UNIVERSIDAD DE COSTA RICA
SISTEMA DE ESTUDIOS DE POSGRADO

EFECTO DE LA ESCOLARIDAD SOBRE LA FECUNDIDAD EN COSTA RICA, 1971-1992

Tesis sometida a la consideración de la Comisión del Programa de Estudios de Posgrado en Estadística para optar por el grado de Magister Scientiae

RICARDO MORA CASTRILLO

Ciudad Universitaria "Rodrigo Facio", Costa Rica

1999

Esta investigación ha sido posible gracias a la constante supervisión del director de tesis M. Sc. Johnny Madrigal Pana, quien mostró plena disposición para guiar los procedimientos técnicos, la redacción y estructura del documento, y la interpretación práctica de los resultados.

Agradezco al lector M. Sc. Óscar Hernández Rodríguez por sus observaciones en el área matemática y estadística; así como su minuciosa revisión de la redacción. También deseo reconocer a la lectora Ph. D. Doris Sosa Jara por sus observaciones en el área estadística y demográfica. Así como la facilitación de material bibliográfico y sus consejos en la redacción de la tesis por parte de ambos.

Ha sido de valiosa importancia la ayuda del profesor de la Maestría en Estadística Dr. Luis Rosero Bixby, quien asesoró los principales aspectos teóricos en el campo de la fecundidad. A él también agradezco la influencia, junto con el director de la Maestría en Estadística (1993-1997) M. Sc. Óscar Hernández Rodríguez, en el otorgamiento de la beca que hizo posible mi permanencia en el programa.

Agradezco al actual director de la Maestría en Estadística Ph. D. Víctor Gómez Alvarez y a los compañeros del programa que brindaron comentarios oportunos y sirvieron para mejorar los contenidos del trabajo.

Finalmente, quiero agradecer a mis padres Gerardo y Ana María, a mi hermano Róger y a mis hermanas Laura y Alejandra, por el constante apoyo, impulso y comprensión.

DEDICATORIA

A mis padres Gerardo y Ana María

Esta tesis fue aceptada por la Comisión del Programa de Estudios de Posgrado en Estadística de la Universidad de Costa Rica, como requisito parcial para optar al grado de Magister Scientiae.

M. Sc. Mayra Achío Tacsan
Representante de la Decana del
Sistema de Estudios de Posgrado

Ph. D. Víctor Gómez Alvarez
Director del Programa de Posgrado en
Estadistica

M. Sc. Johnny Madrigal Pana
Director de Tesis

M. Sc. Oscar Hernández Rodríguez
Asesor

Ph. D. Doris Sosa Jara
Asesora

Ricardo Mora Castrillo
Candidato

INDICE

RESUMEN *vii*

INDICE DE CUADROS *ix*

INDICE DE FIGURAS Y GRAFICOS *xi*

ABREVIATURAS *xii*

1. INTRODUCCION *13*

2. ESTADO DEL CONOCIMIENTO *17*
- *2.1. Factores intermedios de la fecundidad* *17*
- *2.2. Algunos estudios de la relación educación-fecundidad* *18*
- *2.3. Estudios al nivel nacional* *21*
- *2.4. Estudios al nivel latinoamericano* *23*
- *2.5. Algunos estudios en el resto del mundo* *24*
- *2.6. Marco conceptual* *25*
  - *Determinantes básicos* *27*
  - *Condicionantes del control* *27*
  - *Componentes intermedios* *28*
  - *El papel de la educación* *28*

3. METODOLOGIA *30*
- *3.1. Objetivos* *30*
- *3.2. Fuentes de datos* *30*
  - *Variables del análisis* *32*
- *3.3. Cálculo de un indicador de Fecundidad* *34*
- *3.4. Determinación del modelo* *35*
  - *El Modelo de Rodríguez y Cleland* *35*
  - *Modelo matemático para la fecundidad observada* *36*
  - *El Modelo de Rodríguez y Cleland incorporando el vector* ***x*** *38*
- *3.5. Regresión de Poisson* *40*
  - *Supuestos de la Distribución Poisson* *40*
  - *Ecuación del Modelo de Regresión de Poisson* *41*
  - *Intervalos de confianza para los coeficientes de la regresión* *43*
  - *Bondad de ajuste en la regresión Poisson* *44*
  - *Estimación del modelo* *45*
  - *Mecanismos de acción de la educación sobre la fecundidad* *47*
- *3.6. Proyección de las TTFAU para varios niveles de educación* *48*
- *3.7. Limitaciones del estudio* *49*

4. FECUNDIDAD Y ALGUNOS DIFERENCIALES (1976-1993) 51
4.1. Distribución del estado conyugal 51
4.2. Nivel educativo de las mujeres entrevistadas (1976-1993) 52
4.3. Fecundidad retrospectiva 55
4.4. Fecundidad según la educación 57
4.5. Fecundidad según algunos determinantes básicos 59
4.6. Fecundidad según educación controlando por algunas variables de interés 63
4.7. Resumen 67

5. MODELO DE FECUNDIDAD PARA MUJERES ALGUNA VEZ UNIDAS 69
5.1. Interpretación de los coeficientes 69
5.2. Resultados de las regresiones simples 71
5.3. Regresión múltiple 78
5.4. Regresión múltiple con interacciones 80
5.5. Bondad del ajuste 81
5.6. Resumen 84

6. PROYECCIÓN DE TASAS TOTALES DE FECUNDIDAD PARA MUJERES ALGUNA VEZ UNIDAS (TTFAU) 86
6.1. Cálculo de las TTFAU 86
6.2. Estimación de las TTFAU para los años de encuesta 89
6.3. Proyección de las TTFAU 92
6.4. Resumen 99

7. CONCLUSIONES 101

ANEXO 109

BIBLIOGRAFÍA 110

RESUMEN

Elevar el nivel educativo de la población es uno de los temas en los que más han insistido los sectores gubernamentales. Sin obviar el efecto que una medida de este tipo tiene sobre las condiciones de vida de los habitantes, es de interés conocer el impacto que tendría la universalización de la secundaria en los niveles de fecundidad de las mujeres alguna vez unidas. La influencia de esa y otras variables se puede medir con un modelo propuesto por Rodríguez y Cleland, que asume que cualquier determinante de la fecundidad la afecta a través del espaciamiento de los nacimientos o la limitación de ellos.

Para implementar ese modelo se usó la regresión Poisson, que incorpora al número de hijos de las mujeres como variable dependiente y varias características de las mujeres como variables independientes: el nivel educativo, el año de encuesta, la zona de residencia, la condición laboral, la cercanía de una FAMA, la pérdida de algún hijo y la duración de la unión. Se trabaja con cuatro encuestas de fecundidad realizadas en el país: 1976, 1981, 1986 y 1993.

Previo a la cuantificación del efecto de cada una de las variables independientes se analizó la evolución del nivel educativo. Se encontró que el promedio de años aprobados aumentó de 5.6 en 1976 a 7.6 en 1993. Esto hace razonable pensar en futuros aumentos del nivel educativo.

Al observar la tendencia de la paridez media, como indicador de fecundidad, se halló que la relación educación-fecundidad es inversa, principalmente hasta primaria, luego de ese nivel la fecundidad se mantiene casi constante. Además, la fecundidad a disminuido a través del tiempo, lo que hace que grupos en los que el número promedio de hijos era diferente tienda a ser similar. Por ejemplo, se han acortado las diferencias entre zona urbana y rural. En 1976 la diferencia de la paridez media era de 1.7 hijos, para 1993 bajó a 0.6.

El modelo de regresión múltiple indica que las variables año de encuesta, condición laboral y muerte de algún hijo modifican las preferencias en el espaciamiento de los nacimientos. Mientras que la educación modifica la fecundidad, principalmente, limitando el número de hijos.

Al proyectar las tasas de fecundidad para mujeres alguna vez unidas del año 2000 al 2030, se nota como éstas disminuirán por sí solas con el pasar del tiempo. Si el nivel educativo de las mujeres se mantiene como en 1993 (27% con secundaria completa) y el porcentaje de mujeres trabajando no variara (30%), la TTFAU sería 2.9 en el 2000. Si para el 2030 esa estructura cambiara a un 100% de las mujeres con secundaria completa y un 70% trabajando, la TTFAU sería 1.5. De esa disminución de 1.4 hijos, 1.0 se atribuye al descenso que se dará con el paso del tiempo (que se explica por variables no consideradas explícitamente en el estudio), 0.2 al efecto de universalizar la secundaria y 0.2 a elevar el porcentaje de mujeres que trabajan.

Los anteriores resultados indican que el efecto de hacer que toda la población complete los estudios de secundaria no tendría un impacto fuerte sobre la fecundidad. Hay otros factores culturales que se modifican de una generación a otra que hacen que la fecundidad descienda a través del tiempo. Y es precisamente cuestión de tiempo para que la fecundidad termine por alcanzar los niveles de reemplazo. Elevar el nivel educativo y aumentar el porcentaje de mujeres trabajadoras son factores que acelerarían el proceso, pero no en forma determinante.

INDICE DE CUADROS

Cuadro 4.1	*Porcentaje de mujeres alguna vez unidas por año de encuesta según grupo de edad.*	*52*
Cuadro 4.2	*Distribución porcentual de las entrevistadas por año de encuesta según nivel educativo.*	*53*
Cuadro 4.3	*Promedio del número de años de educación aprobados de las entrevistadas por año de encuesta según variables de interés.*	*54*
Cuadro 4.4	*Paridez media por año de encuesta según grupo de edad.*	*56*
Cuadro 4.5	*Paridez media por zona de residencia según grupo de edad controlado por año de encuesta.*	*59*
Cuadro 4.6	*Paridez media por condición laboral según grupo de edad controlado por año de encuesta.*	*61*
Cuadro 4.7	*Paridez media por cercanía de una FAMA según grupo de edad controlado por año de encuesta.*	*62*
Cuadro 4.8	*Paridez media por muerte de al menos un hijo según grupo de edad controlado por año de encuesta.*	*63*
Cuadro 4.9	*Paridez media por zona de residencia según nivel educativo controlado por año de encuesta.*	*64*
Cuadro 4.10	*Paridez media por condición laboral según nivel educativo controlado por año de encuesta.*	*65*
Cuadro 4.11	*Paridez media por cercanía de una FAMA según nivel educativo controlado por año de encuesta.*	*66*
Cuadro 4.12	*Paridez media por mortalidad de un hijo(a) según nivel educativo controlado por año de encuesta.*	*66*
Cuadro 5.1	*Coeficientes de Regresión Poisson según variable independiente por factor a través del cual afecta el número de hijos. (regresiones simples)*	*72*
Cuadro 5.2	*Coeficientes de Regresión Poisson según variable independiente por factor a través del cual afecta el número de hijos. (regresión múltiple)*	*78*
Cuadro 5.3	*Coeficientes de Regresión Poisson según variable independiente por factor a través del cual afecta el número de hijos. (Incluyendo interacciones con nivel educativo)*	*81*
Cuadro 6.1	*Distribución relativa respecto al número de mujeres y respecto a la exposición por año de encuesta según características de interés.*	*88*
Cuadro 6.2	*TTFAU por año de encuesta según nivel educativo.*	*89*
Cuadro 6.3	*TTFAU por año de encuesta y zona de residencia según nivel educativo.*	*90*
Cuadro 6.4	*TTFAU por año de encuesta y condición laboral según nivel educativo.*	*90*
Cuadro 6.5	*TTFAU por año de encuesta y cercanía de una FAMA según nivel educativo.*	*91*
Cuadro 6.6	*TTFAU por año de encuesta y muerte de algún hijo según nivel educativo.*	*91*
Cuadro 6.7	*Porcentaje de mujeres con secundaria por año según supuesto a analizar. Costa Rica, 2000-2030*	*92*
Cuadro 6.8	*Proyección de TTFAU por tendencia del nivel educativo según variables de interés. Costa Rica, 2000-2015*	*93*

Cuadro 6.9 *Proyección de TTFAU por porcentaje de mujeres que se encontrarían trabajando según tendencia del nivel educativo controlado por zona de residencia. Costa Rica 2000-2030* 95

Cuadro 6.10 *Proyección de TTFAU por zona de residencia según condición laboral. Costa Rica 2000-2030. (bajo el supuesto de 100% con secundaria completa)* 98

INDICE DE FIGURAS Y GRÁFICOS

Gráfico 1.1	*Tasa de escolaridad según ciclo educativo. Costa Rica 1970-1996*	*14*
Figura 2.1	*Diagrama de Easterlin de los determinantes de la fecundidad*	*19*
Figura 2.2	*Marco orgánico de los determinantes de la fecundidad según Rosero*	*26*
Gráfico 3.1	*Tasas específicas de fecundidad natural n(a) y comparación con dos poblaciones hipotéticas*	*47*
Gráfico 4.1	*Paridez media por año de encuesta según nivel educativo.*	*57*
Figura 5.1	*TGF máxima y para dos poblaciones hipotéticas*	*71*
Gráfico 5.1	*Tasas de fecundidad marital observadas y estimadas por años de duración de la unión según año de encuesta. (tasas por mil)*	*83*
Gráfico 6.1	*TTFAU estimadas por porcentaje de mujeres trabajando según supuesto del comportamiento del nivel educativo controlando por la zona de residencia. Costa Rica 2000-2030*	*97*

ABREVIATURAS

ADC: Asociación Demográfica Costarricense

CCSS: Caja Costarricense de Seguro Social

CDC: Centro de Control de Enfermedades

CPF: Centros de Planificación Familiar

DGEC: Dirección General de Estadística y Censos

DHS: Demographic and Health Survey

FAMA: Fuente de Abastecimiento de Métodos Anticonceptivos

GLM: General Linear Models

ONU: Organización de la Naciones Unidas

PPF: Programas de Planificación Familiar

TGF: Tasa Global de Fecundidad

TTFAU: Tasa Total de Fecundidad para Mujeres Alguna vez Unidas

WFS: World Fertility Survey

1. INTRODUCCIÓN

Durante la última década las autoridades gubernamentales han insistido en la necesidad de incrementar el nivel de educación de la población estableciendo la universalidad de la educación secundaria. Esto, porque se reconoce la importancia que tiene la instrucción académica a nivel individual, no sólo como un derecho humano sino como instrumento esencial para el desarrollo personal. Además, porque se valora su potencial a nivel social y como promotor del desarrollo general de un país.

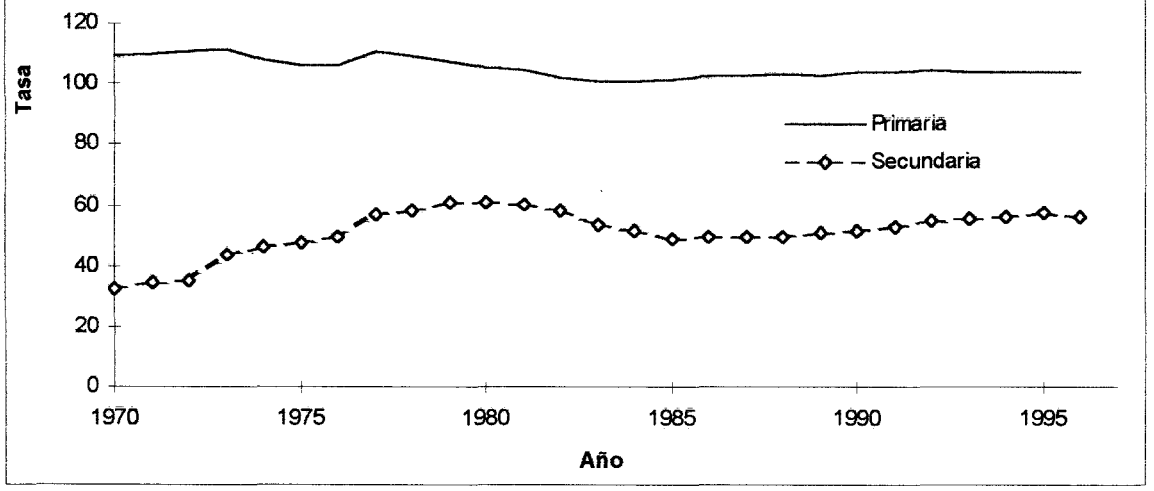
Es de suponer que una política de este tipo ocasione cambios importantes en diversas áreas de la vida nacional. Por ejemplo, se esperaría una mano de obra más capacitada, que contribuiría a mejorar la calidad de la producción y haría al país más competitivo internacionalmente. También provocaría mejoras en el campo de la salud, pues un mayor nivel de conocimiento incentivaría la adquisición de hábitos que favorecerían la prevención de padecimientos o enfermedades. Estas medidas tendrían un impacto directo en la mortalidad infantil y general, porque incentivarían la detección temprana de enfermedades crónicas y disminuirían las muertes a edades tempranas. Como consecuencia, la población se beneficiaría con incrementos en su esperanza de vida.

En el campo de la reproducción humana, es de esperar que los incrementos en el nivel educativo de la población producirían un impacto en la fecundidad, principalmente a edades tempranas. Por un lado, los jóvenes verían la continuación de sus estudios como una alternativa importante de proyecto a futuro, en vez de optar por el matrimonio temprano. Por el otro, se incentivaría una mayor y mejor integración de la población joven al mercado de trabajo, lo que también incidiría en un aumento en la edad al casarse. En fin, cambiarían las expectativas de vida de los jóvenes, lo que modificaría las preferencias en materia de fecundidad. Esto contribuiría a que disminuyan los embarazos en las edades más jóvenes y, con el tiempo, a que disminuyan las preferencias sobre el número

de hijos. De esta forma, se esperarían disminuciones en los niveles de la fecundidad global.

En la actualidad, la educación secundaria en Costa Rica se encuentra lejos de cubrir a la población juvenil. En 1997 el 41% de los jóvenes no se encontraba matriculado en ningún centro de enseñanza regular de nivel secundario[1]. La evolución de la tasa de escolaridad indica que esta situación ha sido diferente en otros períodos. Durante la década de los setenta la tasa mostró un crecimiento al duplicarse de 30% a niveles superiores del 60%, entre el principio y el final de esa década (Gráfico 1.1). Sin embargo, durante la década de los ochenta las tasas sufrieron una leve caída y no volvieron a alcanzar los niveles observados durante la década anterior. Incluso, las tasas observadas después de 1990 tampoco sugieren cambios importantes en los niveles de educación y, más bien, contribuyen a corroborar que se ha producido un estancamiento del nivel de la educación secundaria en el país.

Gráfico 1.1
Tasa de escolaridad según ciclo educativo
Costa Rica (1970-1996)



Un aspecto importante de las tasas de escolaridad es que, durante el período 1983-1987, son bastante parecidas por sexo; las diferencias más grandes

son de cuatro puntos porcentuales (DGEC, 1997). En la actualidad esa similitud se mantiene: para el año 1997, la tasa de escolaridad secundaria era de 58% para los hombres y de 60% para las mujeres.

La educación primaria, sin embargo, es la más cercana al ideal de educación universalizada, al corresponderle una tasa de escolaridad con niveles máximos desde inicio de la década de los setenta[2]. Esto no debe sorprender, pues desde antes de la década de los setenta los diferentes gobiernos han contribuido notablemente a alcanzar estos altos niveles.

