6 en este año a 3.4 en 1993 (Caja Costarricense de Seguro Social, 1994).

En un análisis longitudinal de tres encuestas Gómez (en Rosero, 1982) encontró que, para mujeres con una duración del matrimonio entre 0 y 9 años, la edad, la condición de trabajo de la mujer y la clase ocupacional del marido explican una fracción moderada de la variancia del número ideal de hijos, (entre 2 y 7%) y que toda la contribución (alrededor del 24%) proviene de la educación.

El presente trabajo tiene como objetivos comparar los resultados obtenidos en 1999 con los de 1993 en cuanto al número ideal de hijos y determinar, en 1993 y en 1999, la capacidad que tienen la edad, el número de hijos tenidos, el nivel educativo, la condición de trabajo, y la religión, que son variables de fácil medición, para predecir el número deseado de hijos.

2.- METODOLOGÍA.

2.1. La encuesta.

La Encuesta Nacional de Salud Reproductiva de 1999 (Chen Mok, et al., 2001) fue realizada por el Programa Centroamericano de Población de la Escuela de Estadística de la Universidad de Costa Rica. El propósito de ésta fue recopilar información relativa a varios ámbitos entre los que se cuentan información general de los hogares, antecedentes y características de la entrevistada (incluyendo datos sobre la condición migratoria), historia de los embarazos, comportamiento post-parto, vacunas y salud infantil, planificación familiar, estado conyugal y preferencias de fecundidad. El cuestionario aplicado en 1999 reproduce, con pocas modificaciones, al utilizado en la Encuesta Nacional de Salud Reproductiva de 1993, con el objetivo de lograr la mayor comparabilidad posible. El presente trabajo se centra en el último de los temas mencionados: preferencias de fecundidad, y las preguntas que se utilizan para su análisis son idénticas en ambas encuestas.

La población de interés de esta encuesta la constituyen todas las mujeres residentes en viviendas particulares, en Costa Rica, en 1999, con edades comprendidas entre 18 y 44 años.

La muestra fue polietápica, estratificada por conglomerados. Se tomó una muestra probabilística de 50 conglomerados (segmentos censales), 46 de ellos de la lista de segmentos que fueron seleccionados y estudiados en la encuesta de 1993, con probabilidad proporcional al tamaño y 4 nuevos de la lista de segmentos del censo. En cada conglomerado se definieron compactos de 13 viviendas en promedio, se seleccionaron 2 de ellos en forma aleatoria, se visitaron todas las viviendas de los compactos seleccionados y se entrevistaron todas las mujeres elegibles que se encontraron en ellos. La muestra total fue de 1030 mujeres.

2.2. Variables a analizar.

Las variables que se seleccionaron para ser analizadas en este trabajo fueron:

- Para la medición del tamaño deseado de familia la respuesta a la siguiente pregunta:
Si pudiera escoger el número de hijos, ¿cuántos le gustaría tener en toda su vida?

Además, las siguientes para la predicción:

- Edad en años cumplidos.
- Número de hijos tenidos vivos.
- Nivel educativo, medido como número de grados/cursos/años aprobados.
- Si la entrevistada trabaja o no.
- Si la entrevistada es de la religión católica o no.

Las variables anteriores fueron seleccionadas para probar su capacidad para predecir, porque son variables cuya medición es sencilla; incluso algunas de ellas pueden ser obtenidas de registros. Si se encontrara una forma de utilizarlas para la predicción del número deseado de hijos, esto podría aportar elementos de juicio para las proyecciones de población que no impliquen la realización de grandes encuestas que requieran de mucho tiempo y de mucho dinero. No se incluyeron variables como tipo de lugar de residencia (urbano o rural) y nivel socioeconómico por la dificultad de definir las y medirlas.