La relación entre educación y fecundidad es compleja y está extensamente documentada en la literatura. No obstante, es importante estudiar el mecanismo de su relación y el posible efecto que una política de universalización podría tener en los niveles de fecundidad. Una mujer con un alto grado académico no necesariamente tendrá menos hijos que una mujer con menos educación, ya que es a través de distintos factores que la educación modifica la conducta reproductiva y lo hace incentivando o inhibiendo, en distintas magnitudes, la reproducción. Si se desea desarrollar una política de universalización de la educación secundaria es de presumir un efecto sobre la fecundidad. Por ello, se considera de interés describir cómo esa relación toma sentido, pues también es probable que existan otros factores intermedios que jueguen un papel importante en la relación.

Lo que se propone este estudio es analizar, para el período 1971-1992, el efecto de la educación sobre la fecundidad, describiendo el papel que juegan algunas de las distintas variables que intervienen en el proceso y cuantificando su importancia. Una vez establecida la relación entre educación y fecundidad, se

---

[1] Las estimaciones de la Tasa de Escolaridad fueron realizadas por el autor. Los detalles están disponibles en el Anexo 1.

[2] La población teórica de primaria es la de niños entre 6 y 12 años. La mayoría de ellos están matriculados en primaria y, además, hay estudiantes repitentes mayores a los 12 años que también están matriculados en primaria. Esto explica el hecho de que la tasa de escolaridad sea superior al 100% (DGEC, 1997).

simulará el posible efecto que tendría la universalización de la educación secundaria sobre el nivel de fecundidad.

El análisis utilizará las bases de datos de las Encuestas de Fecundidad de los años 1976, 1981, 1986 y 1993. Tomando en cuenta que los resultados de las Encuestas Mundiales de Fecundidad (WFS)[3] han mostrado que la relación entre la educación del hombre y la fecundidad aporta muy poco a lo que ya explica la relación entre educación de la madre y fecundidad (Jejeebhoy, 1996), trabajar con las mujeres como población de estudio no constituye una limitación importante del estudio.

[3] World Fertility Survey

2. ESTADO DEL CONOCIMIENTO

Para determinar un posible efecto de aumentos en los niveles educativos sobre la fecundidad, debe adoptarse un marco conceptual que contemple los determinantes de la misma. En este capítulo primero se mencionarán esos factores propuestos por Davis & Blacke. Posteriormente se mostrará un diagrama, propuesto por Easterlin, que explica como la educación afecta la fecundidad a través de esas variables intermedias. Luego se mencionarán algunos trabajos que han estudiado la relación entre educación y fecundidad, tanto en Costa Rica, como en el resto de Latinoamérica y en el resto del Mundo. Finalmente, se presentará el marco conceptual adoptado en este estudio, que considera las relaciones entre las diferentes variables y la temporalidad de las mismas al momento de incidir sobre la fecundidad.

2.1. Factores intermedios de la fecundidad

Davis y Blacke expusieron un modelo compuesto por un conjunto de 11 variables denominadas "factores intermedios" o "determinantes próximos" para explicar por qué cambian los niveles de fecundidad (Davis & Blacke, 1956; citado en United Nations, 1973). Estos factores son los siguientes:

I. Factores que afectan la exposición al coito:

a. Gobiernan la formación y disolución de las uniones en el período reproductivo:
    1. Edad al inicio de las relaciones sexuales
    2. Celibato permanente: mujeres que nunca tienen relaciones
    3. Período de tiempo reproductivo que no se está en unión cuando:
        - La unión se disuelve por divorcio o separación
        - La unión se disuelve por muerte del cónyuge

b. Gobiernan la exposición a las relaciones sexuales dentro de las uniones:
    4. Abstinencia voluntaria
    5. Abstinencia involuntaria (enfermedad, impotencia, separaciones)
    6. Frecuencia del coito (incluye períodos de abstinencia)

II. Factores que afectan la exposición a la concepción:
    7. Fertilidad o infertilidad por causas involuntarias
    8. Uso o no uso de métodos anticonceptivos
    9. Fertilidad o infertilidad por causas involuntarias

III. Factores que afectan la gestación o el éxito del parto:
    10. Mortalidad fetal por causas involuntarias
    11. Mortalidad fetal por causas voluntarias

Cualquier variable que influya sobre la fecundidad debe hacerlo a través de alguno o varios de estos factores; es útil conocer entonces cuáles son afectados por la educación para luego poder actuar sobre la fecundidad.

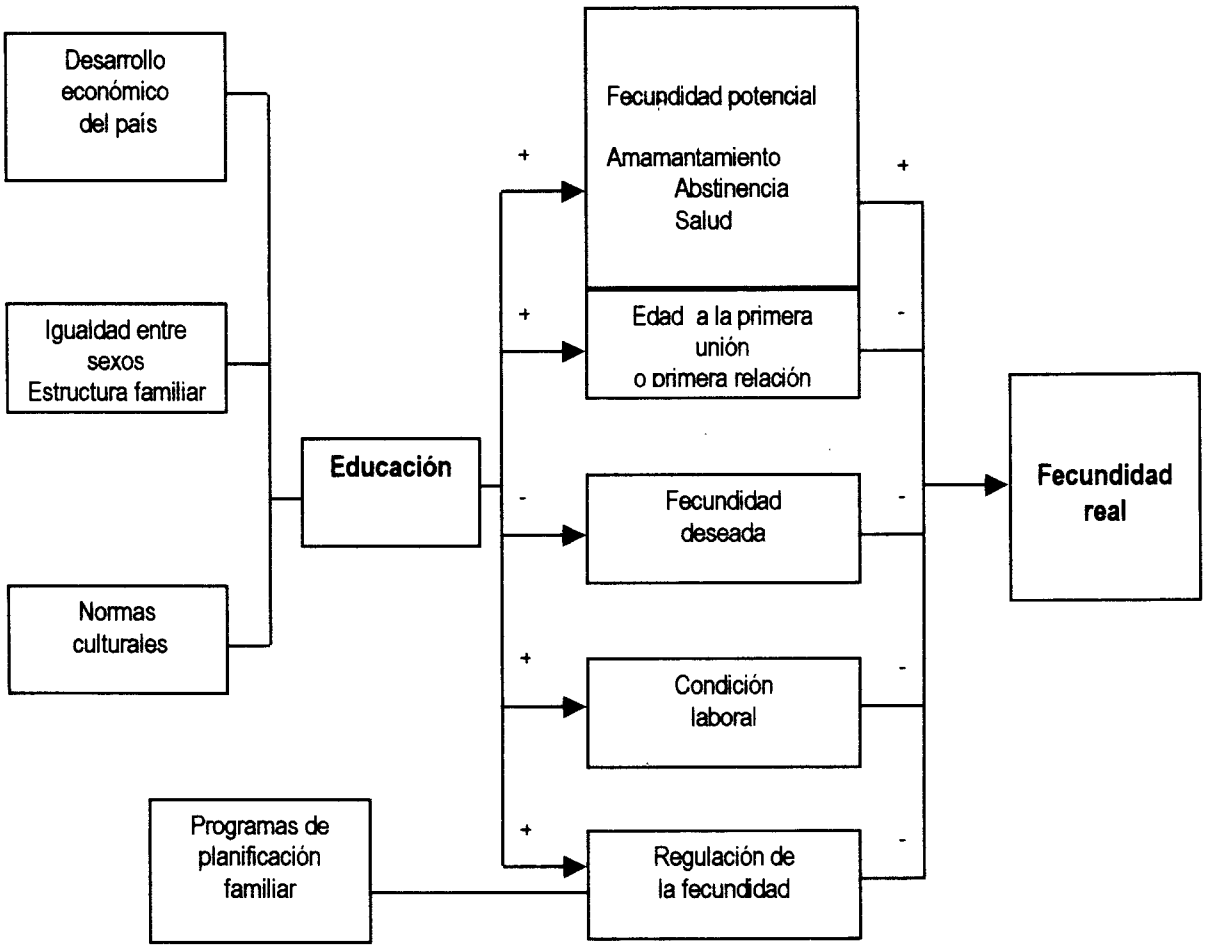
Rosero menciona que existen muchas teorías que tratan de explicar el número de hijos de las familias. Están las económicas, las socio-sicológicas, marxistas, capitalistas y otras. La mayoría coincide en ver a los hijos como un bien (ya sea de consumo o de producción) mediante el cual se puede maximizar la utilidad o bienestar de la familia. En este sentido, elevar o disminuir el número de hijos dependerá, entre otros factores, de la satisfacción emocional que brinde el hijo (visto como bien de consumo), el costo que implique alcanzar la calidad de hijo deseado, la utilidad que se espera del hijo o la dirección del flujo de la riqueza entre generaciones (Rosero, 1981).

2.2. Algunos estudios de la relación educación-fecundidad

Se han propuesto diversos modelos para explicar cómo el nivel de educación afecta la fecundidad. Uno de ellos es el modelo de Easterlin utilizado

por la Organización de las Naciones Unidas para analizar esta relación en distintos países del mundo, a partir de los datos de las Encuestas de Demografía y Salud (DHS)[4] (Naciones Unidas, 1995).

Figura 2.1
Diagrama de Easterlin de los determinantes de la fecundidad



El modelo de Easterlin (Figura 2.1) considera algunos de los factores intermedios propuestos por Davis & Blacke a un mismo nivel.

En la vida real la educación afecta un factor y antes de afectar la fecundidad, tiene un impacto (directo o indirecto, positivo o negativo) en otros. El

[4] Demography and Health Survey

modelo de Easterlin, sin embargo, explica cuál sería el efecto de cada uno de ellos por sí solo. Por este motivo, en la siguiente explicación se supondrá que al mencionar uno de los factores los demás se mantendrán constantes.

De acuerdo con el modelo existen tres factores que afectan el nivel educativo de las mujeres en un país: el desarrollo económico, la organización social en asuntos de familia y género, y las normas culturales. Dependiendo de los niveles de estos tres factores así será la intensidad de la relación educación-fecundidad. Así mismo, la presencia de Programas de Planificación Familiar, en las cercanías de la comunidad, afecta directamente la regulación de la fecundidad.

La educación puede afectar a la fecundidad a través de cinco[5] factores distintos:

a. Aumentos en la educación provocarán aumentos en la fecundidad potencial. Esto sucede porque las mujeres más educadas amamantan menos a sus niños, tienen una mejor salud y dejan de lado el mito de la abstinencia sexual postparto. Estos factores terminan produciendo aumentos en la fecundidad real.

b. Para alcanzar altos niveles de educación y para lograr las aspiraciones de un mejor nivel de vida -que la educación facilita- muchas mujeres posponen el momento del matrimonio o primera unión. Al elevarse la edad al matrimonio disminuye la exposición al embarazo y, como consecuencia, disminuye la fecundidad real.

c. Las mujeres que tienen más educación quieren para sus hijos niveles de educación y de vida similares o más altos que los suyos. Además, están conscientes de que, para cumplir con esas aspiraciones, no pueden tener un

[5] El modelo original propuesto por Easterlin no incluye la condición laboral de la mujer, pero se propone que un factor importante que ayuda a determinar el uso de anticonceptivos, es el hecho de que la mujer trabaje.

número de hijos elevado por el costo económico que esto implica. Por consiguiente, para estas mujeres, la fecundidad deseada tiende a ser menor que la tradicional. Esta baja en el tamaño deseado de la familia incentiva una fecundidad real menor.

d. La educación, por otra parte, facilita la posibilidad de obtener un mejor empleo. La mujer no está dispuesta a perder la estabilidad laboral quedando embarazada constantemente. Por este motivo, las mujeres con una condición laboral más estable recurren a la regulación de la fecundidad con métodos modernos y más eficaces para no perturbar la permanencia en su trabajo. Esto promueve una disminución de la fecundidad real.

e. La regulación de la fecundidad también es más elevada conforme mayor es el nivel de educación, porque las personas más educadas tienen mayor conocimiento de los anticonceptivos más efectivos, se preocupan por tener un mayor acceso a ellos y están más dispuestas a usarlos para cumplir ~~con~~ sus ideales reproductivos.

2.3. Estudios a nivel nacional

Los datos censales y los de las encuestas de fecundidad realizadas por el Programa de Encuestas Mundiales de Fecundidad (WFS) en los años setenta, muestran que la relación inversa entre educación y fecundidad ha sido observada desde hace mucho tiempo. También ha sido objeto de estudio en las Encuestas de Demografía y Salud (DHS) en los ochenta.

En el caso de Costa Rica, esta relación ha sido documentada en distintas oportunidades. Por ejemplo, en 1981, Stycos encontró que la educación afecta la fecundidad cambiando los patrones de comportamiento de las mujeres por unos más acordes con las sociedades modernas (Stycos, 1981). Mujeres con más

educación tienen comportamientos más similares a los de mujeres de sociedades modernas y, por lo tanto, adoptan sus bajos patrones de fecundidad.

Por otro lado, en 1981, Rosero, Gómez y Rodríguez, utilizando datos de distintas encuestas realizadas en Costa Rica, encontraron que en el período 1959-1964, la Tasa Global de Fecundidad (TGF) de las mujeres con ninguna educación era igual a 9, y este valor descendía conforme aumentaba el grado de educación hasta alcanzar una TGF de 4 para las mujeres universitarias (ambos casos se refieren a población urbana). En el período 1971-1976, la TGF de las mujeres sin educación era de 4.7 y la de las universitarias era 3.4 (manteniéndose la relación negativa). Además, de las variables empleo femenino, años de educación de la mujer y clase ocupacional del esposo, la que mostró mayores coeficientes de correlación con la fecundidad fue la de años de educación (Rosero, Gómez & Rodríguez, 1981).

Por otra parte, Sosa, utilizando los datos de la Encuesta Nacional de Fecundidad y Salud de Costa Rica para 1986, encontró una relación negativa entre la educación y el número de hijos nacidos vivos. Lo importante de este hallazgo es que la relación mantiene la misma dirección en todos los grupos quinquenales, empezando en el grupo de 15-19 hasta el de 45-49 años (Sosa, 1987). Sosa encontró la misma relación entre el nivel de educación y las TGF. Para 1984, esta tasa era 5.9 para mujeres con menos de tres años de educación y 2,6 para mujeres con siete o más años de instrucción.

Utilizando la técnica de mínimos cuadrados, Carvajal y Geithman hallaron relaciones importantes entre la fecundidad y variables socioeconómicas como la educación de los padres y el sector económico en que laboran, el costo de oportunidad del tiempo para tener un hijo, el tamaño de la familia de la cual provienen los padres, el cuidado médico, las condiciones sanitarias de la vivienda y el capital no humano que poseen (Carvajal & Geithman, 1986).

2.4. Estudios al nivel latinoamericano

Bongaarts y Lightbourne encontraron, en un estudio a nivel latinoamericano, que en el período 1975-1980, la TGF era 6.1 para mujeres sin educación y de 2.8 para mujeres con 7 o más años de educación. Si bien las diferencias disminuyen en el período 1986-1989, la tendencia negativa de la relación continúa: la TGF para mujeres sin educación era 3.3 y para mujeres con 7 o más años de estudio era 2.7. Una conclusión de ese estudio es que las mujeres con más educación tenían más éxito aplicando sus preferencias reproductivas, ya que las tasas de fecundidad deseada eran menores (Bongaarts & Lightbourne, 1992).

En otro estudio a nivel latinoamericano, Rodríguez analizó la relación entre la educación y los componentes de la fecundidad marital (control y espaciamiento) encontrando que las mujeres con más educación tienen mejores niveles de control y espaciamiento (Rodríguez, 1992). Pero lo más importante que halló fue la posible presencia de un efecto de difusión de los patrones reproductivos. Esto quiere decir que, primero, los grupos de mayores niveles de educación adquieren patrones reproductivos que implican bajos niveles de fecundidad, luego se produce una difusión del comportamiento reproductivo y los grupos de menores niveles de educación adoptan esos mismos patrones a favor de una disminución de la fecundidad total.

Trabajando con datos de 4 países latinoamericanos (Colombia, Ecuador, Perú y República Dominicana) Weinberger, Lloyd y Blanc, mostraron cómo se ha reducido la diferencia en la fecundidad de los sectores más educados y los menos educados a través del tiempo; en parte, por el simple hecho de que se ha incrementado el nivel educativo de la población (Weinberger et al, 1989).

Cuando se habla del descenso de la fecundidad en los países latinoamericanos no se puede dejar de lado, además del desarrollo económico y la urbanización, factores culturales como la condición de la mujer, particularmente

por el rol sexual que las condiciona a tener derechos y deberes diferentes a los de los hombres. Debido a que las relaciones de género descansan, en parte, en la dependencia económica de la mujer, se puede estratificar a las mujeres en tres grupos: las de familias rurales pobres, las de familias urbanas pobres y las de clase media o más. Dependiendo de la posición en la que se encuentren sus condiciones materiales y las ideologías respecto a la flexibilidad de los derechos y los deberes de la mujer, así se afectarán sus oportunidades de educarse, su intensidad y tipo de trabajo doméstico y sus posibilidades de obtener un empleo pagado. Estos factores afectan la edad a la primera unión, el valor de los niños y la capacidad de tomar decisiones en materia reproductiva (CELADE, 1989).

2.5. Algunos estudios en el resto del mundo

Ciertamente la intensidad de la relación entre educación y fecundidad no es la misma en todas las regiones del mundo y las diferencias son mayores o menores, dependiendo del nivel de desarrollo y la etapa de transición demográfica en que se encuentre el país.

En los países desarrollados como los Estados Unidos se documenta una relación inversa entre educación y fecundidad desde la década de los veinte, pero esa relación desapareció desde los años setenta (Mare, 1997). En Suecia, por ejemplo, la educación perdió fuerza para explicar el comportamiento reproductivo y son las distintas estrategias de vida de las mujeres las que determinan que tengan cierto número de hijos (Hoem & Hoem, 1987).

En otros países en vías de desarrollo como los africanos, variables que antes eran diferenciales de la fecundidad, como el grupo étnico, fueron reemplazadas por el nivel educativo. Pero el efecto de la educación empieza a manifestarse hasta el grupo de mujeres de 3 a 4 años de educación, que lo logran posponiendo el momento de la unión, usando cualquier método anticonceptivo

(principalmente los modernos) y a través del aborto en los grupos de mayor nivel educativo (Shapiro & Oleko, 1998). También se plantea que en Africa, más que la educación, el factor que afecta la fecundidad es la zona de residencia. Primero, porque ya existen las diferencias de los niveles de fecundidad entre la zona urbana y la rural. Segundo, porque gran parte de la población africana vive en zonas rurales y las mujeres con más educación tienden a emigrar a las zonas urbanas. Así, se ha planteado que un medio importante para alcanzar la transición demográfica en Africa es la zona de residencia. También se considera la calidad de la educación -más que la cantidad- como medio para lograr un trato igualitario hacia las mujeres por parte de maestros y compañeros (Lloyd et al, 1998).

En algunos países musulmanes como Bangladesh, Java, Jordania y Pakistán, la educación no resulta un factor de peso para explicar la fecundidad. La variable más importante fue la pérdida de algún hijo. Aumentos en la educación de uno o ambos padres, en algunos casos, provocaría aumentos en el número de hijos. También, como se sabe, la intensidad de la relación educación-fecundidad depende de la etapa de transición demográfica en que se encuentra el país y, en muchos de estos casos, la transición aún no había iniciado en la década pasada (Ahmad, 1985)

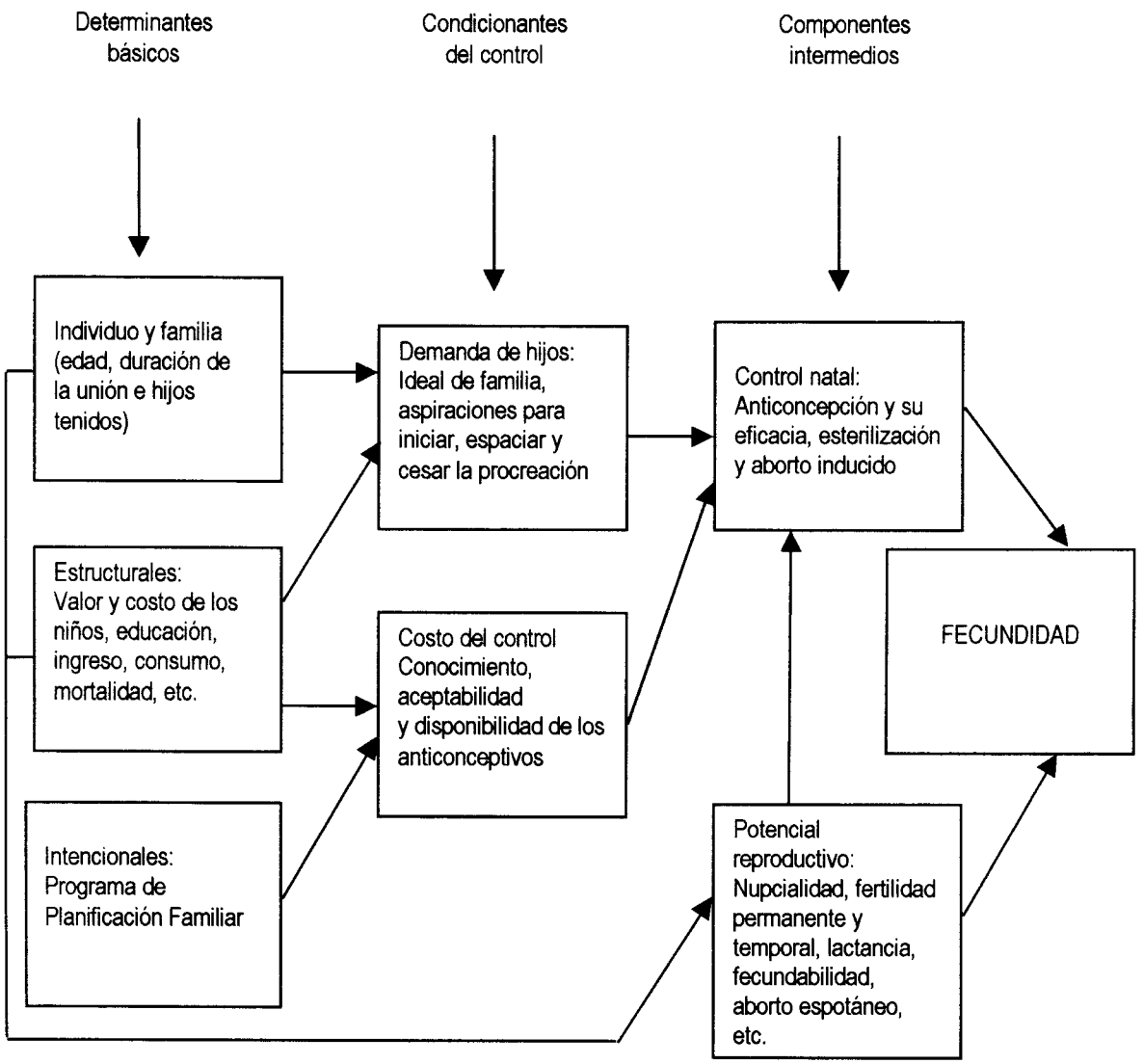
2.6. Marco conceptual

El diagrama de Easterlin es adecuado para explicar el papel de las variables intermedias, aunque no considera las relaciones entre las diferentes variables (interacciones) ni la temporalidad de las mismas al momento de afectar la fecundidad (jerarquías).

Por este motivo, y con el objetivo de analizar los determinantes de la fecundidad en Costa Rica, Rosero y otros elaboraron un marco orgánico (Figura

2.2) que es útil para estudiar la relación entre el nivel educativo y la fecundidad (Rosero et al, 1981).

Figura 2.2
Marco orgánico de los determinantes de la fecundidad según Rosero



El modelo clasifica los factores en tres categorías de acuerdo a su proximidad de acción sobre la fecundidad: determinantes básicos, condicionantes del control y componentes intermedios.

Determinantes básicos

Dentro de los determinantes básicos se encuentran los factores individuales (también familiares) como la edad de la pareja y la duración de la unión, las que afectarán el potencial reproductivo. También, dentro de los factores individuales está el número de hijos tenidos, la que influirá sobre la demanda de los hijos.

Otro conjunto de determinantes básicos es el de los factores estructurales, que comprende el entorno económico, social y cultural; éstos influyen a través de la demanda de hijos y de la prevención voluntaria de nacimientos. Estos factores incluyen el valor y el costo de los niños, el ingreso, el consumo, la mortalidad y, entre otros, la educación.

Como último factor dentro de los determinantes básicos se encuentra la presencia de los Programas de Planificación Familiar (P.P.F.), que ayudarán a hacer efectiva la voluntad de controlar la fecundidad.

Condicionantes del control

Los condicionantes del control son los determinantes que promueven la regulación de la fecundidad en una población e incluye la demanda de los hijos y el costo del control de la fecundidad.

La demanda de los hijos está determinada tanto por factores individuales como estructurales; por ejemplo, influye la edad a la que se inicia la procreación, que es un factor individual, y también influye el ideal del tamaño de la familia, que es el producto de aspiraciones personales en combinación con el valor y el costo de los niños, ingreso y otros factores que son estructurales.

El costo del control de la fecundidad incluye el conocimiento y la disponibilidad de los métodos anticonceptivos, así como factores síquicos determinados por la aceptabilidad social del uso de anticonceptivos; en resumen, este costo está afectado por factores estructurales.

Como se mencionó anteriormente, el gobierno puede también influir intencionalmente en el factor costo del control a través de los Programas de Planificación Familiar.

Componentes intermedios

Los factores que se muestran más próximos a la fecundidad son los componentes intermedios, clasificados en control natal y potencial reproductivo.

El primero responde al hecho de controlar la fecundidad voluntariamente que, en la práctica, es el único medio para que se produzca la transición de la fecundidad. Este control está afectado por la demanda de los hijos y el costo de controlar. El segundo responde a acciones no deliberadas para controlar la fecundidad y son factores tanto biológicos como sociales que permiten establecer el límite superior del límite de la fecundidad en una sociedad. A este límite se le denomina también fecundidad natural y afectará al control natal voluntario. Esta fecundidad potencial está determinada tanto por factores individuales como estructurales.

El papel de la educación

En el diagrama (Figura 2.2), la educación es sólo uno de los factores estructurales incluido como determinante básico.

La educación afectará los dos condicionantes del control. Por un lado, a través de la demanda de hijos, ya sea modificando las expectativas respecto al tamaño ideal de la familia, espaciando o cesando la procreación. Por otro lado, a través del costo del control, o sea influyendo sobre el conocimiento, la aceptabilidad y la disponibilidad de los métodos anticonceptivos. La educación también afecta al componente intermedio denominado potencial reproductivo; como se mencionó con base en el esquema de Easterlin, la educación cambia las ideas acerca del amamantamiento, la abstinencia y la importancia de la salud de la mujer.

Si bien existe relación entre el nivel educativo y la fecundidad, pueden existir otras variables -además de las intermedias- que al incorporarse en el análisis pueden hacer que desaparezca la relación antes observada. A estas variables las vamos a llamar "confusoras", algunas de ellas podrían ser las otras variables estructurales y algunos determinantes básicos.

Este mismo diagrama se utilizará como base teórica para el presente estudio. La ventaja que presenta es que jerarquiza los determinantes que afectan la fecundidad. Al mismo tiempo permite establecer las interacciones entre los factores participantes en la relación.

3. METODOLOGÍA

3.1. Objetivos

a. Realizar un análisis descriptivo de la evolución de la fecundidad en el período 1971-1992, según distintas variables de interés.

b. Determinar los mecanismos de la relación entre el nivel educativo de las mujeres y el nivel de fecundidad en Costa Rica en el período 1971-1992. Es decir, estimar el rol de las variables disponibles y su influencia en la relación educación-fecundidad.

c. Determinar el efecto, a mediano plazo, de la universalización de la educación secundaria sobre el nivel de la fecundidad.

Partiendo de una perspectiva que conteste los objetivos planteados anteriormente, la metodología consta de cuatro pasos:

a. Integrar las cuatro encuestas de fecundidad en una sola base de datos.
b. Analizar, a través del tiempo, un indicador de la fecundidad según distintas variables de interés como la educación.
c. Estimar el modelo que relaciona educación-fecundidad y sus variables intermedias y confusoras.
d. Proyectar las tasas de fecundidad que se obtendrían si se modificara el nivel de la educación actual.

3.2. Fuentes de datos

Para cumplir con los objetivos se utilizarán cuatro encuestas. Estas son todas de alcance nacional y contienen distintos módulos entre los que se

encuentran: antecedentes de la mujer entrevistada, el hogar, historia de embarazos, estado conyugal, planificación familiar y preferencias reproductivas. Estos módulos serán útiles para identificar las variables a través de las cuales opera la relación entre la educación y la fecundidad.

Considerando la secuencia cronológica en que se desarrollaron los estudios, corresponde mencionar en primer lugar la "Encuesta Nacional de Fecundidad, 1976". Esta fue dirigida por la Dirección General de Estadística y Censos como parte del programa de Encuesta Mundial de Fecundidad (W.F.S.). Este sistema de encuestas fue ejecutado por el Instituto Internacional de Estadística con sede en La Haya, en colaboración con las Naciones Unidas y la cooperación de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (DGEC, 1978).

En segundo lugar, se trabajará con la "Encuesta de Prevalencia Anticonceptiva de 1981". Ésta fue ejecutada por la Asociación Demográfica Costarricense y la mayor parte de los recursos financieros y la asistencia técnica provinieron de un acuerdo suscrito con Westinghouse Health Systems y fondos de la Agencia para el Desarrollo Internacional de los Estados Unidos (Rosero, 1981).

La tercera base de datos es la "Encuesta de Fecundidad y Salud, 1986". Ésta también fue realizada por la Asociación Demográfica Costarricense y contó con la asesoría técnica del Centro de Control de Enfermedades (C.D.C.) de Atlanta, Estados Unidos, y con el apoyo financiero de la Agencia para el Desarrollo Internacional de los Estados Unidos (ADC, 1986).

Finalmente, se utilizará la "Encuesta Nacional de Salud Reproductiva, 1993", realizada por el Programa de Salud Reproductiva de la Caja Costarricense de Seguro Social, con el auspicio económico de la Agencia para el Desarrollo Internacional de los Estados Unidos y la asesoría técnica del CDC de Atlanta, Estados Unidos (CCSS, 1993).

En la siguiente tabla se pueden observar algunas características de interés de las cuatro encuestas.

Encuesta	Año	Tamaño de muestra	Cobertura	Edades	Tasa de respuesta (%)	Tasa de rechazo (%)
Encuesta Nacional de Fecundidad	1976	3935	Nacional	20-49	96.7	1.1
Encuesta de Prevalencia Anticonceptiva	1981	4580	Nacional	15-49	95.6	0.9
Encuesta de Fecundidad y Salud	1986	3527	Nacional	15-49	94.9	0.7
Encuesta Nacional de Salud Reproductiva	1993	3618	Nacional	15-49	90.6	0.9

Debe notarse que en la Encuesta de 1976, por diversos motivos, no se tomaron en cuenta a las mujeres menores de 20 años.

Con respecto a las tasas de respuesta se puede decir que, a pesar de mostrar una tendencia decreciente a través del tiempo, aún en 1993 se mantenían por encima del 90%, lo que se considera aceptable. Por otra parte, la tasa de rechazo se mantuvo cercana al 1% para las cuatro encuestas.

Debe advertirse que si bien las encuestas cubren el período 1976-1993, el estudio de la fecundidad abarcará los cinco años previos a la realización de cada una, sin incluir el año en que fue realizada. Esto sucede porque las encuestas no se realizaron en el mes de diciembre del respectivo año, lo que permitiría trabajar con la totalidad del año. Por este motivo, el período de referencia de este trabajo es 1971-1992.

Variables del análisis

Las diferencias en los cuestionarios empleados por las distintas encuestas exigió que, la primera tarea realizada fuera estudiar la comparabilidad entre ellas. Las siguientes son las variables del análisis:

Nivel educativo: En todos los cuestionarios se preguntó por el último año de estudio y grado más alto aprobado, que sirvió para crear la variable con cuatro

niveles: de 0 a 2 años de educación, de 3 a 5 años aprobados, primaria completa y secundaria incompleta o más.

Edad: Se calcula de la pregunta año y mes de nacimiento, la que es igual en todos los cuestionarios.

Zona de residencia: Los cuestionarios de 1976, 1981 y 1993 tenían las siguientes categorías en los cuestionarios: Área Metropolitana, Valle Central Urbano, Valle Central Rural, Resto del país Urbano y Resto del país Rural. El cuestionario de 1986 tenía nueve categorías que recodificadas formaron los 5 estratos anteriores. Esta estratificación permite clasificar la zona de residencia en urbana o rural juntando las áreas pertinentes.

Número de hijos nacidos vivos en los últimos cinco años: Para 1976 se tiene la información para los últimos 18 nacimientos de cada mujer con su respectiva fecha de nacimiento. El archivo de la encuesta de 1981 ya trae calculado el número de hijos nacidos vivos en los últimos cinco años, tanto para nacimientos dentro de la unión como previos a la unión conyugal. Las encuestas de 1986 y 1993 tienen información para los últimos cinco nacidos vivos. Esto quiere decir que si una mujer tuvo más de 5 hijos en los últimos cinco años anteriores a la encuesta, esos quedarán fuera del estudio. Esto no es un problema mayor porque una revisión de los datos de estas encuestas indica que son menos de 10 las mujeres con 6 hijos o más en los cinco años anteriores a la encuesta, lo que hace a los datos comparables para las cuatro encuestas.

Alguna vez unida: La pregunta "fecha de la primera unión" (mes y año) es igual en todos los cuestionarios, de manera que se puede crear la variable "alguna vez unidas" para las cuatro encuestas.

Muerte de algún hijo: Los cuatro cuestionarios contienen la pregunta correspondiente al número de hijos nacidos vivos que se encontraban muertos al

momento de la encuesta. De esta forma se puede crear una variable binaria (sí-no) que registre si la mujer ha perdido a alguno de sus hijos.

Cercanía de una Fuente de Abastecimiento de Métodos Anticonceptivos FAMA: Para 1976 y 1981 se preguntó por el tiempo en trasladarse a la FAMA más cercana. Las encuestas de 1986 y 1993 preguntaron por el tiempo en minutos al lugar donde la mujer consiguió el último método anticonceptivo utilizado. Obviamente, las cuatro preguntas no son estrictamente comparables, aunque puede ocurrir que las diferencias en los resultados sean mínimas.

Condición laboral: En 1976 se preguntó a cada mujer si había trabajado alguna vez y si estaba trabajando entonces. En la Encuesta de 1981 se preguntó si había trabajado en los últimos 12 meses. En 1986 y 1993 se preguntó si había trabajado en los últimos 5 años y si estaba trabajando entonces. Por lo tanto, la comparabilidad es posible para tres encuestas (1976, 1986 y 1993) y se espera que las diferencias con la encuesta de 1981 no sean grandes.

Finalmente, por la naturaleza del modelo matemático con que se trabajará, es necesario integrar las cuatro bases de datos en una sola, agregando una variable que identifique el año en que se realizó la encuesta y eliminando las variables que no se tomarán en cuenta en el modelo.

3.3. Cálculo de un indicador de Fecundidad

El indicador de fecundidad más usado es la Tasa Global de Fecundidad TGF. Por comodidad, y porque no es el objetivo principal de este estudio recalcular las TGF para las encuestas en estudio, se utilizará la paridez media de las mujeres de 45 a 49 años de edad como un indicador del nivel de fecundidad.

Podría esperarse que la paridez media de ese grupo de edad se acerque a la TGF, debido a que es el número de hijos que han tenido las mujeres en toda su vida y son mujeres que se encuentran cerca del final de su período reproductivo.

Se hace la salvedad de que este indicador tiene la ventaja de que no está afectado por errores de referencia. Pero tiene dos desventajas: puede subestimar la fecundidad por omisiones y es un indicador de la fecundidad para distintos períodos de tiempo (Sosa, 1987).

Finalmente, se representará gráficamente la paridez media con el fin de analizar su evolución a través del tiempo y especialmente, comparar según los niveles de educación u otras variables estructurales (zona de residencia, condición laboral, mortalidad infantil, presencia de Programas de Planificación Familiar cercanos a la comunidad) y otras posibles variables que podrían actuar como confusoras en la relación educación-fecundidad.

3.4. Determinación del modelo

Con el fin de modelar la fecundidad marital se debe adoptar una ecuación matemática que considere como variable dependiente un indicador de la fecundidad y como variables independientes algunos de los determinantes de la fecundidad.

El modelo de Rodríguez y Cleland

Rodríguez y Cleland utilizan el número de hijos como variable dependiente B, suponiendo que su variación estocástica puede ser modelada usando la distribución de Poisson (Rodríguez & Cleland, 1988). Se sabe que el número de nacimientos es una variable discreta y que cuando la variable número promedio de

hijos por mujer aumenta, también aumenta la variancia de la variable. Estos dos argumentos justifican el uso de la regresión de Poisson para aproximar el modelo (Bröstrom, 1985).

Para facilitar la comprensión del modelo se supone que el número de nacimientos B, en un grupo determinado, es igual al producto del tiempo de exposición T y la intensidad de la fecundidad f en ese grupo (tasa específica de fecundidad). Esto es $B=T\times f$. Si consideramos a las mujeres de una edad determinada a, y una duración en el matrimonio d, como un grupo, tenemos que el número esperado de nacimientos es:

$$E\left[B(a,d)\right] = T(a,d)f(a,d)$$

Obteniendo logaritmos a ambos lados de la ecuación se tiene que

$$\ln\left(E\left[B(a,d)\right]\right) = \ln\left(T(a,d)\right) + \ln\left(f(a,d)\right)$$

En la sección siguiente será desarrollada una expresión matemática para el logaritmo neperiano de la fecundidad observada en una población, para incorporar algunas características sociodemográficas de la mujer.

Modelo matemático para la fecundidad observada

A principios de los años setenta, primero Coale y, luego, Coale y Trussell, propusieron un modelo que ha sido la base de los que han pretendido aproximar los patrones de fecundidad marital[6] según la edad de la mujer (Coale & Trussell, 1978). Este modelo propone que la razón de la fecundidad observada *f(a)* a la fecundidad natural *n(a)* (fecundidad en ausencia de control) es una función de:

[6] Los casos de embarazos de mujeres solteras se ven como casos especiales de unión a edades muy tempranas sin que esto afecte la robustez del modelo.

a. Un nivel de fecundidad subyacente M (nivel de fecundidad al inicio de la unión)
b. Un patrón de reducción o control de la fecundidad por edad $v(a)$
c. El grado en que la regulación afecta el patrón de fecundidad marital m

Su expresión matemática es

$$\frac{f(a)}{n(a)} = M\, e^{m\,v(a)}$$

Se puede despejar la fecundidad real $f(a)$ e incluir la constante M en la exponencial como $k=ln(M)$ para obtener:

$$f(a) = n(a)\, e^{k + m\,v(a)}$$

que expresa la tasa de fecundidad como función de la edad. Posteriormente, Page propuso que el control depende no sólo de la edad, sino también de la experiencia previa de la fecundidad medida por la duración de la unión d (Page, 1977). Lo anterior originó la expresión matemática

$$f(a,d) = n(a)\, e^{\alpha + \beta d}$$

Los parámetros α y β son los equivalentes a k y m del modelo de Coale y Trussell.