2.3. Metodología de análisis.

En primera instancia, para evaluar si ha existido un cambio significativo en el número de hijos deseados de 1993 a 1999, se llevó a cabo una prueba de t para muestras independientes. Por otro lado, en vista de que la muestra de 1999 consistió en un subconjunto aleatorio de los conglomerados seleccionados en 1993, y a pesar de que las viviendas y las mujeres entrevistadas no son las mismas, existe la posibilidad de que los resultados de 1999 y los de 1993 no sean independientes. Como metodología alternativa, se decidió realizar un análisis pareado para la comparación del número deseado de hijos entre los dos años. Este consistió en hacer una comparación de promedios para observaciones pareadas utilizando como variables los promedios de los conglomerados incluidos en ambas muestras, en lugar de los datos individuales, y contrastar este resultado con el obtenido a partir del análisis comparativo de individuos. Se usaron promedios porque el tamaño de los conglomerados es diferente en cada muestra. El uso de promedios tiene la ventaja de que elimina el efecto de una posible correlación intra-clase, pero la desventaja de que disminuye los grados de libertad para la prueba de comparación de promedios. Por otra parte, la comparación por pares tiene un efecto de disminución de la variabilidad, y por ende un aumento en la precisión del estimador, pero solamente en los casos en los cuales hay dependencia entre las observaciones.

Para la determinación del aporte de la edad, el número de hijos tenidos, el nivel educativo, la religión y la condición de trabajo sobre el número deseado de hijos se consideraron tres características de la variable dependiente:

- la variable no toma valores negativos
- es discreta
- la probabilidad de que tome valores altos es muy baja.

Estas características parecían indicar que lo apropiado para esa determinación sería una regresión de Poisson, por lo que se procedió a evaluar esta posibilidad. Sin embargo, la apariencia gráfica de la variable apuntaba más a una distribución normal que a una de Poisson, por lo que también se probó un análisis de regresión de mínimos cuadrados ordinarios, que se ejecutó utilizando el paquete estadístico SPSS. Para este análisis se probaron dos modelos, con diferentes definiciones operacionales para las variables independientes:

Variable	Modelo 1	Modelo 2
Edad	Grupos quinquenales	Simple
Hijos tenidos vivos	1,2,3,4,5,6 o más	Simple
Años de estudio	1-2, 3-5, 6, 7-10, 11 o +	Simple
Condición de trabajo	Trabaja (1), no trabaja (2)	Idem
Religión	Católica (1), otra o ninguna (2)	Idem

Ambos modelos se aplicaron tanto a los datos de 1993 como a los de 1999. En ambos casos se realizó una evaluación del cumplimiento de los supuestos básicos del modelo (normalidad, independencia de los valores de las variables independientes e igualdad de variancias) y de la incidencia de valores extremos que pudieran afectar los resultados.

Por otra parte, como el objetivo de la utilización de los modelos era predicción, se realizó un análisis de confiabilidad (Kleinbaum et al, 1998), para el cual se dividió aleatoriamente la muestra de 1999 en dos partes, se estimó el modelo con una de las dos y se aplicó la ecuación de regresión resultante (para predecir el número ideal de hijos en ese mismo año) a la otra mitad. El resultado de la predicción se comparó con los datos observados calculando el coeficiente de determinación. El resultado de la resta del coeficiente de determinación así obtenido y el coeficiente de determinación del modelo se denomina coeficiente de “encogimiento” o reducción. Si éste es pequeño, se considera que el modelo es confiable para predecir. Además de esta validación se realizó otra, que consistió en utilizar la ecuación de regresión obtenida en 1993 para predecir, con las variables independientes de 1999, el número deseado de hijos de este año. El coeficiente de reducción, en este caso, evaluaría la capacidad del modelo de predecir en el tiempo con una cierta confiabilidad.

3. RESULTADOS.

3.1 Número deseado de hijos.

El número deseado de hijos ha mostrado en nuestro país una tendencia a disminuir de un valor de 4.6 en el año de 1976, hasta uno de 2.7 en 1999). La disminución se da en todos los grupos de edad y la correspondiente al total en el período 93-99 (que pasó de 3.4 a 2.7) fue significativa al 1%. El análisis pareado aplicado a la variable número deseado de hijos también dio como resultado una diferencia entre el promedio de 1993 y el de 1999, pero con una probabilidad de error asociado sustancialmente menor ($p < .0001$). Este resultado indica que ambas muestras están correlacionadas y que la comparación hecha con esta metodología es una buena alternativa. Ambos resultados, en todo caso, llevan a la misma conclusión, por lo que la interpretación no presenta problema.