En términos prácticos, Rodríguez describe estos parámetros así:

> *"El parámetro α representa el nivel de fecundidad natural, o más generalmente el grado de espaciamiento de los nacimientos, y ... el parámetro β representa el grado de control de la fecundidad, o más generalmente el grado de limitación de los nacimientos" (Rodríguez, 1996).*

La expresión matemática para la fecundidad observada *f(a,d)* será la adoptada en este trabajo.

El modelo de Rodríguez y Cleland incorporando el vector *x*

La expresión matemática para la fecundidad observada *f(a,d)*, en el modelo de Page sustituida en la ecuación de Rodríguez y Cleland, implica (Rodríguez & Cleland, 1988)

$$\ln\left(E\left[B(a,d)\right]\right) = \ln\left(T(a,d)\right) + \ln\left(n(a)\right) + \alpha + \beta d$$

Este modelo es muy útil para estimar niveles de fecundidad, porque permite incorporar variables que reflejan ciertas condiciones sociodemográficas de las mujeres, agregando en la ecuación un vector x de información. Este vector contiene características como el nivel educativo, la condición laboral, la mortalidad infantil, la zona de residencia y la presencia de Programas de Planificación Familiar cercanos al lugar de residencia. Al incorporar el vector x en la ecuación anterior se obtiene:

$$\ln\left(E\left[B(a,d)\right]\right) = \ln\left(T(a,d)\right) + \ln\left(n(a)\right) + \alpha' x + \beta' x d$$

que se puede ver como

$$\ln\left(E\left[B(a,d)\right]\right) = \ln\left(E\right) + \alpha' x + \beta' x d$$

donde

$E=T(a,d)\times n(a)$, el producto de la exposición y las tasas de fecundidad natural

α'= vector columna de constantes $(p-1)\times 1$

β'= vector columna de constantes $(p-1)\times 1$

x= vector fila de variables $1\times(p+1)$

xd= vector fila de variables $1\times(p+1)$

En el fondo se tiene un solo vector de constantes $\gamma=(\alpha_0, \alpha_1, ..., \alpha_p, \beta_0, \beta_1, ..., \beta_p)$ y un vector de variables $W=(1,x_1,x_2,...,x_p,d,x_1d,x_2d,...,x_pd)$. Así el valor esperado de los nacimientos será:

$$\ln(E[B]) = \ln(E) + \gamma' W$$

Si consideramos que $ln(E)$ es una variable con constante igual a 1, los anteriores vectores de constantes y variables pueden verse asi: $\eta=(1, \alpha_0, \alpha_1, ..., \alpha_p, \beta_0, \beta_1, ..., \beta_p)$ y $V=(ln(E), 1,x_1,x_2,...,x_p,d,x_1d,x_2d,...,x_pd)$. Luego,

$$\ln(E[B]) = \eta' V$$

Tanto α como β son coeficientes de regresión y pueden verse como parte de un único vector de coeficientes η, pero por su distinta interpretación se seguirán diferenciando en su notación.

Con este modelo se tratará de evaluar el impacto de la educación y otras variables sobre la fecundidad, analizando en particular los valores de α_i y β_i asociados a cada variable de interés. Evaluando la magnitud y el signo de estos coeficientes podremos determinar cuáles de las variables incorporadas en el vector x afectan en mayor o menor magnitud, y la dirección en que lo hacen, al grado de espaciamiento, al control sobre la fecundidad o a ambos componentes.

El modelo de Rodríguez y Cleland será estimado por medio de la Regresión Poisson; por esta razón, a continuación se da una breve explicación de este modelo.

3.5. Regresión de Poisson

La Regresión Poisson se utiliza para estimar modelos cuya variable dependiente es el número de ocurrencias o conteos de un evento. La variable dependiente, es en este caso, el número de hijos nacidos vivos en los últimos cinco años y puede tomar, obviamente, valores enteros positivos o el valor cero (Manual de STATA, 1997).

Supuestos de la Regresión Poisson

a. Existe una cantidad llamada tasa de incidencia que es la tasa a la cual ocurre un evento. En nuestro caso el evento es un nacimiento y la tasa de incidencia es la tasa de fecundidad.
b. La tasa de incidencia puede ser multiplicada por la exposición para obtener el número esperado de eventos. La exposición se medirá con el tiempo (ajustando por la fecundidad natural correspondiente a la edad de la mujer). Por ejemplo, si multiplicamos la tasa de fecundidad anual por cinco obtendríamos el número esperado de nacimientos en cinco años.
c. Si la exposición es muy pequeña la probabilidad de que suceda más de un evento tenderá a cero.
d. Las exposiciones que no se traslapan son independientes. La probabilidad de observar un nacimiento en el año x no está afectada por lo que sucedió en el año x-1.

Con estos supuestos, la probabilidad de que ocurran los eventos en una exposición de tiempo de tamaño T, se puede aproximar por la probabilidad binomial de observar k eventos en n ensayos T_1, ..., T_n, considerados como subintervalos de T. Para n muy grande, esta probabilidad está dada por la distribución de Poisson.

La distribución de probabilidad Poisson viene dada por

$$P(Y|\mu) = \frac{\mu^{Y} e^{-\mu}}{Y!}, \quad Y=0,1,2 \ldots \infty$$

donde,

Y= variable de interés que puede tomar valores enteros no negativos o cero

μ= parámetro (media) de la distribución

Una característica notable de la distribución Poisson es que la esperanza matemática y la variancia de Y son iguales a μ ($E[Y]=VAR[Y]=\mu$). Por lo tanto, la variancia de la variable respuesta Y, será mayor para valores mayores de Y.

La propiedad anterior y la naturaleza de la variable de interés en estudio (número de hijos), justifica el uso de la Regresión Poisson que se describe en la sección siguiente.

Ecuación del Modelo de Regresión de Poisson

Para describir la regresión Poisson es conveniente compararla con la regresión lineal corriente.

Los modelos lineales generalizados tienen la forma (Manual de STATA, 1997):

$$g(E[y]) = \mathrm{B}'X$$

donde $g(\,)$ es una transformación del valor esperado de la variable dependiente y, que a su vez tiene una distribución de probabilidad F. Tanto el modelo de regresión lineal como el de Poisson son casos específicos de ese modelo general.

Por ejemplo, si $g(\ )$ es la función identidad y la variable dependiente y se distribuye normalmente. Entonces

$$E[y] = \mathrm{B}'X$$

es el modelo de regresión lineal.

Por otra parte, si $g(\ )$ es la función logaritmo neperiano y la variable dependiente y se distribuye Poisson, entonces

$$\ln(E[y]) = \mathrm{B}'X$$

es el modelo de regresión Poisson, conocido también como el modelo loglineal.

Este es el modelo que será utilizado y en el que

y= número de hijos nacidos vivos que suponemos se distribuye Poisson

B'=vector de coeficientes asociados al espaciamiento y el control de la fecundidad η'

X=vector de variables sociodemográficas de la mujer V

$$\ln(E[B]) = \eta' V$$

Para efectos de este estudio la ecuación tendrá la forma siguiente

$$\ln(B) = \ln(E) + \alpha_o + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \alpha_3 x_3 + \alpha_4 x_4 + \alpha_5 x_5 + \alpha_6 x_6 + \beta_0 d + \beta_1 x_1 d + \beta_2 x_2 d + \beta_3 x_3 d + \beta_4 x_4 d + \beta_5 x_5 d + \beta_6 x_6 d + \varepsilon$$

donde,

B= número de nacimientos

E= $T(a,d) \times n(a)$, el producto de la exposición y las tasas de fecundidad natural

x_1= nivel educativo

x_2= condición laboral

x_3= muerte de al menos un hijo

x_4= presencia de Programas de Planificación Familiar

x_5= zona de residencia

x_6= año de la encuesta

d= duración desde la primera unión

$x_i d$= interacción entre la variable independiente i y la duración desde la primera unión

ε: Componente de error aleatorio

En algunos casos la ecuación se hace más compleja porque se incorporan interacciones entre las variables independientes.

Intervalos de confianza para los coeficientes de la regresión

Igual que sucede en la regresión lineal, los intervalos de confianza para los coeficientes β están dados por

$$\left(\hat{\beta} \pm Z_{\alpha/2}\, ee\, (\hat{\beta}) \right)$$

y los intervalos para los riesgos relativos o razones de las tasas serán dados por

$$e^{\left(\hat{\beta} \pm Z_{\alpha/2}\, ee\, (\hat{\beta}) \right)}$$

Para efectos de contrastar H_0: $\beta_i=0$ se puede utilizar el estadístico de Wald

$$Z = \frac{\hat{\beta}_i}{ee\,(\hat{\beta}_i)}$$

que se distribuye normalmente bajo la hipótesis nula de que $\beta_i=0$.

Bondad de ajuste en la Regresión Poisson

Una medida de bondad de ajuste en la Regresión Poisson está dada por la deviancia estadística, que es la razón entre la verosimilitud del modelo inicial o base y el modelo de interés:

$$D\left(\hat{\beta}\right) = -2\ln\left[\frac{L\left(Y;\hat{\beta}\right)}{L\left(Y;\hat{\mu}\right)}\right]$$

donde el modelo base incluye tantos parámetros como observaciones (n) y no incorpora variables independientes. El modelo de interés estima $k+1$ parámetros. Esta deviancia estadística tiene una distribución χ^2 con $n-k-1$ grados de libertad bajo la hipótesis nula de que no hay diferencia entre el modelo de interés y el modelo base.

Si el modelo de interés ajusta los datos bastante mejor que el modelo base, la razón de verosimilitudes dará un valor pequeño, es decir, un valor pequeño de la deviancia es una indicación de que el modelo de interés es bueno.

También se puede calcular la diferencia entre las deviancias de 2 modelos; uno de r parámetros y otro de k parámetros, $r<k$, con el fin de determinar si son necesarias las $k-r$ variables independientes adicionales al modelo de r parámetros. Con el fin de obtener un modelo parsimonioso es preferible trabajar con un modelo de r variables que con un modelo de k variables. La diferencia de las deviancias es

$$D\left(\hat{\beta}_r\right) - D\left(\hat{\beta}_k\right) = -2\ln\left[\frac{L\left(Y;\hat{\beta}_r\right)}{L\left(Y;\hat{\beta}_k\right)}\right]$$

que tiene una distribución χ^2 con $k-r$ grados de libertad bajo la hipótesis nula de que $\beta_{r+1}=\beta_{r+2}=\ldots=\beta_k=0$.

Otra opción útil cuando se estima un modelo con base a valores individuales y se quiere predecir valores grupales, consiste en graficar las tasas (de fecundidad en nuestro caso) de los valores observados contra la de los valores predichos por el modelo y comparar cuánto se parecen.

Estimación del modelo

Para estimar los coeficientes de la Regresión Poisson se utilizará el programa *glm*[7] del paquete estadístico STATA[8]. A este programa debe indicársele una lista de variables (la primera de ellas será la variable dependiente), la variable de exposición o un *offset*[9].

La variable dependiente B, es el número de nacimientos en los últimos cinco años. Sólo se contarán los nacimientos dentro de la unión. Esto implica que si un niño nació hace cuatro años pero su madre entró en unión hace dos, ese nacimiento no se cuenta por cuanto el modelo original[10] contempla solamente fecundidad marital.

En el vector de variables independientes x se incluirán los determinantes básicos mencionados en el marco conceptual: urbanización, condición laboral de la mujer, mortalidad infantil, presencia de programa de planificación y nivel educativo. Puesto que la tendencia de la fecundidad no es constante a través del tiempo, ni siquiera para los grupos de educación más baja donde la fecundidad es mayor, se considerará el año de la encuesta como una variable dentro del vector x.

---

[7] General Lineal Models (Modelos lineales generalizados)
[8] Este programa usa máxima verosimilitud para estimar α y β. (Manual de STATA, 1997)
[9] *Offset* especifica una variable que entrará directamente en la ecuación con la restricción de que su coeficiente es 1.
[10] El propuesto en primera instancia por Coale y Trussell

La duración del matrimonio d en este caso será el tiempo a mitad de período, transcurrido desde el momento de la primera unión hasta el momento de la entrevista. Para ello se requerirá de la fecha de la entrevista y en la que se dio la primera unión. Ambas fechas están medidas en el formato Mes-Siglo, por lo que primero deberán ser transformadas a años, dividiéndolas entre 12. El cálculo de esta variable debe ser el siguiente:

(Fecha de la entrevista - Fecha de la primera unión) - 2.5	Si (Fecha de la entrevista - Fecha de la primera unión) >= 5 años
(Fecha de la entrevista - Fecha de la primera unión) / 2	Si (Fecha de la entrevista - Fecha de la primera unión) < 5 años

Hay que aclarar que, posteriormente, la duración será medida en décadas para facilitar la interpretación de los coeficientes β. Esta variable y las interacciones que se hagan con ella son parte de la lista de variables independientes.

La variable exposición será la multiplicación de las tasas naturales de fecundidad $n(a)$ y el tiempo transcurrido desde la primera unión hasta el momento de la entrevista, o 5 años en el caso de que la unión se diera en un plazo mayor a 5 años de anterioridad al momento de la entrevista $T(a,d)$. El cálculo del tiempo transcurrido será:

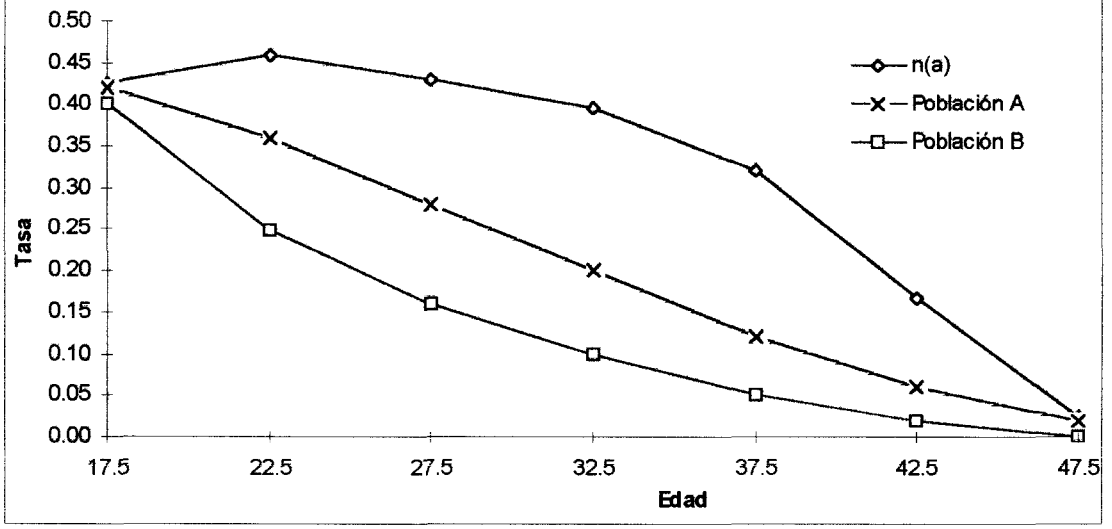
5	Si (Fecha de la entrevista - Fecha de la primera unión) >= 5 años
(Fecha de la entrevista - Fecha de la primera unión)	Si (Fecha de la entrevista - Fecha de la primera unión) < 5 años

Los niveles de fecundidad natural teóricos $n(a)$ son los calculados en forma empírica por Henry en 1961. Estas tasas están disponibles en un archivo de STATA llamado *natfer.dta* y se presentan a continuación:

Edad	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
$n(a)$	0.43	0.46	0.43	0.40	0.32	0.17	0.02

El Gráfico 3.1 muestra el comportamiento de $n(a)$ y de dos poblaciones hipotéticas que controlan su fecundidad. La curva de la fecundidad natural $n(a)$ es siempre cóncava hacia abajo y presenta los mayores niveles de fecundidad entre los 18 y los 28 años.

Gráfico 3.1
Tasas específicas de fecundidad natural n(a) y comparación con dos poblaciones hipotéticas.



La población hipotética A controla medianamente su fecundidad, mientras que la población hipotética B ejerce un fuerte control sobre su fecundidad. Estas curvas, en ciertos tramos, son cóncavas hacia arriba y lo que las aleja de la curva *n(a)* es el efecto del control, que es diferencial por edad.

Mecanismos de acción de la educación sobre la fecundidad

Con la regresión Poisson se conocerá el peso relativo de cada variable y la dirección de su influencia, por medio de los coeficientes de regresión α y β, (espaciamiento y control) sobre la fecundidad.

Si se quiere determinar si una variable es confusora bastará con evaluar el cambio en los coeficientes de la regresión en presencia y en ausencia de la misma.

Si se desea determinar si el efecto de la educación es diferencial para los distintos niveles de alguna otra variable bastará con crear una variable de

interacción de la educación y la variable en cuestión, y luego observar su coeficiente de regresión α[11].

3.6. Proyección de las TTFAU para varios niveles de educación

Una vez estimado el modelo, se procederá a simular el nivel de la fecundidad para diversos niveles de educación. Esto se hará sustituyendo en la ecuación final los niveles de educación que interese indagar. Las demás variables del modelo se trabajarán con sus valores promedios. Para analizar el efecto de la educación sobre la fecundidad a través del tiempo sólo ponemos a variar la variable año de la encuesta en la ecuación final.

Si la ecuación propuesta por Rodríguez y Cleland se expresa de la siguiente forma

$$\frac{B}{T} = n(a)e^{\alpha' x + \beta' x d}$$

al integrar el lado derecho de la ecuación respecto a la duración, obtendremos la Tasa Global de Fecundidad Marital. La integral a resolver es

$$TGFM = \int_{o}^{3} n(a)e^{\alpha' x + \beta' x d}\,\partial d$$

El límite superior de la integral es 3 porque la duración de la unión se medirá en décadas y se espera que al final de la edad reproductiva (50 años) las parejas que se unieron a la edad promedio de 20 años, tengan tres décadas de estar unidas. Ciertamente la fecundidad natural depende también de la duración

[11] A pesar de que se trata de una interacción el coeficiente se denota con α ya que β se utilizará sólo para interacciones de cualquier variable con la duración de la unión.

de la unión, pero utilizando el Teorema del Valor Medio se puede calcular de la integral una fecundidad natural constante para mujeres de 27 años, así $n(27)$= 0.43, usando la tabla de $n(a)$ expuesta anteriormente. La solución de la integral es:

$$TGFM = \frac{(0.43)e^{\alpha' x}}{\beta' x}\left[e^{3(\beta' x)} - 1\right]$$

Esta tasa indica el número final de hijos que tendría una mujer perteneciente a una promoción hipotética de casadas a los 20 años de edad, cuya fecundidad es la de la población en estudio y que llegan al término de sus vidas fértiles sin haber experimentado disoluciones de su unión (Rosero et al, 1981)

3.7. Limitaciones del estudio

Algunas de las limitaciones más importantes que tiene el modelo planteado son las siguientes:

a. No considera todas las variables que permiten medir los determinantes básicos, puesto que las encuestas no se realizaron con la intención de analizar la relación investigada en este estudio.
b. Algunas de las variables del modelo no son completamente comparables, como la presencia de Programas de Planificación Familiar.
c. La encuesta de 1976 dejó por fuera a mujeres menores de 20 años.
d. El modelo de Rodríguez y Cleland está basado en un modelo para fecundidad marital (modelo de Coale y Trussell). Por este motivo debe trabajarse con mujeres alguna vez unidas, o trabajar con las mujeres que ya tuvieron su primera experiencia sexual.
e. El tiempo de exposición debería considerar los períodos de embarazo, de amenorrea posparto, de lactancia, desuniones y otros lapsos de tiempo en que

de la unión, pero utilizando el Teorema del Valor Medio se puede calcular de la integral una fecundidad natural constante para mujeres de 27 años, así $n(27)$= 0.43, usando la tabla de $n(a)$ expuesta anteriormente. La solución de la integral es:

$$TGFM = \frac{(0.43)e^{\alpha' x}}{\beta' x}\left[e^{3(\beta' x)} - 1\right]$$

Esta tasa indica el número final de hijos que tendría una mujer perteneciente a una promoción hipotética de casadas a los 20 años de edad, cuya fecundidad es la de la población en estudio y que llegan al término de sus vidas fértiles sin haber experimentado disoluciones de su unión (Rosero et al, 1981)

3.7. Limitaciones del estudio

Algunas de las limitaciones más importantes que tiene el modelo planteado son las siguientes:

a. No considera todas las variables que permiten medir los determinantes básicos, puesto que las encuestas no se realizaron con la intención de analizar la relación investigada en este estudio.
b. Algunas de las variables del modelo no son completamente comparables, como la presencia de Programas de Planificación Familiar.
c. La encuesta de 1976 dejó por fuera a mujeres menores de 20 años.
d. El modelo de Rodríguez y Cleland está basado en un modelo para fecundidad marital (modelo de Coale y Trussell). Por este motivo debe trabajarse con mujeres alguna vez unidas, o trabajar con las mujeres que ya tuvieron su primera experiencia sexual.
e. El tiempo de exposición debería considerar los períodos de embarazo, de amenorrea posparto, de lactancia, desuniones y otros lapsos de tiempo en que

la mujer no puede quedar embarazada, los que no fueron considerados en este estudio.

4. FECUNDIDAD Y ALGUNOS DIFERENCIALES (1976-1993)

Este capítulo examinará primero la distribución por estado conyugal de las mujeres entrevistadas para determinar el posible efecto de omitir del estudio a las mujeres nunca unidas, como lo plantea el modelo teórico de Rodríguez y Cleland. Luego se analizará la evolución para evaluar si es razonable o no llevar a toda la población femenina a un cierto nivel mínimo de educación para efectos de los cálculos de las tasas de fecundidad. Posteriormente, se mostrará la tendencia de la fecundidad retrospectiva en los últimos años y la tendencia de la fecundidad según nivel educativo de las mujeres y otros determinantes básicos. Finalmente, se examinará esta relación controlando por distintas variables de interés, con el fin de estudiar las variables independientes que deben ser incluidas en el modelo de regresión Poisson.

4.1. Distribución del estado conyugal

El modelo de Rodríguez y Cleland es una modificación del modelo planteado por Coale y Trussell en los años setenta. Este modelo plantea que la fecundidad observada en una población se desvía de los niveles naturales de fecundidad a través de dos vías: espaciamiento y control de los nacimientos. Para la estimación de esta fecundidad natural se supone que las mujeres están unidas conyugalmente.

La principal duda de trabajar con mujeres alguna vez unidas se presenta en los grupos de menor edad (Cuadro 4.1). En las encuestas de 1981, 1986 y 1993 – para 1976 no se entrevistó mujeres menores de 20 años- el porcentaje de alguna vez unidas con edades entre 15 y 19 años está entre 16% y 19%. En el grupo de 20 a 24 años, ese porcentaje varía entre 53% y 62%. Esto significa que un número importante de mujeres en esos grupos de edades quedará fuera del estudio.

Cuadro 4.1
Porcentaje de mujeres alguna vez unidas por año de encuesta según grupo de edad.
Costa Rica 1976-1993.

	Total de mujeres entrevistadas				Porcentaje de alguna vez unidas			
Grupo de edad	1976	1981	1986	1993	1976	1981	1986	1993
Total	3935	4580	3527	3618	76	63	68	71
15-19	-	1132	702	613	-	16	19	17
20-24	986	948	677	598	53	56	57	62
25-29	839	738	662	676	73	79	82	82
30-34	653	575	537	601	87	86	90	86
35-39	583	481	403	493	86	89	91	88
40-44	448	377	296	375	89	92	92	91
45-49	426	329	250	262	90	92	91	90

A partir del grupo 25-29, el problema es menor y en el de 30 a 34 años prácticamente se ha alcanzado el nivel de celibato del país (alrededor del 10% que nunca se unieron).

Se sabe que la actividad sexual de las solteras entre 15 y 24 años no es nula, por lo que dejar por fuera mujeres que nunca han estado unidas puede producir una subestimación de la fecundidad real[12].

4.2. Nivel educativo de las mujeres entrevistadas (1976-1993)

Para conocer el nivel educativo de las entrevistadas se puede comparar el porcentaje de mujeres en los distintos niveles de educación.

El porcentaje de entrevistadas sin educación muestra una tendencia decreciente, bajando de 8.3% en 1976 a 2.3% en 1993 (Cuadro 4.2). Igual tendencia mostró el grupo de mujeres que tenían la primaria incompleta, ya que de 1976 a 1993 disminuyó a menos de la mitad. Los grupos que mostraron aumento fueron los correspondientes a niveles de primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa y universitaria. En el caso de primaria

[12] A partir de este momento los cuadros, gráficos y estadísticos resumen harán referencia a las mujeres alguna vez unidas, como lo plantea el modelo teórico que se utilizará.

incompleta, el porcentaje aumentó en casi 10 puntos de 1976 a 1993, registrándose el mayor aumento de 1976 a 1981. Los grupos de secundaria incompleta y completa aumentaron su nivel educativo en siete puntos porcentuales, aunque de 1986 a 1993 se dio una disminución en el grupo de secundaria incompleta (de 18.3% a 17.9%). Finalmente, el grupo de nivel universitario aumentó su tamaño, especialmente entre 1986 y 1993 (de 9.9% a 14.3%).

Cuadro 4.2
Distribución porcentual de las entrevistadas por año de encuesta según nivel educativo
Costa Rica 1976-1993

	Año de encuesta			
Nivel educativo	1976	1981	1986	1993
Total de entrevistadas	2991	2876	2406	2554
Ninguno	8.3	5.7	3.9	2.3
Primaria incompleta	43.3	34.1	25.8	19.2
Primaria completa	23.6	28.8	31.0	33.4
Secundaria incompleta	10.8	14.4	18.3	17.9
Secundaria completa	5.9	8.5	11.3	12.9
Universitaria	8.2	8.5	9.9	14.3
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

Estas cifras permiten afirmar que el nivel educativo de las mujeres en Costa Rica aumentó. La proporción de mujeres en los niveles educativos más altos es cada vez mayor. Por ende hay cada vez menos mujeres con ningún nivel educativo o con primaria incompleta.

Una estadística resumen que es de utilidad para comparar el nivel educativo entre las distintas encuestas es el promedio de años de educación aprobados. Este promedio (Cuadro 4.3) permite confirmar el aumento en el nivel educativo ya que de 1976 a 1993 pasó de 5.6 a 7.6, es decir, un incremento de dos años.

Los diferenciales de este promedio indican que siempre han existido diferencias en el nivel educativo cuando se le analiza según zona de residencia. El

promedio de años de educación de las mujeres de zonas rurales siempre ha sido más bajo que el de las mujeres de zona urbana. Estas diferencias se han acortado al haberse incrementado el nivel educativo en mayor medida en la zona rural, pero aun son claras (2.4 años de diferencia en 1993).

Cuadro 4.3
Promedio de años de educación aprobados de las entrevistadas por año de encuesta según variables de interés. Costa Rica, 1976-1993

	Entrevistadas				Promedio de años aprobados			
Variables	1976	1981	1986	1993	1976	1981	1986	1993
Total	2991	2876	2410	2554	5.6	6.2	6.9	7.6
Zona de residencia								
Urbano	1549	1495	1328	1400	7.0	7.5	8.0	8.7
Rural	1442	1381	1082	1154	3.9	4.8	5.6	6.3
Condición laboral								
No trabaja	2210	1977	1755	1762	4.9	5.7	6.3	6.8
Trabaja	781	899	655	792	7.2	7.2	8.6	9.4
Cercanía de FAMA								
Cerca	1679	2405	1499	936	6.6	6.5	7.5	7.9
Lejos	830	471	887	717	4.4	4.4	5.9	7.1
Hijos muertos								
Al menos uno	736	454	320	237	3.6	4.0	4.6	5.2
Ninguno	2255	2422	2090	2317	6.2	6.6	7.2	7.9

*Las mujeres que viven a menos de 30 minutos de una FAMA se clasifican como que viven "cerca" y las que viven a 30 ó más son las que se clasifican en la categoría de "lejos"

Como era de esperarse, las mujeres que trabajaban al momento de la entrevista tienen un promedio mayor de años de educación aprobados que las que no trabajaban. Este hecho se repitió en las cuatro encuestas, pero hay que señalar que el nivel educativo de ambos grupos aumentó en el período 1976-1993.

Con respecto a los Programas de Planificación Familiar (PPF), se había mencionado que ellos constituían un determinante básico a través del cual se pueden manipular los niveles de fecundidad. Si éstos estuvieran destinados, como en teoría debería serlo, a las poblaciones más vulnerables en materia de fecundidad, el nivel educativo de las mujeres que cuentan con una FAMA cerca de su vivienda debería ser menor que el de las que no cuentan con uno.

Como se aprecia en el Cuadro 4.3, y contrario a lo esperado, el nivel educativo de las mujeres que vivían más cerca de una FAMA fue mayor, en las cuatro encuestas, al de las mujeres que vivían a más de 30 minutos. Esto significa que la creación de una FAMA no ha respondido a las poblaciones más necesitadas. La cercanía de las FAMA está asociada con la zona geográfica; en las zonas rurales las distancias son mayores y es, también, en esas zonas donde el nivel educativo es menor. La diferencia en el nivel educativo de las mujeres que cuentan con una FAMA cercana y el de las que no ha disminuido. En 1976 la diferencia era de 2.2 años y para 1993 era de 0.8 años, lo que muestra un esfuerzo por parte de las entidades gubernamentales de llevar los PPF a las mujeres con menores niveles educativos o, simplemente, un aumento en la cobertura de las FAMA.

Otro determinante básico de la fecundidad es el efecto por la muerte de algún hijo. Como era de esperar, el nivel educativo de las mujeres que no perdieron al menos uno de sus hijos es mayor al de las que sí tuvieron al menos una pérdida. La diferencia es superior a los dos años de educación y se ha mantenido constante en las distintas encuestas.

El análisis anterior nos ha dado una visión del nivel educativo de las entrevistadas a través de algunas variables que también afectan la fecundidad. A continuación observaremos como varía la fecundidad según esas mismas variables.

4.3. Fecundidad retrospectiva

Para estudiar la tendencia de la fecundidad se trabajará con la paridez media, que es el promedio de hijos nacidos vivos hasta el momento de la entrevista. Sosa explica que este indicador tiene la ventaja de que no está afectado por errores de referencia, al no considerar un periodo fijo en el tiempo, y

tomar en cuenta todos los hijos nacidos vivos, no importando cuando nacieron. Pero tiene dos desventajas. La primera es que puede subestimar la fecundidad por omisiones. Estas omisiones son las muertes infantiles que no se incluyen como nacimientos vivos o los hijos que ya no viven con la madre. Este problema, atribuible a la memoria, se incrementa con la edad de la entrevistada. La segunda es que la paridez media es un indicador de la fecundidad para distintos períodos de tiempo. Por ejemplo, la paridez media de las mujeres de 15 a 19 años es un indicador de la fecundidad de los últimos cinco años, mientras que para las de 20 a 24 años es un indicador de los últimos 10 años, y así sucesivamente. De esta forma, si se quiere hacer un análisis para un período de tiempo determinado debe controlarse por la edad de la entrevistada (Sosa, 1987).

Cuadro 4.4
Paridez media por año de encuesta según grupo de edad
Costa Rica 1976-1993

	Año de encuesta			
Edad	1976	1981	1986	1993
15-19	-	0.9	0.9	0.9
20-24	1.7	1.6	1.5	1.4
25-29	2.6	2.4	2.4	2.2
30-34	3.9	3.5	3.1	2.8
35-39	5.4	4.6	3.7	3.4
40-44	6.7	5.7	4.7	4.0
45-49	7.2	6.3	5.8	4.4

Los resultados indican que para las mujeres alguna vez unidas, desde hace mucho tiempo la fecundidad de los grupos más jóvenes es prácticamente la misma, de 0.9 desde 1981 (Cuadro 4.4). Las diferencias empiezan a notarse en el grupo de 20-24 años, en el que de una encuesta a otra la paridez media baja en 0.1. Debido a que estas diferencias se van acumulando conforme se avanza en los grupos de edad, el grupo de 45-49 años -que se puede ver como un estimador de la tasa total de fecundidad- refleja las mayores diferencias. De 1976 a 1993 esta fecundidad bajó de 7.2 hijos a 4.4.

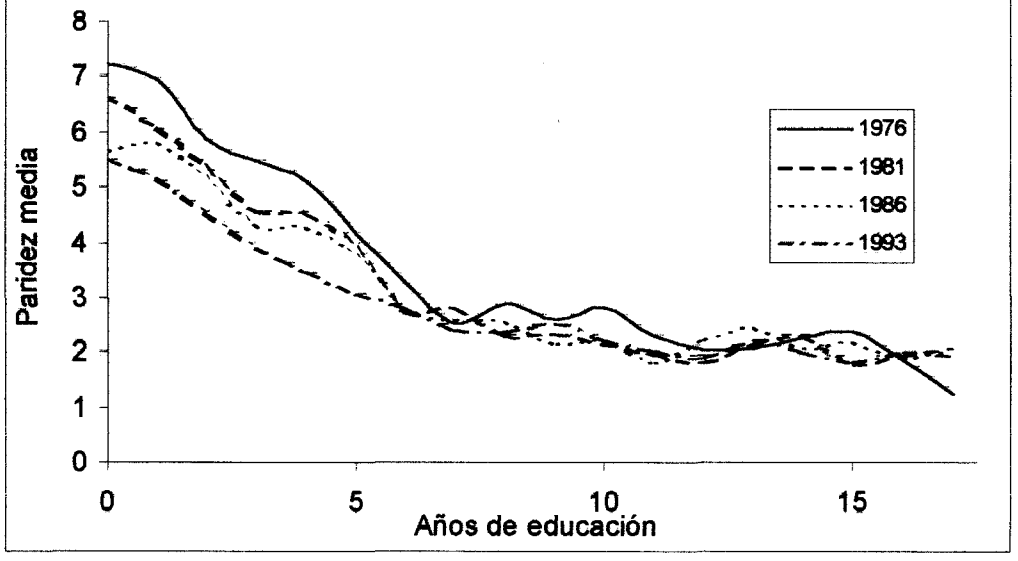
Es pertinente aclarar que al tomarse en cuenta sólo las mujeres alguna vez unidas se sobreestimará la Tasa Total de Fecundidad en todas las edades

principalmente en las mujeres más jóvenes, porque algunas de estas son activas sexualmente y no se declaran como unidas. Y también se subestimará la Tasa Total de Fecundidad Marital, debido a que no todas las mujeres alguna vez unidas habían estado en ese estado conyugal permanentemente.

4.4. Fecundidad según la educación

Al examinar la relación entre educación y fecundidad a través del tiempo para mujeres alguna vez unidas (Gráfico 4.1, para la paridez media total), se encontró que las diferencias son mayores en las mujeres con bajos niveles de educación. Para las mujeres sin educación la paridez media en 1976 era, aproximadamente, 7.2; mientras que en 1993 era 5.5 hijos por mujer. Para las mujeres con 16 años de educación (nivel universitario) las distintas encuestas alcanzan casi el mismo nivel con una paridez media de dos hijos por mujer, aproximadamente.

Gráfico 4.1
Paridez media por año de encuesta según nivel educativo.
Costa Rica 1976-1993



La relación entre paridez media y educación es inversa, pero es más intensa en los primeros años de educación. Este hecho se manifiesta en las cuatro encuestas. En otras palabras, las disminuciones sustantivas de la fecundidad por efecto de la educación, las experimentan las mujeres con sólo haber tenido educación primaria, no agregando mayor efecto el tener un nivel de escolaridad superior. Existe un umbral, en primaria, a partir del cual el efecto de la educación se atenúa y éste ya se observa desde 1976.

Por este motivo, las curvas de las distintas encuestas alcanzan niveles muy similares a la paridez media, una vez que la mujer finalizó la educación primaria. Lo notable de este fenómeno es que desde hace muchos años este umbral no ha cambiado.

La relación entre educación y fecundidad no siempre es inversa. En algunos países con bajos niveles de desarrollo, aumentos en la educación provocan aumentos en los niveles de fecundidad; este es el caso de los países africanos al sur del Sahara. Desde este punto de vista, se podría interpretar esa relación como un indicador de desarrollo y, en algunos casos, como un indicador del nivel de machismo en una sociedad (Naciones Unidas, 1995). Por lo tanto, en los países menos desarrollados, se requiere cierto nivel educativo para empezar a observar disminuciones en la fecundidad; este nivel varía según el nivel de desarrollo de cada país.

En Costa Rica, si bien la relación educación-fecundidad es inversa, es más fuerte durante la primaria. Considerando que en los países menos desarrollados la relación educación-fecundidad puede ser directa (en los primeros años de educación) y que en algunos países desarrollados la relación ha desaparecido, se puede concluir que Costa Rica se encuentra en un término medio.

La anterior deducción sugiere la creación de nuevas categorías del nivel educativo para un análisis más completo de los datos. Para efectos analíticos,

interesa formar la menor cantidad de grupos con niveles de fecundidad distintos entre sí. Mediante un análisis de variancia y pruebas post-hoc se llegó a la siguiente clasificación:

Nivel de escolaridad	Número de casos			
	1976	1981	1986	1993
Sin primer ciclo (0, 1 y 2 años aprobados)	626	454	255	199
Primaria incompleta (3, 4 y 5 años aprobados)	915	690	458	350
Primaria completa (6 años aprobados)	705	828	745	852
Secundaria incompleta o más (7 o más años aprobados)	745	904	948	1153
Total	2991	2876	2406	2554

4.5. Fecundidad según algunos determinantes básicos

Para determinar el verdadero efecto de la educación sobre la fecundidad no se pueden dejar de lado otros factores que la afectan. En esta sección se revisará rápidamente la relación entre la fecundidad y cuatro determinantes básicos: la zona de residencia, la condición laboral de la mujer, la cercanía de una Fuente de Abastecimiento de Métodos Anticonceptivos cercana a la comunidad y la muerte de algún hijo. En todos estos casos la relación ya ha sido expuesta con anterioridad en los respectivos informes de las encuestas de fecundidad. Por este motivo, aquí lo que se hará es repasar estas asociaciones, para establecer las relaciones individuales con el nivel de fecundidad.