3.2 La predicción del número deseado de hijos.

Como ya se mencionó, el número deseado de hijos es uno de los determinantes de la fecundidad efectiva. Si se encuentra un conjunto de variables que puedan predecirla con

una precisión razonable y cuya medición se pueda obtener de registros, o de una manera fácil, esto favorecería a la predicción de la fecundidad efectiva.

En el intento de lograr este objetivo se seleccionaron las variables edad de la entrevistada, años de estudio, condición de trabajo, número de hijos tenidos vivos y religión para evaluar su capacidad predictora del número deseado de hijos. Otros autores han considerado importante incluir el nivel socioeconómico y alguna variable que mida las características del lugar de residencia, específicamente en lo que se refiere a urbanidad y ruralidad. En este estudio no se incluyeron porque la dificultad de definición y de medición de ambas les resta utilidad para el objetivo de encontrar un predictor basado en variables sencillas y, si ello es factible, susceptibles de ser obtenidas de registros. Solamente se aparta un poco de esta definición la variable religión que no puede ser obtenida en registros, pero que se consideró importante, es de fácil medición y estaba disponible en la encuesta.

Un análisis rápido de cumplimiento de supuestos básicos para la regresión de Poisson mostró una desigualdad importante entre el promedio y la variancia. A pesar de ello se procesó el modelo para 1999 y se encontró un porcentaje de variancia explicada (pseudo R^2) de 3.9%, por lo que se decidió que este modelo no era apropiado para los propósitos de predicción (Cuadro 1).

Se encontró, tanto para 1993 como para 1999, que los modelos de mínimos cuadrados planteados cumplen con los supuestos de independencia de las variables independientes y de igualdad de variancias: el gráfico de residuos no mostró patrones determinados (Gráfico 1) y los coeficientes de tolerancia (con los que se evalúa la multicolinealidad) tomaron valores alrededor de 1. En lo que respecta al supuesto de normalidad, se da una desviación que nace del hecho de que la variable dependiente no es continua, sin embargo, los análisis no detectan desviaciones importantes a la normalidad (Gráfico 2). Se decidió, entonces, utilizar este análisis, basados en el hecho de que es robusto ante el no cumplimiento del supuesto de normalidad.

Para ambas alternativas de operacionalización de las variables independientes y para ambos años se obtuvieron porcentajes de variancia explicada relativamente bajos. Para 1993 el modelo 1 presentó un porcentaje de variancia explicada de 12.1% y el modelo 2 uno de 21.2%. Para 1999 los porcentajes son 18.8% para el modelo 1 y 16.6% para el modelo 2.

También hay diferencia en cuanto a los coeficientes de regresión: en 1993, para el modelo 2, que es el que mejor predice, todos resultaron significativos (a un nivel de significancia del 5%), mientras que en 1999 solamente alcanza significancia el número de hijos tenidos vivos y la religión, para ambos modelos. Los resultados obtenidos se presentan en el Cuadro 2.

Como se mencionó, una de las características de la variable dependiente es que no toma valores inferiores a cero. Es importante mencionar que las funciones de regresión

obtenidas son no negativas en el ámbito de las variables independientes que nos ocupa, apoyando así la utilidad del modelo.

El análisis de confiabilidad dio resultados que pueden considerarse satisfactorios. Para el modelo 1 de 1999, el coeficiente de reducción resultó ser negativo (la variancia explicada pasó de .139 a .141), lo cual implica que la capacidad de predicción se mantiene de una muestra a otra de la misma población. No puede afirmarse lo mismo de la capacidad de predicción en el tiempo: el modelo 2 de 1993 aplicado a las variables independientes de 1999 produce un coeficiente de reducción de .027 (el coeficiente de determinación pasa de .212 a .185), lo cual es indicio que ambas muestras no pueden ser consideradas como parte de la misma población a causa del cambio producido con el transcurso del tiempo.

4. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES.