Cuadro 4.5
Paridez media por zona de residencia según grupo de edad controlado por año de encuesta. Costa Rica 1976-1993

Edad	1976			1981			1986			1993		
	Rur	Urb	Dif	Rur	Urb	Dif	Rur	Urb	Dif	Rur	Urb	Dif
Total	5.2	3.5	1.7	5.2	2.9	1.1	3.4	2.8	0.6	3.1	2.5	0.6
15-19	-	-	-	0.9	0.8	0.1	0.9	0.9	0.0	0.8	0.9	-0.1
20-24	1.9	1.4	0.5	1.9	1.5	0.3	1.5	1.5	0.0	1.6	1.2	0.4
25-29	3.0	2.2	0.8	3.0	2.1	0.7	2.7	2.2	0.5	2.4	2.0	0.4
30-34	4.9	3.1	1.8	4.9	3.0	1.0	3.5	2.7	0.8	3.1	2.6	0.5
35-39	6.6	4.3	2.3	6.6	3.8	1.5	4.6	3.2	1.4	3.7	3.0	0.7
40-44	8.1	5.2	2.9	8.1	4.4	2.8	5.7	4.0	1.7	4.6	3.5	1.1
45-49	8.9	5.9	3.0	8.9	5.1	2.5	6.9	5.0	1.9	5.5	3.7	1.8

La relación entre zona de residencia y fecundidad es una de las más conocidas. En el Cuadro 4.5 se observa que a través del tiempo, la zona urbana se ha caracterizado por presentar una fecundidad menor que la de la zona rural, aunque la diferencia entre ambas se ha venido reduciendo. Así, en 1976 la paridez media total de la zona rural era 1.7 hijos mayor, mientras que en, 1986 y 1993 era sólo 0.6 hijos mayor. Es decir, en los años setenta y ochenta la diferencia por zona de residencia se acortó, pero en los años noventa se ha mantenido constante.

La disminución de la fecundidad en los ochenta, aunque no tan fuerte como en la década anterior, ha reducido las diferencias por zona de residencia. Por ejemplo, en 1976 para el grupo de 45-49 años, la paridez media de las mujeres de zona rural era superior a la de la zona urbana en tres hijos y estas diferencias disminuyeron a menos de dos hijos en 1986. De 1986 a 1993 en esa diferencia por zona de residencia fue de 0.1 hijos (de -1.9 a -1.8).

Si se estudia la paridez media para cada grupo de edad, las diferencias entre urbano y rural se notan a partir del grupo de 20-24 años y son más claras desde el grupo de 25-29 años. Esto quiere decir que la fecundidad precoz es la misma por zona de residencia, al menos para las mujeres alguna vez unidas.

Por otra parte, la caída de la fecundidad a través del tiempo para la zona urbana se empieza a notar a partir del grupo de 30-34 años, mientras que para la zona rural la caída se manifiesta desde el grupo 20-24 años. Lo anterior puede deberse al hecho de que la fecundidad de las mujeres unidas de las zonas urbanas ya era bastante baja.

Con respecto a la condición laboral de la mujer ("si trabajaba al momento de la entrevista") han existido diferencias que muestran una mayor fecundidad en las mujeres que no trabajaban (Cuadro 4.6). Pero esta diferencia por condición laboral no es tan pronunciada como la que se detectó al analizar la zona de

residencia y parece mantenerse constante a través del tiempo. En 1976 la diferencia de la paridez media total era de 0.7 hijos mayor en las mujeres que no trabajaban, en 1981 esa diferencia había bajado a 0.4, y se mantuvo así hasta 1993. Este comportamiento también se puede deducir de la diferencia en la paridez media del grupo 45-49 que fue aproximadamente 1.4 hijos en 1976, 1981 y 1986, y cambió a 1.1 en 1993. También, al ver la paridez media total se nota que la diferencia en 1976 fue 0.7 y desde 1981 se mantuvo en 0.4.

Cuadro 4.6
Paridez media por condición laboral según grupo de edad controlado por año de encuesta.
Costa Rica 1976-1993

	1976			1981			1986			1993		
Edad	No trab	Sí trab	Dif	No trab	Sí trab	Dif	No trab	Sí trab	Dif	No trab	Sí trab	Dif
Total	4.5	3.8	0.7	3.6	3.2	0.4	3.2	2.8	0.4	2.9	2.5	0.4
15-19	-	-	-	0.9	0.7	0.2	0.9	0.9	0.0	0.9	0.7	0.2
20-24	1.7	1.4	0.3	1.8	1.3	0.5	1.6	1.1	0.5	1.5	1.1	0.4
25-29	2.7	2.1	0.6	2.6	1.9	0.7	2.6	1.9	0.7	2.4	1.7	0.7
30-34	4.2	3.4	0.8	3.6	3.2	0.4	3.3	2.5	0.8	3.1	2.2	0.9
35-39	5.7	4.7	1.0	4.7	4.3	0.4	3.9	3.4	0.5	3.6	3.0	0.6
40-44	7.1	5.5	1.6	5.8	5.3	0.5	5.2	3.7	1.5	4.3	3.4	0.9
45-49	7.6	6.2	1.4	6.7	5.3	1.4	6.3	4.8	1.5	4.8	3.7	1.1

De igual manera que sucede con la zona de residencia, las diferencias por condición laboral se empiezan a notar a partir del grupo 20-24 años, y es en ese mismo grupo en el que se empieza a percibir la caída de la fecundidad a través del tiempo.

La cercanía de una FAMA es otra variable que permite percibir diferencias en materia de fecundidad. Medir ésta no siempre es fácil y hacerla comparable para las cuatro encuestas presenta mayor dificultad. Para efectos de este estudio se recodificó la variable "minutos que tardaría a la FAMA más cercana" en dos grupos: las que tardan menos de 30 minutos y las que duran 30 o más.

Esta clasificación tomó en cuenta que las mujeres visitan las FAMA sin importar que la distancia sea muy larga, debido a que ahí les proveen de métodos anticonceptivos para períodos largos de tiempo, en ocasiones hasta meses.

Aunque el intervalo de la primera categoría pudo haber sido mayor, no lo fue porque el tamaño de muestra del grupo restante habría sido muy pequeño para obtener datos confiables.

Como era de esperar, las mujeres que contaban con una FAMA cercana tenían menor fecundidad que las que acudían a uno más alejado. En 1976 las mujeres que vivían más cerca de una FAMA tenían una paridez media total de un hijo menos que las que vivían más lejos. Pero esa diferencia se acortó con los años llegando a casi desaparecer en 1993 (0.1) para los grupos de 15-19 a 45-49 (Cuadro 4.7).

Para el grupo de 45-49 años la diferencia por la cercanía de una FAMA se redujo menos disminuyendo de 2.4 hijos en 1976 a 1.8 en 1993. En general, la conclusión es que la circunstancia de que las mujeres contaran con una FAMA cerca o lejos, no impidió que sus expectativas en términos de fecundidad siguieran disminuyendo y convergiendo a un mismo punto.

Cuadro 4.7
Paridez media por cercanía de una FAMA según grupo de edad controlado por año de encuesta. Costa Rica 1976-1993

Edad	1976			1981			1986			1993		
	FAMA lejos	FAMA cerca	Dif	FAMA lejos	FAMA cerca	Dif	FAMA lejos	FAMA cerca	Dif	FAMA lejos	FAMA cerca	Dif
Total	4.8	3.8	1.0	4.2	3.3	0.9	3.3	3.0	0.3	2.5	2.4	0.1
15-19	-	-	-	1.0	0.9	0.1	1.0	0.8	0.2	1.0	0.8	0.2
20-24	1.8	1.6	0.2	1.9	1.6	0.3	1.7	1.4	0.3	1.5	1.3	0.2
25-29	3.0	2.3	0.7	2.9	2.3	0.6	2.5	2.3	0.2	2.2	2.1	0.1
30-34	4.5	3.4	1.1	4.3	3.3	1.0	3.2	3.0	0.2	2.8	2.7	0.1
35-39	6.2	4.8	1.4	6.1	4.3	1.8	4.1	3.6	0.5	3.2	2.9	0.3
40-44	7.9	5.7	2.2	7.6	5.4	2.2	5.3	4.3	1.0	3.6	4.0	-0.4
45-49	9.0	6.6	2.4	8.3	5.9	2.4	7.0	5.1	1.9	5.4	3.6	1.8

La muerte de algún hijo también es un factor diferencial de acuerdo al nivel de fecundidad. En 1976 las mujeres que habían sufrido la muerte de alguno de sus hijos tenían una paridez media total de 4.1 hijos mayor que las que no habían

sufrido del suceso (Cuadro 4.8) Si bien esta diferencia disminuyó con los años, todavía en 1993 era considerable (3 hijos).

Cuadro 4.8
Paridez media por muerte de al menos un hijo según grupo de edad controlado por año de encuesta. Costa Rica 1976-1993

Edad	1976			1981			1986			1993		
	Al menos 1	Ninguna	Dif	Al menos 1	Ninguna	Dif	Al menos 1	Ninguna	Dif	Al menos 1	Ninguna	Dif
Total	7.4	3.3	4.1	7.0	2.8	4.2	6.1	2.6	3.5	5.5	2.5	3.0
15-19	-	-	-	3.0	0.9	2.1	2.0	0.9	1.1	1.9	0.8	1.1
20-24	2.6	1.6	1.0	3.1	1.5	1.6	2.8	1.4	1.4	2.0	1.4	0.6
25-29	4.5	2.2	2.3	4.4	2.2	2.2	4.4	2.3	2.1	4.2	2.1	2.1
30-34	5.8	3.4	2.4	5.8	3.0	2.8	4.6	2.9	1.7	4.3	2.7	1.6
35-39	7.5	4.4	3.1	7.0	3.8	3.2	5.7	3.3	2.4	5.5	3.1	2.4
40-44	8.9	5.3	3.6	8.5	4.5	4.0	6.9	3.8	3.1	6.2	3.5	2.7
45-49	9.7	5.2	4.5	8.9	5.0	3.9	7.9	4.6	3.3	7.2	3.6	3.6

Por otra parte, en 1976, las mujeres de 45-49 años que habían sufrido de alguna pérdida tenían cuatro hijos más que las que no habían tenido esa experiencia. Para 1993 esa diferencia era superior a los tres hijos. Esta diferencia se nota desde las edades más jóvenes; la paridez media de las mujeres de 15 a 19 años sin muerte de uno de sus hijos es cercana a uno, pero en las mujeres con esa experiencia, la paridez media es cercana o superior a dos hijos.

Hasta ahora se ha estudiado individualmente la relación entre fecundidad y algunas variables de interés. Sin embargo, para explicar la relación educación-fecundidad, puede ser más provechoso examinar el efecto de la educación sobre la fecundidad para distintos niveles de esas variables de interés.

4.6. Fecundidad según educación controlando por algunas variables de interés

En la sección anterior se corroboró la diferencia de la fecundidad por edad según algunos determinantes básicos (nivel de escolaridad, zona de residencia, condición laboral, cercanía de una FAMA y muerte de algún hijo). Para determinar

si existe interacción entre la educación y los demás determinantes, debe observarse el nivel de fecundidad para los distintos niveles de educación controlando por las variables de interés. En esta sección se utilizará la paridez media de las mujeres de 45-49 años, por ser esta una estimación de la TGF, debido a que estas mujeres se encuentran cerca del fin de su periodo fértil.

Cuadro 4.9
Paridez media por zona de residencia según nivel educativo controlado por año de encuesta. Costa Rica 1976-1993 (mujeres de 45-49 años)

Nivel educativo	1976			1981			1986			1993		
	Rur	Urb	Dif	Rur	Urb	Dif	Rur	Urb	Dif	Rur	Urb	Dif
Total	8.9	5.9	3.0	7.6	5.1	2.5	6.9	5.0	1.9	5.5	3.7	1.8
Sin primer ciclo	9.4	8.9	0.5	8.7	6.8	1.9	8.3	7.3	1.0	7.2	5.8	1.4
Primaria incompleta	8.8	6.3	2.5	6.4	6.0	0.4	6.3	5.7	0.6	5.4	4.3	1.1
Primaria completa	8.0	5.7	2.3	6.0	4.4	1.6	4.9	4.7	0.2	4.3	3.9	0.4
Secundaria incompleta o más	2.0	4.0	-2.0	6.0	3.8	2.2	3.8	3.7	0.1	3.3	3.0	0.3

La relación educación-fecundidad para las mujeres de 45-49 años con base en la paridez media, es inversa tanto en las zonas urbanas como en las rurales, pero su intensidad no es clara (Cuadro 4.9). Las diferencias por zona de residencia en 1976 aumentan al subir el nivel educativo de las mujeres, excepto para el grupo de "secundaria incompleta o más", cuya fecundidad es dos hijos menor en la zona rural. En 1986, esas diferencias disminuyeron al aumentar el nivel educativo (de 1.0 para las mujeres sin primer ciclo aprobado a 0.1 para las de mayor nivel educativo). Esta es una señal de que existe interacción no sólo entre el nivel educativo y la zona de residencia, sino también temporalmente. El fenómeno se repite en 1993; ocurre una mayor fecundidad en las zonas rurales en los niveles educativos más bajos (5.8 hijos en la zona urbana y 7.2 en la zona rural) y una disminución de esa diferencia en los niveles de educación más altos (3.0 hijos en la zona urbana y 3.3 en la zona rural).

Las mujeres con mayores niveles de educación tienen mayor facilidad de conseguir un empleo y, entonces, una mayor estabilidad laboral. Como también se sabe que las mujeres con cierta estabilidad laboral controlan más su fecundidad,

tiene interés preguntarse si habrá alguna interacción de la educación y la condición laboral con la fecundidad.

Al igual que se detectó con la zona de residencia, la separación de las mujeres por condición laboral permite determinar que, la relación inversa entre la educación y la fecundidad se mantiene en las cuatro encuestas (Cuadro 4.10).

Cuadro 4.10
Paridez media por condición laboral según nivel educativo controlado por año de encuesta. Costa Rica 1976-1993 (mujeres de 45-49 años)

Nivel educativo	1976			1981			1986			1993		
	No trab	Si trab	Dif	No trab	Si trab	Dif	No trab	Si trab	Dif	No trab	Si trab	Dif
Total	7.6	6.2	1.4	6.7	5.3	1.4	6.3	4.8	1.5	4.8	3.7	1.1
Sin primer ciclo	9.4	8.6	0.8	8.6	7.1	1.5	8.3	6.9	1.4	7.0	5.4	1.6
Primaria incompleta	7.7	7.1	0.6	6.6	5.0	1.6	5.9	6.6	-0.7	5.0	4.6	0.4
Primaria completa	6.5	5.6	0.9	4.9	4.2	0.7	5.2	4.1	1.1	4.2	3.6	0.6
Secundaria incompleta o más	4.2	3.5	0.7	3.8	4.1	-0.3	4.1	3.3	0.8	2.9	3.1	-0.2

Es claro que existe una interacción entre la condición laboral y el nivel educativo de las mujeres sobre el nivel de fecundidad. Las diferencias por condición laboral disminuyen (excepto en 1976) al aumentar el nivel educativo. En otros casos, como en 1981 y 1993, la relación se invierte. Por ejemplo, en 1981 la paridez media de las mujeres con menor educación era 8.6 para las que no trabajaban y 7.1 para las que sí trabajaban; para ese mismo año la paridez media era 3.8 y 4.1 para no trabajadoras y trabajadoras, respectivamente, en las mujeres que tenían "primaria completa o más".

Por otra parte, si los PPF fueron creados para favorecer a los grupos con mayores desventajas socioeconómicas, deberían ser las mujeres de menores niveles educativos las que más provecho estarían obteniendo de su existencia.

La existencia de una FAMA a menos de 30 minutos del lugar de residencia de la entrevistada tiene un efecto que interactúa con la educación. En el nivel educativo "sin primer ciclo", la fecundidad es más alta para las mujeres que vivían

lejos de una FAMA y esta relación se repite en las cuatro encuestas. Pero, al subir de nivel educativo estas diferencias se acortan (1986) o se invierten (1976 y 1993). En la encuesta de 1981 no se presenta esta tendencia; la paridez media del grupo de mujeres que vivían lejos de una FAMA con nivel educativo de "secundaria incompleta o más" (7.0 hijos) es atípico y no sigue la tendencia esperada. (Cuadro 4.11).

Cuadro 4.11
Paridez media por cercanía de una FAMA según nivel educativo controlado por año de encuesta. Costa Rica 1976-1993 (mujeres de 45-49 años)

Nivel educativo	1976			1981			1986			1993		
	FAMA lejos	FAMA cerca	Dif	FAMA lejos	FAMA cerca	Dif	FAMA lejos	FAMA cerca	Dif	FAMA lejos	FAMA cerca	Dif
Total	9.0	6.6	2.4	8.3	6.0	2.3	7.0	5.1	1.9	5.4	3.6	1.8
Sin primer ciclo	10.3	9.4	0.9	9.0	7.9	1.1	8.6	7.4	1.2	6.5	5.6	0.9
Primaria incompleta	9.1	7.5	1.6	7.7	6.0	1.7	6.6	5.7	0.9	5.9	4.2	1.7
Primaria completa	7.4	5.5	1.9	3.5	4.8	-1.3	6.3	4.2	2.1	3.8	3.3	0.5
Secundaria incompleta o más	3.2	4.1	-0.9	7.0	3.8	3.2	4.0	3.6	0.4	2.2	2.6	-0.4

Finalmente, las diferencias entre las mujeres que perdieron al menos un hijo y las que no es casi constante, sin importar su nivel educativo, para las encuestas de 1976 y 1981. Estos dos hechos sugieren que no existe interacción entre la muerte de al menos un hijo y el nivel educativo, en cuanto a su impacto sobre la fecundidad. En el período que cubre los años de las últimas dos encuestas las diferencias disminuyen conforme aumenta el nivel educativo (Cuadro 4.12).

Cuadro 4.12
Paridez media por mortalidad de un hijo(a) según nivel educativo controlado por año de encuesta. Costa Rica 1976-1993 (mujeres de 45-49 años)

Nivel educativo	1976			1981			1986			1993		
	Al menos 1	Ninguna	Dif	Al menos 1	Ninguna	Dif	Al menos 1	Ninguna	Dif	Al menos 1	Ninguna	Dif
Total	9.7	5.2	4.5	8.9	5.0	3.9	7.9	4.6	3.3	7.2	3.6	3.6
Sin primer ciclo	10.3	6.9	3.4	9.8	6.7	3.1	9.2	6.5	2.7	8.3	5.2	3.1
Primaria incompleta	9.7	5.9	3.8	8.4	5.3	3.1	7.8	4.8	3.0	7.8	4.1	3.7
Primaria completa	9.0	4.8	4.2	6.9	4.2	2.7	6.4	4.2	2.2	6.2	3.5	2.7
Secundaria incompleta o más	6.8	3.2	3.6	7.5	3.3	4.2	4.5	3.5	1.0	3.9	2.9	1.0

4.7. Resumen

En términos generales el nivel educativo de las mujeres se incrementó durante los últimos años. Es cada vez menor el porcentaje de mujeres sin educación (8% en 1976 a 2% en 1993) o primaria incompleta (43% en 1976 a 19% en 1993). Ha aumentado el porcentaje de mujeres en los altos niveles educativos y en los últimos años, principalmente, el porcentaje de universitarias aumentó de 8% en 1976 a 14% en 1993.

El promedio de años de educación subió de 5.6 en 1976 a 7.6 en 1993. El aumento fue mayor en la zona rural que en la urbana (2.4 y 1.7 años respectivamente). La diferencia en años de educación para el grupo que contaba con una FAMA cerca y el que no es la que más se redujo, lo que implica que para 1993 el promedio de años aprobados para las mujeres que vivían más cerca de una FAMA (7.9 años) es similar al de las que vivían más lejos (7.1 años).

A pesar de que el promedio de años de educación sigue aumentando, aun es considerable el porcentaje de mujeres que se encuentran en niveles de educación bajos.

En cuanto a la fecundidad, ésta ha disminuido a través del tiempo, principalmente en los grupos de mayores edades. La paridez media para el grupo de 15 a 19 años fue 0.9 desde 1981 a 1993, mientras que para el grupo de 45 a 49 años bajó de 7.2 a 4.4 hijos.

Al analizar el grupo de 45 a 49 años, que son las mujeres que ya están finalizando su periodo fértil, los diferenciales (zona de residencia, condición laboral, cercanía de una FAMA y muerte de un hijo) muestran que los grupos tienden a parecerse cada vez más en su paridez media. Por ejemplo, la diferencia entre zona rural y urbana era de 3 hijos en 1976 y bajó a 1.8 hijos en 1993. Por condición laboral esa diferencia bajó de 0.7 en 1976 a 0.4 en 1981, pero se ha

mantenido constante en ese nivel. Por cercanía de una FAMA la diferencia prácticamente desapareció, pasando de 1.0 en 1976 a 0.1 en 1993. Y por muerte de algún hijo, la diferencia disminuyó de 4.1 a 3.0 (1976 y 1993 respectivamente). Esta última variable es la que provoca índices de paridez más altos, en todas las subpoblaciones analizadas (más de 5 hijos al final del periodo reproductivo).

En términos generales se puede concluir que las zonas rurales presentan una mayor fecundidad que las zonas urbanas pero esta diferencia se está acortando. También es mayor la fecundidad en el grupo de mujeres que no trabajaban al momento de la entrevista respecto a las que trabajaban. Las mujeres que cuentan con una FAMA a menos de 30 minutos de su lugar de residencia tienen menor fecundidad que las que viven lejos de una FAMA, pero esta diferencia se ha venido acortando a través de los años. Hay una notable diferencia entre la fecundidad de las madres que perdieron alguno de sus hijos y las que no. La fecundidad es más alta no importando la edad de la madre que alguno de sus hijos murió.

Por otra parte, se observa que existe un umbral en el nivel educativo de las mujeres a partir del cual ya casi no se obtienen ganancias (disminuciones) en fecundidad al aumentar los años de educación. Las mujeres de 6 ó más años de educación tienen casi los mismos niveles de paridez media (ligeramente inferior a los tres hijos). La fecundidad y la educación están relacionadas inversamente desde los primeros años de educación hasta que se completa la primaria, luego la relación desaparece.

En cuanto a las interacciones entre la educación y otros determinantes básicos en su efecto sobre la fecundidad, se detectó una interacción de la educación con la zona de residencia, la condición laboral y la cercanía de una FAMA, no así con la "muerte de algún hijo".

5. MODELO DE FECUNDIDAD PARA MUJERES ALGUNA VEZ UNIDAS

En este capítulo se discutirán los resultados de distintas regresiones con el fin de estudiar el efecto de algunos factores sobre la fecundidad. En todos los casos la variable dependiente será el número de hijos tenidos en los últimos cinco años anteriores al año de la encuesta. Como variables independientes se tendrán el nivel educativo, el año de encuesta, la zona de residencia, la condición laboral, la cercanía de una FAMA y la muerte de alguno de sus hijos. Se estimarán tres tipos de modelos. El primero considera solamente regresiones simples con cada variable independiente. El segundo incorpora todas las variables independientes simultáneamente. Finalmente, el tercero incorpora las interacciones del nivel educativo con las demás variables independientes.

5.1. Interpretación de los coeficientes

Para interpretar los coeficientes α_i y β_i de la regresión resultante se utilizan los índices propuestos por Rodríguez y Cleland (Rodríguez & Cleland, 1988).

Debido a que los coeficientes α están asociados al nivel de fecundidad natural, el índice

$$I_{\alpha_i} = 100 \times \left(1 - 0.77 e^{\alpha_i}\right)$$

se puede interpretar como el porcentaje de reducción sobre el nivel de fecundidad natural máximo posible propuesto por Bongaarts (15.3 hijos) (Bongaarts, 1978; citado en Rodríguez & Cleland, 1988).

Teóricamente, cualquiera de los determinantes básicos (variables independientes) que afecte a la fecundidad por concepto de espaciamiento de los

nacimientos, deberá hacerlo a través de una de las siguientes variables intermedias:

a. la duración del período de infertilidad posparto; o sea
   - la duración del amamantamiento
   - la abstinencia posparto y
   - la amenorrea posparto
b. la frecuencia de las relaciones sexuales
c. la esterilidad
d. la mortalidad intrauterina espontánea
e. la duración del período fértil y
f. la anticoncepción con fines de espaciamiento de los nacimientos.

Los coeficientes β reflejan el grado de control de la fecundidad marital con el propósito de limitar los nacimientos. Así el índice

$$I_{\beta} = 100 \times \left(1 - e^{10\beta}\right)$$

representa el porcentaje en que se logra reducir la fecundidad natural marital después de 10 años de unión.

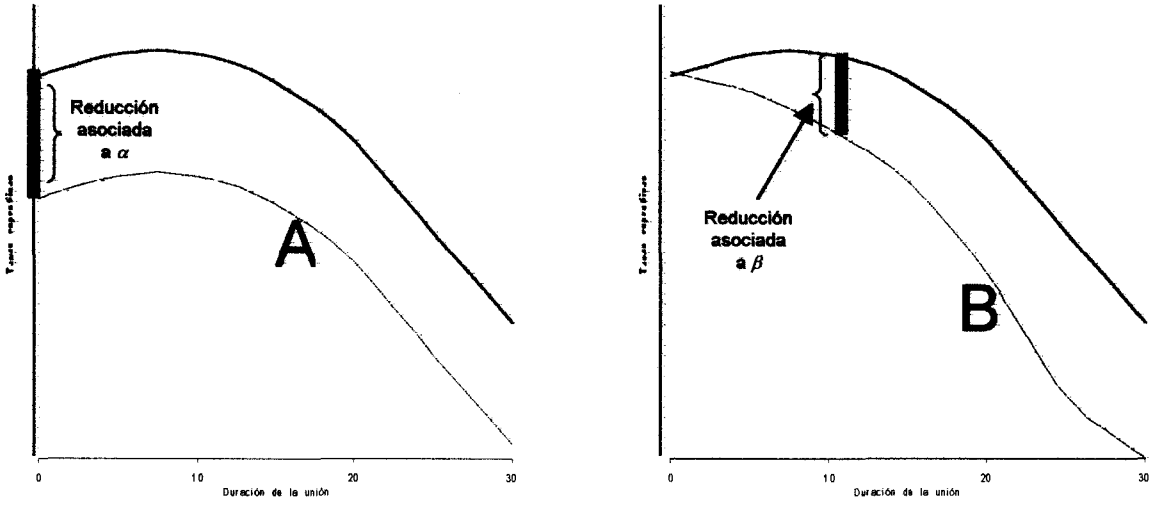
Teóricamente, cualquiera de los determinantes básicos (variables independientes) que afecte a la fecundidad por concepto de limitación de los nacimientos, deberá hacerlo a través de una de las siguientes variables intermedias:

a. el uso de anticonceptivos para cumplir con los objetivos del tamaño de familia deseado y
b. el aborto inducido.

En resumen, α y β se pueden considerar indicadores del espaciamiento y del control de los nacimientos, respectivamente.

La figura 5.1 ayuda a entender con qué disminuciones se relacionan α y β. La reducción porcentual de la fecundidad al inicio de la unión entre la fecundidad máxima posible y una población hipotética A es lo que se mide en I_{α}, mientras que la reducción porcentual de la fecundidad después de 10 años de unión entre la fecundidad máxima posible y una población hipotética B es lo que se mide en I_{β}. Entonces se puede decir que β está asociado a la pendiente con que disminuye la fecundidad conforme aumenta la duración de la unión.

Figura 5.1
TGF máxima y para dos poblaciones hipotéticas



5.2. Resultados de las regresiones simples

Con el propósito de conocer el efecto neto de cada una de las seis variables independientes sobre la fecundidad, se realizaron seis regresiones de Poisson por separado (Cuadro 5.1).

Los resultados indican que el efecto de la educación sobre la fecundidad se da principalmente a través del control de la fecundidad. Los tres coeficientes β son significativos. El índice I_β para el grupo de 3 a 5 años aprobados de educación es 49, lo que indica que el control sobre la fecundidad en este grupo, con propósitos de limitar los nacimientos, logra disminuir la fecundidad natural marital después de 10 años de unión en un 49%, una reducción 12 puntos mayor que la del grupo base (37%). Los índices correspondientes a los grupos de "primaria completa" y "más de primaria" (59% y 62% respectivamente), indican una mayor disminución de la fecundidad en los niveles más altos de educación por la vía de la limitación de los nacimientos.

Cuadro 5.1
Coeficientes de Regresión Poisson según variable independiente por factor a través del cual afecta el número de hijos. Costa Rica 1976-1993.
(regresiones simples)

	Espaciamiento (α)			Control (β)			
Variable independiente	α	I_α	Sign.	β	I_β	Sign.	TTFAU
Educación (0 a 2 años)	-0.26	40	0.00	-0.45	37	0.00	5.1
De 3 a 5 años	0.00	40	0.94	-0.21	49	0.00	4.0
Primaria completa	0.03	39	0.69	-0.43	59	0.00	3.3
Más de primaria	-0.10	46	0.11	-0.50	62	0.00	2.7
Encuesta							4.0*
Parámetros	-0.01	6	0.02	-0.01	-35	0.00	2.9**
Constantes	0.20	5	0.41	0.32	-37	0.24	
Zona de residencia (urbana)	-0.40	48	0.00	-0.81	56	0.00	3.0
Zona rural	0.10	43	0.01	0.26	43	0.00	4.3
Condición laboral (no trabaja)	-0.29	42	0.00	-0.63	47	0.00	4.0
Si trabaja	-0.29	57	0.00	-0.11	52	0.03	2.7
Cercanía de FAMA (menos de 30 min.)	-0.37	46	0.00	-0.75	53	0.00	3.3
30 minutos ó más	0.05	43	0.20	0.17	44	0.00	4.2
Muerte de algún hijo (sin muertes)	-0.34	45	0.00	-0.80	55	0.00	3.3
Al menos un hijo muerto	0.30	26	0.00	0.20	45	0.00	5.3

Nota 1: Se corrió una regresión distinta para cada variable independiente.
Nota 2: Entre paréntesis se especifica la categoría base
Nota 3: La Tasa Global de Fecundidad Marital se calculó con una fecundidad a la edad 32 años
* La TTFAU fue estimada para 1976 ** La TTFAU fue estimada para 1993

El efecto de la educación sobre la fecundidad a través del espaciamiento se observa en los coeficientes α. La fecundidad natural de las mujeres de 0 a 2 años

de educación es un 40% menor al nivel máximo posible planteado por Bongaarts. Al aumentar en el nivel educativo de las mujeres estas disminuciones porcentuales se mantienen cercanas al 40%. Por ejemplo, la fecundidad natural de las mujeres con "más de primaria" es un 46% menor que la fecundidad máxima posible. En otras palabras, pasar a un nivel educativo de "más de primaria" logra disminuir la fecundidad en un 6% más de lo que ya se había disminuido con tener de 0 a 2 años de educación.

El hecho de que el efecto de la educación sobre la fecundidad se dé a través del control, no es ni propio de Costa Rica ni algo nuevo. Utilizando datos para cuatro países latinoamericanos (Colombia, Ecuador, Perú y República Dominicana) Weinberger encontró que, a pesar de que en términos generales los diferenciales de la fecundidad por nivel educativo se habían acortado desde la década de los setenta hasta 1989, estas diferencias se mantienen considerables, y son las mujeres más educadas las que más utilizan métodos anticonceptivos y tienden a posponer el momento de la unión (Wienberger, 1989). En un estudio posterior, utilizando datos de la WFS y de la DHS, Wienberger encontró a nivel mundial la misma relación entre educación y uso de anticonceptivos, y una diferencia de aproximadamente 30% entre los porcentajes de uso de anticonceptivos entre las mujeres más educadas y las menos educadas. Estos resultados variaban según el nivel de desarrollo de los países. En los desarrollados el 71% utilizaba métodos anticonceptivos, mientras que en los países en desarrollo el porcentaje era mucho menor, 48% (Wienberger, 1991). En otro estudio anterior Singh comprobó el hecho de que el agregar años de educación en las mujeres provocaba disminuciones en la fecundidad en mayor magnitud a través del control que a través de cambios en la edad de la unión (Singh, 1985).

En otro estudio realizado con datos de algunos países africanos que apenas inician la transición demográfica, Shapiro y Oleko encontraron que las mujeres más educadas no solo presentaron un mayor uso de métodos

anticonceptivos (principalmente métodos modernos), sino que posponían el momento de la unión y recurrían al aborto como un medio importante para controlar la fecundidad (Shapiro & Oleko, 1998). Es decir, recurrían tanto la limitación como al espaciamiento.

Con la ecuación de regresión obtenida es posible calcular las Tasas Totales de Fecundidad para mujeres alguna vez unidas (TTFAU) para distintos grupos, integrando la ecuación respecto a la duración de la unión, como se explicó en el capítulo referente a la metodología. Estas TTFAU fueron calculadas para los distintos niveles educativos en estudio, encontrándose una tendencia decreciente al aumentar los años de educación. Por ejemplo, la TTFAU de las mujeres de más de primaria es casi la mitad de la tasa de las mujeres con 0 a 2 años de educación (5.1 y 2.7 respectivamente).

Con respecto al año de encuesta[13], esta es una variable que tiene efecto sobre la fecundidad a través del control y del espaciamiento. Aunque ambos coeficientes son casi cero, resultaron significativos. Esto puede explicarse porque el coeficiente β está asociado a una variable que es la interacción (multiplicativa) del año de la encuesta con la duración del matrimonio, y el año de encuesta está medido en una escala comparativamente grande. De un año a otro esperaríamos disminuciones de 1% en las tasas de fecundidad, a través del control o del espaciamiento. Resulta más conveniente observar las TTFAU que varían en este caso de 1976 a 1993, para observar una disminución de 1.1 en la TTFAU en ese período de 17 años.

Analizando la relación de la zona de residencia con la fecundidad, se nota que tanto a través del espaciamiento como del control se esperarían diferencias entre las zonas urbana y rural. Por ejemplo, a través del espaciamiento la fecundidad de las mujeres de la zona rural sería 43% menor que la fecundidad natural máxima, mientras que la de las mujeres de la zona urbana sería 48%

[13] El año de encuesta es una variable continua que asume los valores 76, 81, 86 y 93.

menor. Por otro lado, mediante el control, la reducción que se logra en la zona rural es un 43% mientras que en la zona rural es un 56%. Es claro entonces que a través de los dos factores la fecundidad de la zona urbana es menor que la de la zona rural. De hecho, la TTFAU de la zona urbana sería 3.0 mientras que en la zona rural sería 4.3.

El mecanismo mediante el que la zona de residencia afecta a la fecundidad ya ha sido estudiado. En un estudio que incluía a 15 países en desarrollo, con datos de la WFS y DHS, se encontró que la diferencia porcentual en el uso de métodos anticonceptivos entre la zona urbana y la rural era de 15 puntos a favor de la primera y que la diferencia en el nivel de fecundidad por zona de residencia se había mantenido estable durante la década de los ochenta (Wienberger, 1991). Por otra parte, un estudio de 29 países en distintos estados en el descenso de la fecundidad, demostró que el efecto de la zona de residencia se daba más a través de una posposición del matrimonio que a través del uso de anticonceptivos dentro del mismo (Singh et al, 1985). El primer estudio muestra un efecto de la zona a través del control y el segundo lo muestra a través del espaciamiento.

El efecto de la zona en distintas regiones en América Latina tiene sus diferencias, pero éstas son menores en los países avanzados en el proceso de transición (Chackiel & Scholnik, 1992). En ese mismo estudio se argumenta que existen tres grupos según niveles de fecundidad: las pequeñas agricultoras independientes o asalariadas de zonas rurales con las más altas tasas de fecundidad, las trabajadoras de estratos bajos urbanos con una fecundidad intermedia y las de clase media o más que tienen bajos niveles de fecundidad. En otras regiones como Africa existen grandes diferencias por zona de residencia; esta diferencia tiene un fuerte impacto en la fecundidad total debido a que gran parte de la población aun vive en zonas rurales y las mujeres más educadas emigran a zonas urbanas, lo que provoca altas tasas globales de fecundidad (Lloyd et al, 1998). Además en los países desarrollados todavía se dan diferencias por zona de residencia; concretamente en el país de Francia hay diferencias entre

las regiones norteñas y sureñas, que se sabe son las más ricas y pobres respectivamente (Noin & Chauvire, 1991)

La condición laboral presenta un efecto a través del espaciamiento y del control. El índice de espaciamiento para las mujeres que trabajan, muestra que este grupo reduce en un 57% la fecundidad máxima, mientras que las que no trabajan la reducen en un 42%. El control de la fecundidad no tiene un efecto tan fuerte, pero también resultó significativo, con reducciones del 52% para las mujeres que trabajan y del 47% para las que no trabajan. En términos generales la diferencia entre las TTFAU es notable, 4.0 para las mujeres que no trabajan y 2.7 para las que sí trabajan.

En las sociedades machistas las mujeres que trabajan deben realizar un esfuerzo para obtener los privilegios y facilidades que sí disfrutan los hombres en el campo laboral. El precio que pagan estas mujeres, generalmente en términos de tiempo y energía, se traduce en una disminución de la fecundidad. En los países donde existe más igualdad de los sexos, la condición laboral no es importante para determinar el número de hijos (Hoem & Hoem, 1987).

Con respecto a la distancia de las viviendas y una Fuente de Abastecimiento de Métodos Anticonceptivos, el efecto de vivir a menos de 30 minutos de una FAMA parece afectar a la fecundidad a través de su control (β=0.17). Las mujeres con una duración de la unión de 10 años que viven cerca de una FAMA logran disminuir la fecundidad limitando los nacimientos, en un 53% de la fecundidad natural, mientras que las mujeres con las mismas condiciones, pero que viven lejos de una FAMA, logran disminuciones del 44%. Considerando ambos factores a la vez (espaciamiento y control), la TTFAU es 3.3 para las mujeres que vivían más cerca de una FAMA y de 4.2 para las que vivían a 30 minutos o más.

El hecho que las mujeres hayan experimentado la muerte de alguno de sus hijos afecta la fecundidad a través de ambos factores (espaciamiento y limitación de los nacimientos). En ambos casos las disminuciones porcentuales respecto a la fecundidad natural en las mujeres que han sufrido por la muerte de alguno de sus hijos son menores que aquellas que no han perdido hijos.