Sí se producen, en el período 93-99, cambios en el número deseado de hijos: el tamaño promedio deseado de familia para todas las mujeres en conjunto pasa de un nivel de 3.4 a uno de 2.7. A este resultado se llega mediante un análisis comparativo de los deseos de las mujeres a nivel individual, el cual es reforzado por una comparación de panel hecha a partir de promedios de los conglomerados que conforman ambas muestras (la de 1993 y la de 1999), en la cual se toma en consideración la posibilidad de que estén correlacionadas.

Pronosticar la fecundidad, y por ende el crecimiento de la población es el mayor reto de la demografía. Normalmente las proyecciones de población se limitan a extrapolar las tendencias de la tasa de fecundidad. Como una alternativa, tal y como lo plantea Rosero (1983) está la consideración de las probabilidades de aumento de la familia y los ideales reproductivos, entre los cuales asigna una mayor importancia a la fecundidad no deseada y al número deseado de hijos.

El resultado que se obtuvo para el intento aquí efectuado de obtener una ecuación de regresión para estimar el número deseado de hijos a partir de variables de relativa fácil obtención es de utilidad para esos efectos. En primera instancia, se llegó a la conclusión de que la regresión de Poisson, no es la más adecuada en este caso particular. A pesar de la naturaleza discreta de la variable de interés, el número deseado de hijos no parece seguir una distribución Poisson. Cabe destacar que uno de los supuestos básicos que da lugar a un proceso tipo Poisson es el hecho de que la probabilidad de ocurrencia de los eventos es proporcional a la longitud de tiempo o espacio en el cual estos eventos ocurren (Casella y Berger, 1990). Además, la ocurrencia de estos eventos debe ser independiente de la ocurrencia de eventos en intervalos de tiempo o espacio anteriores. Difícilmente, el número deseado de hijos puede verse dentro de este marco conceptual. El modelo Poisson puede ser adecuado para el estudio de la fecundidad real a diferencia de la fecundidad deseada, donde el período reproductivo de una mujer puede ser dividido en intervalos de tiempo en los que puede ocurrir un nacimiento (Böstrom, 1985). Es claro que esto no es posible para el número deseado de hijos. Además del problema en cuanto

a la distribución base, su utilidad para predicción es limitada (pseudo $R^2 = .039$) de todos modos.

En cuanto al modelo de mínimos cuadrados, el modelo no presentó problemas graves de incumplimiento de supuestos. La decisión de usar este modelo no se aparta de la que han tomado otros autores para efectuar análisis de naturaleza similar. A manera de ejemplo puede citarse a Thomson (1997) que utilizó un análisis de regresión de mínimos cuadrados para estudiar las intenciones de fecundidad (típicamente ordinales), para cuyas mediciones supuso una escala de intervalo. Por otra parte, aunque el porcentaje de variancia explicado por el modelo de mínimos cuadrados seleccionado (Modelo 1 para 1999) es bajo en términos absolutos (18.8%), el contexto en que se ubica lo sitúa en un nivel aceptable. No es frecuente encontrar en las Ciencias Sociales porcentajes de variancia explicada superiores al 15%. Así el modelo podría ser utilizado como elemento de juicio para la determinación de las probabilidades de aumento de la familia y mejorar así las proyecciones de población. Si esto se hiciera, habría que tener la precaución, dado el resultado obtenido para la confiabilidad del modelo en el tiempo, de no utilizarlo para hacer proyecciones a muy largo plazo. También debe tomarse en cuenta que el modelo solamente es válido para el ámbito de las variables independientes que se utilizó en su determinación, en el cual las estimaciones de la variable dependiente no toman valores negativos. Cabe destacar aquí, que tanto en el modelo de Poisson como en el de mínimos cuadrados se confirma, únicamente, la significancia de la variable hijos tenidos vivos.

En resumen, podemos afirmar que el número de hijos deseados ha disminuido significativamente de 1993 a 1999 y que el modelo de mínimos cuadrados obtenido puede ser útil para la predicción del número deseado de hijos. Un aporte adicional de este estudio es la evaluación de metodologías alternativas para el estudio de los objetivos planteados. Es importante considerar las diferentes alternativas, evaluar los supuestos en que se basan y sus posibles limitaciones. En casos en los cuales ninguna de las metodologías propuestas sean completamente apropiadas, el análisis bajo las diferentes opciones permite como mínimo, evaluar la sensibilidad de las conclusiones bajo los diferentes supuestos.

BIBLIOGRAFÍA

- Ayad M. (1996) Fertility preferences. Royaume De Maroc: Enquete De Panel Sur La Population Et La Santé.:57-66.
- . (1997) Fertility preferences. Enquete Demographique Et De Sante Au Senegal.:69-78.
- Bankhole, A and Westhoff, CF. (1995) Childbearing attitudes and intentions. Demographic and Health Surveys Comparative Studies. (17).
- Böstrom, G. (1985) Practical Aspects of the Estimation of the Parameters in Coale's Model of Marital Fertility. Demography 4(22):625-631
- Bushan, I and Hill, K. (1995) The measurement and interpretation of desired fertility. Johns Hopkins Population Center. Papers on Population WP.; 1(95).
- Caja Costarricense de Seguro Social (1994) Programa de Salud Reproductiva. Fecundidad y Formación de la Familia. Encuesta Nacional de Salud Reproductiva de 1993. .
- Campbell, EK and Campbell, PB. (1997) Family size and sex preferences and eventual fertility in Bostwana. Journal of Biosocial Science.; 2(29):191-204.
- Casella, G. and Berger, R.L. (1990) Statistical Inference. California:Duxbury Press.
- Chen Mok, M; Rosero Bixby, L; Brenes Camacho, G; León Solís, M; González Lutz, M.I and Venegas Pisa, J.C. (2001) Salud reproductiva y migración nicaragüense en Costa Rica 1999-2000. Resultados de una Encuesta de Salud Reproductiva. San José, Costa Rica:Programa Centromericano de Población e Instituto de Investigaciones en Salud, Universidad de Costa Rica.
- De Souza, L. and Zomahoun, S. (1997) Fertility preferences. Republique Au Benin Enquete Demographic Et De Santé:91-101.
- Freeman, R. (1997) Do family planning programs affect fertility preferences?. A literature review. Studies in Family Planning; 28(1).
- González Cervera, Alfonso S. (1993) La fecundidad no deseada en México. Estudios Demográficos y Urbanos 23; 8(2).
- Gwako, EL. (1997) Married women's ideal family size preferences and family planning practices: evidence from rural Kenya. Social Science Journal; 3(34):369-82.
- Hermalin, AI; Riley, AP, and Rosero-Bixby, L. (1997) Regional differences in family size preferences in Costa Rica and their implications within the Transition Theory. De Los Mayas a La Planificación Familiar: Demografía Del

Istmo:209-37.

- Kaufmann, RB; Morris, L., and Spitz, AM. (1997) Comparison of two question sequences for assessing pregnancy intentions. *American Journal of Epidemiology*; 9(145):810-6.
- Kleinbaum, D. G.; Kupper, L. L.; Muller, K. E., and Nizam, A. (1998) *Applied Regression Analysis and Multivariate Methods*. Third edition. California, Duxbury Press.
- Mahler, K. (1997) For most Thai women, the ideal family consists of two children: one boy and one girl. *International Planning Perspectives*; 3(23):140-1.
- McCullagh, P. and Nelder FRS, J. A. (1989) *Generalized Linear Models*. Second Edition. Monographs on Statistics and Applied Probability 37. Chapman & Hall.
- Pritchett, Lant. (1994) Desired fertility and the impact of population policies . *Population and Development Review*; 20(1).
- Razzaque, A. (1996) Reproductive preferences in Matlab, Bangladesh: levels, motivation and differentials. *Asia-Pacific Population Journal*; 1(11):25-44.
- Rosero-Bixby L. (1983) Determinantes de la Fecundidad Costarricense. Asociación Demográfica Costarricense. Octavo Seminario Nacional De Demografía.
- Rosero-Bixby L. (1981) Fecundidad y Anticoncepción en Costa Rica. 1981. Resultados de la Segunda Encuesta de Prevalencia Anticonceptiva. Maryland: Westinghouse Health Systems.
- Rosero-Bixby L; Gómez M, and Rodríguez V. (1982) Determinantes de la Fecundidad en Costa Rica. Análisis Longitudinal de Tres Encuestas. Dirección General De Estadística y Censos.
- . (1996) Ideal family size and sex composition preferences among wives and husbands in Nepal. *Studies in Family Planning*; 2(27):107-18.
- Thailand National Statistical Office. (1996) Determinants of desire for more children: an analysis of the 1993 Social Attitudes Towards Children Survey :10-16.
- Thomson, E. (1997) Couple childbearing desires, intentions and births. *Demography*; 3(34):343-54.
- Unalan, T. (1997) Reproductive expectations and fertility trends in Turkey. Results and Further Analysis of the Turkish Demographic and Health Survey:105-27.

Cuadro 1

Resultados de la regresión de Poisson aplicada al número deseado de hijos

Variable independiente	Coeficientes	Probabilidad
Hijos tenidos	0.1223	0.0000
Nivel de estudio	-0.0120	0.4629
Grupos de edad	0.0092	0.5764
Religión	-0.1138	0.2897
Condición de trabajo	0.0034	0.6740
Constante	0.8221	0.0000
LR chi2	115.2300	
Prob>chi2	0.0000	
Pseudo R2	0.0390	

Cuadro 2

Resultados de los análisis de regresión para la predicción del número deseado de hijos.
1993 y 1999

AÑO	Modelo 1		Modelo 2	
Variables independientes	Coefficiente de regresión	de Probabilidad asociada	Coefficiente de regresión	de Probabilidad asociada
1993				
Constante	1.761	0.000	2.038	0.000
Edad	0.269	0.000	0.009	0.049
Hijos tenidos	0.151	0.000	0.394	0.000
Años de estudio	-0.142	0.000	-0.026	0.005
Religión	-0.175	0.011	-0.167	0.035
Trabaja	0.348	0.000	0.155	0.030
Coefficiente de determinación	0.121		0.212	
1999				
Constante	2.375	0.000	2.111	0.000
Edad	-0.001	0.974	0.007	0.283
Hijos tenidos	0.352	0.000	0.286	0.000
Años de estudio	-0.047	0.198	-0.009	0.424
Religión	-0.208	0.031	-0.199	0.042
Trabaja	0.005	0.954	0.041	0.629
Coefficiente de determinación	0.188		0.166	

Gráfico 1

Estimación de cuadrados mínimos

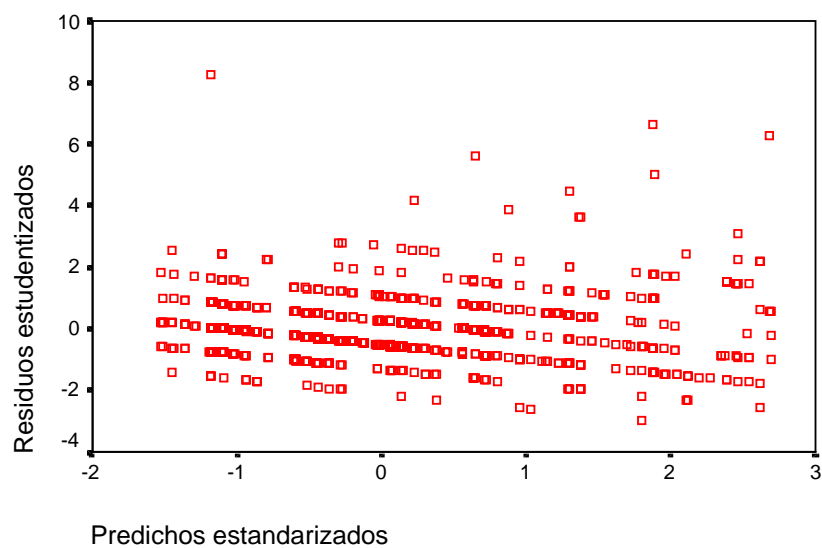


Gráfico 2

Normalidad de la var. dependiente