La diferencia en la fecundidad de los dos grupos es más clara en el caso del espaciamiento, el cual muestra que las mujeres sin muerte de algún hijo, tienen una fecundidad natural que es 45% menor a la máxima posible, que contrasta con la cifra correspondiente del 26% para las mujeres que sí han perdido alguno. De hecho, este factor es el que produce la mayor diferencia entre las TTFAU, dos puntos mayor la de las mujeres que se les ha muerto algún hijo.

La mortalidad de al menos uno de los hijos es una variable importante cuando se desea determinar el nivel de fecundidad. Este resultado también ha sido documentado en otros países en desarrollo. En un estudio en Sri Lanka que cuantificó la importancia de una serie de factores asociados con la fecundidad, se encontró que la mortalidad infantil era importante para explicar la variabilidad de desear un niño adicional (Abeykoon, 1987).

En otro estudio, en varios países musulmanes, la muerte de un hijo fue la variable más importante asociada con la fecundidad, más importante que la educación y la zona de residencia. De hecho, en estos países en algunas zonas rurales la fecundidad fue menor que la de zonas urbanas (Ahmad, 1985).

Debe recordarse que el efecto de cualquier variable sobre la fecundidad a través de su control, se mide en su interacción con la duración en el matrimonio. Pero el efecto aislado de la duración se detecta en la constante correspondiente al control. Este coeficiente resultó significativo en todas las regresiones, excepto en la ecuación de la encuesta.

5.3. Regresión múltiple

Como se sabe, el efecto de una variable independiente sobre una dependiente -número de hijos en este caso- puede desaparecer al incorporar en la regresión alguna nueva variable independiente. Por este motivo, en vez de regresiones simples para cada variable independiente, se incluyeron todas en un modelo de regresión múltiple de Poisson (Cuadro 5.2).

De acuerdo con las significancias observadas de los coeficientes α y β, el año de encuesta, la condición laboral y la muerte de algún hijo afectan a la fecundidad a través del espaciamiento, mientras que la educación la afecta a través del control. La condición laboral y la muerte de un hijo modifican factores como la infertilidad posparto, la frecuencia de las relaciones sexuales, la esterilidad, la mortalidad intrauterina, la fertilidad y la anticoncepción para espaciar los nacimientos. Y estos factores han cambiado en los últimos años. En cuanto al control, la educación afecta factores como el uso de métodos anticonceptivos y el aborto inducido que limitan los nacimientos.

Cuadro 5.2
Coeficientes de regresión Poisson según variable independiente por factor a través del cual afecta el número de hijos. Costa Rica 1976-1993.
(regresión múltiple)

	Espaciamiento (α)			Control (β)		
Variable independiente	α	e^{α}	Sign.	β	e^{β}	Sign.
Educación (0 a 2 años)						
De 3 a 5 años	0.00	1.00	0.96	-0.12	0.88	0.06
Primaria completa	0.04	1.04	0.57	-0.29	0.75	0.00
Más de primaria	-0.01	0.99	0.85	-0.26	0.77	0.00
Encuesta	-0.01	0.99	0.01	0.00	1.00	0.55
Zona de residencia (urbana)	0.05	1.05	0.24	0.08	1.08	0.11
Condición laboral (no trabaja)	-0.25	0.78	0.00	-0.07	0.93	0.21
Cercanía de FAMA (menos de 30 min.)	0.04	1.04	0.31	0.05	1.06	0.27
Muerte de algún hijo (sin muertes)	0.31	1.36	0.00	0.05	1.05	0.36
Constantes	0.38	1.47	0.17	-0.49	0.62	0.13

Nota1: Se corrió una sola regresión con todas las variables independientes.
Nota 2: Entre paréntesis se especifica la categoría base

Por otra parte, en las razones de las tasas de fecundidad[14] hay dos determinantes que afectan la fecundidad significativamente a través del espaciamiento: la condición laboral y la muerte de algún hijo. En el primer caso podemos decir que las mujeres que trabajan tienen una fecundidad 22% menor que las mujeres que no laboran. En el segundo caso, la muerte de un hijo es un factor que aumenta en 36% la fecundidad si se la compara con la de mujeres que no han sufrido esa experiencia.

Las razones de las tasas de fecundidad afectadas por medio de su control son cercanas a uno, tanto en el caso del año de la encuesta, como la zona de residencia, la condición laboral, cercanía de una FAMA y la muerte de algún hijo. Las variables educación y duración de la unión (constante asociada al control β) sí muestran un efecto importante por medio del control de la fecundidad. Por ejemplo, si comparamos dos grupos de mujeres, el de "0 a 2 años de educación" con el de "más de primaria", que tuvieran una duración del matrimonio de diez años, se esperaría que las mujeres de "más de primaria" tuvieran una tasa de fecundidad un 23% menor que la de las mujeres de "0 a 2 años de educación".

Centrándonos en el papel de la educación, podemos decir que su efecto se da, principalmente a través del control de la fecundidad. Esto significa que el nivel educativo afecta la fecundidad reduciendo la cantidad nacimientos y no posponiéndolos. Los coeficientes de regresión para los grupos de "3 a 5 años", "primaria completa" y "más de primaria" son cercanos a un mismo valor (-0.2) y las razónes de tasas con respecto al grupo base, mujeres de "0 a 2 años de educación", están entre de 0.80 y 0.86. Es decir, analizando el efecto sobre la fecundidad a través del control, la fecundidad para esos tres niveles educativos incorporados en la regresión es similar (los cuales al mismo tiempo son diferentes de los del grupo "de 0 a 2 años", cuya tasa sería 1.0). En cuanto a los efectos de

[14] Trabajar con los índices I_α y I_β se complica cuando se tienen 2 ó más variables independientes debido a que su cálculo para una de esas variables, requiere fijar las demás en valores arbitrarios. Por este motivo se trabaja con razones de tasas.

las variables citadas por medio del espaciamiento, ninguno es significativo estadísticamente.

Los resultados del modelo de esta sección permiten comprobar que la inclusión de todas las variables independientes en una sola regresión hizo que algunas de ellas perdieran importancia. En algunos casos el efecto de las variables no desapareció, pero ya no se dio a través de los dos factores (espaciamiento y control), sino sólo en uno de ellos. Por ejemplo, el efecto de la zona de residencia vía espaciamieto desapareció. Por otra parte, el año de encuesta, la zona de residencia, la condición laboral, la cercanía de una FAMA y la muerte de algún hijo perdieron su efecto sobre la fecundidad a través del control, y fueron absorbidos por el nivel educativo, como vimos anteriormente.

5.4. Regresión múltiple con interacciones

Debido a que el efecto de la educación podría ser distinto para diferentes subpoblaciones, es necesario ejecutar una última regresión Poisson que contemple interacciones entre educación y las demás variables independientes (Cuadro 5.3).

Ninguno de los coeficientes de las variables independientes resultó significativo, excepto en algunos casos en que interactuaban con el nivel educativo.

Observando las interacciones, encontramos que el efecto de la educación sobre la fecundidad no varía según el año de encuesta, la cercanía de una FAMA y la condición laboral. Por otra parte, se observa una clara interación de la educación y la zona de residencia, tanto por medio del espaciamiento como del control. En otras palabras, el efecto de la educación sobre la fecundidad no es el

mismo en la zona rural que en la zona urbana. Del mismo cuadro se deduce que tanto la condición laboral como la cercanía de una FAMA y la muerte de algún hijo no son importantes en explicar el número de hijos nacidos.

Cuadro 5.3
Coeficientes de Regresión Poisson según variable independiente por factor a través del cual afecta el número de hijos. Costa Rica 1976-1993.
(Incluyendo interacciones con nivel educativo)

Variable independiente	Espaciamiento (α)			Control (β)		
	α	e^{α}	Sign.	β	e^{β}	Sign.
Educación						
De 3 a 5 años	-0.36	0.70	0.76	-0.68	0.50	0.50
Primaria completa	0.92	2.51	0.40	-3.33	0.04	0.00
Más de primaria	0.76	2.14	0.49	-1.84	0.16	0.09
Encuesta	-0.01	0.99	0.65	-0.02	0.98	0.09
Zona de residencia	0.27	1.31	0.08	-0.10	0.91	0.39
Condición laboral	-0.21	0.81	0.25	-0.12	0.88	0.38
Cercanía de FAMA.	0.16	1.17	0.23	-0.02	0.98	0.86
Muerte de algún hijo	0.14	1.16	0.34	0.14	1.16	0.18
Interacción educación - año de encuesta						
De 3 a 5 años	0.01	1.01	0.66	0.01	1.01	0.67
Primaria completa	-0.01	0.99	0.53	0.04	1.04	0.00
Más de primaria	-0.01	0.99	0.61	0.02	1.02	0.21
Interacción educación - zona						
De 3 a 5 años	-0.22	0.80	0.22	0.10	1.11	0.51
Primaria completa	-0.23	0.80	0.18	0.20	1.22	0.20
Más de primaria	-0.36	0.69	0.03	0.54	1.72	0.00
Interacción educación - condición laboral						
De 3 a 5 años	-0.10	0.91	0.66	0.16	1.17	0.39
Primaria completa	-0.11	0.90	0.61	0.04	1.04	0.83
Más de primaria	0.02	1.02	0.92	0.00	1.00	1.00
Interacción educación - cercanía de FAMA						
De 3 a 5 años	-0.06	0.94	0.70	0.15	1.17	0.26
Primaria completa	-0.12	0.89	0.44	-0.09	0.91	0.54
Más de primaria	-0.10	0.91	0.53	-0.03	0.97	0.86
Interacción educación - muerte de algún hijo						
De 3 a 5 años	0.30	1.35	0.13	-0.17	0.84	0.25
Primaria completa	0.24	1.27	0.22	-0.29	0.75	0.09
Más de primaria	0.07	1.08	0.73	0.11	1.11	0.57
Constantes	-0.02	0.98	0.98	0.80	2.22	0.32

5.5. Bondad del ajuste

Con el propósito de verificar qué tan aceptable es el modelo de regresión Poisson ajustando los datos de las encuestas, se utiliza el método gráfico que

compara los valores observados en las encuestas contra los predichos por el modelo.

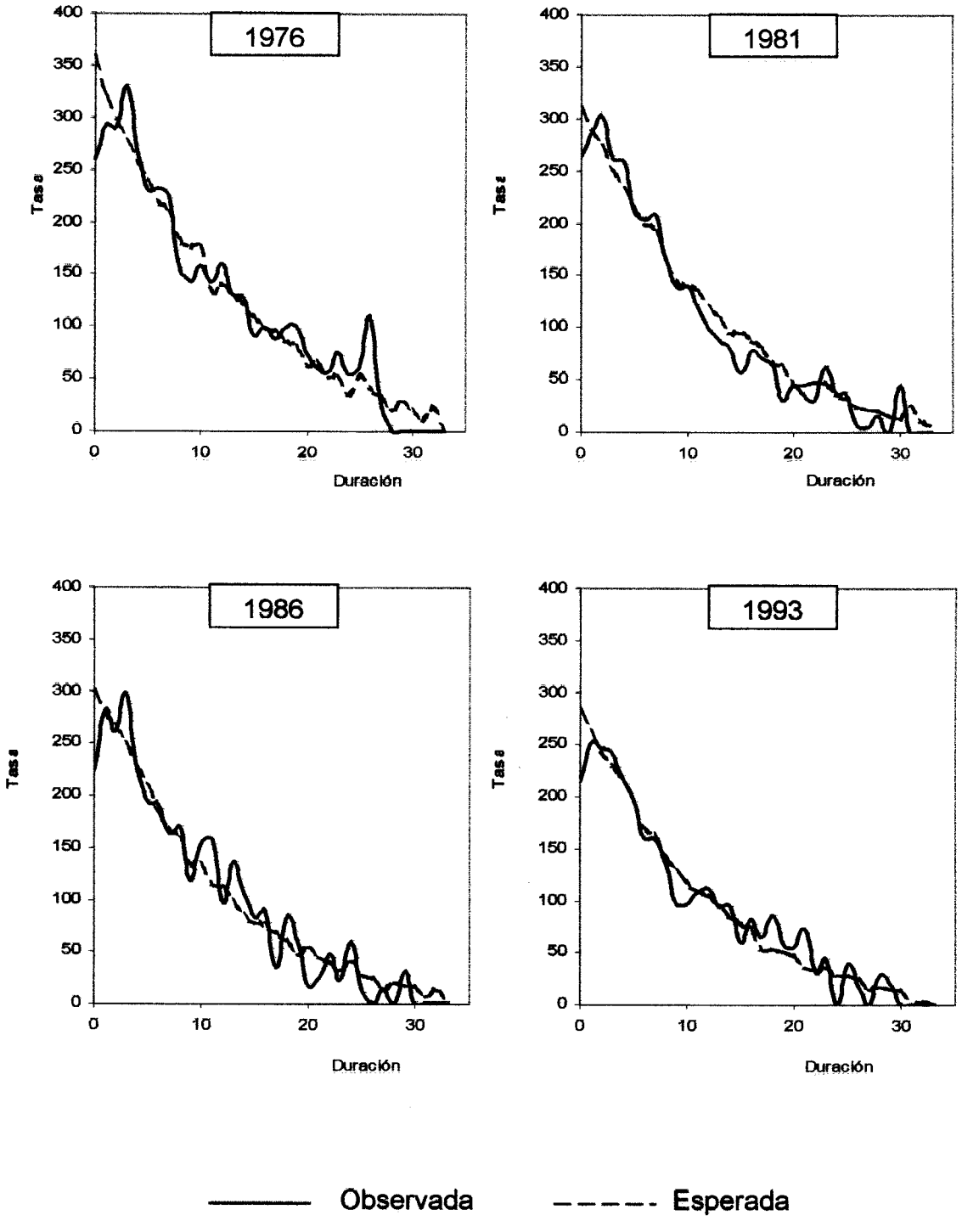
Cabe mencionar que el r^2 ajustado de las regresiones expuestas anteriormente es cercano a 0.06.

Ciertamente este valor es muy bajo, pero se debe al hecho de que el modelo no es bueno prediciendo valores individuales. En otras palabras, el modelo nunca predecirá correctamente el número de hijos que tendrá una mujer con ciertas características. Una forma de solucionar este problema es trabajar con las tasas de fecundidad marital, que están calculadas para grupos de mujeres de cierta duración de la unión. Por eso es que se calcularon las tasas de fecundidad observadas y estimadas por el modelo para las cuatro encuestas (Rodríguez y Cleland, 1992).

Los resultados muestran que, en términos generales, las curvas de los valores estimados pueden reproducir los observados (Gráfico 5.1). También son buenas reproduciendo la disminución en la fecundidad de una encuesta a otra. Las curvas de los valores observados son muy fluctuantes, lo que no permite que sean reproducidas en forma exacta por el modelo, pero esas fluctuaciones se compensan porque se dan por encima de la curva estimada en unos tramos y por debajo en otros.

En todos los casos la fecundidad a la duración de cero años es sobreestimada por el modelo. Este hecho tiene una explicación teórica: durante los primeros nueve meses de unión no deberían darse nacimientos a no ser que la mujer hubiera llegado embarazada al momento de la unión; la curva de valores observados no incluye nacimientos que se hayan dado durante esos primeros meses de unión, por eso la curva observada será mayor que la esperada en ese punto.

Gráfico 5.1
Tasas de Fecundidad Marital observadas y estimadas por años de duración de la unión según año de encuesta. Costa Rica 1976-1993
(tasas por mil)



5.6. Resumen

Del análisis del efecto de las variables independientes sobre la fecundidad, en regresiones separadas, se concluyó que el año de encuesta, la zona de residencia, la condición laboral y la muerte de algún hijo afectan la fecundidad por medio del espaciamiento de los nacimientos. También, se comprobó que la duración de la unión, el nivel educativo, el año de encuesta, la zona de residencia, la condición laboral, la cercanía de una FAMA y la muerte de algún hijo afectan la fecundidad a través de la limitación de los nacimientos.

La fecundidad natural de las mujeres de "0 a 2 años de educación" es un 40% menor a la fecundidad máxima posible y la de las mujeres de "más de primaria" es 46% menor que la máxima. El grado en el que se disminuye la fecundidad, por uso de anticonceptivos y aborto dentro de la unión, es 37% en el grupo de "0 a 2 años" de educación y 62% en el grupo de "más de primaria".

Al incorporar todas las variables independientes en una sola regresión, las variables año de encuesta, condición laboral y muerte de algún hijo afectan a la fecundidad a través del espaciamiento. Por su parte, la educación la afecta a través del control. La duración de la unión, por sí sola, pierde importancia al incorporar todas las variables en una sola ecuación.

La inclusión en el modelo de las interacciones del nivel educativo con las demás variables independientes, hizo que ninguna variable por sí sola resultara significativa. Se detectó un efecto de interacción, no muy claro, del nivel educativo y la zona de residencia sobre la fecundidad, tanto por medio del espaciamiento como por el control. Se puede concluir entonces que la condición laboral, la cercanía de una FAMA y la muerte de algún hijo no son importantes al explicar el número de hijos nacidos.

Este modelo reproduce bien las tasas de fecundidad marital observadas para distintas duraciones de la unión, según los gráficos de las tasas específicas por duración de la unión. Se detectan ligeras diferencias entre las tasas observadas y las esperadas, pero la tendencia general de las curvas permite afirmar que los valores estimados estiman bien los valores observados.

educación", "de 3 a 5 años", "primaria completa" y "más de primaria", siendo la categoría de referencia el primer grupo. Por lo tanto se necesitan tres variables artificiales o "dummy", una para restante nivel educativo. Las cuatro restantes variables binarias son: la zona de residencia, la condición laboral, la cercanía de una FAMA y la muerte de algún hijo. La variable continua es el año de la encuesta y toma los valores 76, 81, 86 y 93.

En resumen, las variables (y sus respectivas categorías) que conforman el vector son:

Variable	Categoría	Valor
Nivel educativo		
Categoría base	De 0 a 2 años	0,0,0
Artificial 1	De 3 a 5 años	1,0,0
Artificial 2	Primaria completa	0,1,0
Artificial 3	Más de primaria	0,0,1
Zona de residencia	Urbana	0
	Rural	1
Condición laboral	No trabaja	0
	Trabaja	1
Cercanía de una FAMA	Menos de 30 minutos	0
	30 minutos o más	1
Muerte de algún hijo	Ninguna muerte	0
	Al menos una muerte	1
Encuesta	Variable continua	90≡1990, 100≡2000, 110≡2010 etc.

Para obtener la TTFAU del año 2010, para mujeres de primaria completa, de zona rural, que trabajan, viven cerca de una FAMA y no han perdido ningún hijo, se asigna el vector x=(0,1,0,1,1,0,0,110).

En lugar de crear un cuadro con todas las celdas que se pueden formar combinando los diversos valores de cada variable independiente, se prefirió comparar en el tiempo los niveles de fecundidad de una variable manteniendo las demás constantes. Para comparar las TTFAU de la zona urbana y de la zona rural, se varía el año de la encuesta y se fijan las otras variables en sus valores medios.

Para fijar una variable en sus valores medios, se debe tomar en cuenta que, para calcular una tasa total de fecundidad de un grupo específico se divide el número de nacimientos de las mujeres de ese grupo entre el total de años de exposición de las mujeres del grupo. Así, si el grupo A de mujeres tiene una TTFAU igual a 3 con una suma de años de exposición de 1000 y el grupo B tiene una TTFAU igual a 4 con un total de 2000 años, entonces la TTFAU de todas las mujeres será $3\times(1000/3000)+4(2000/3000)=3.7$.

Como factor de ponderación se toma la variable años de exposición, en lugar del número de mujeres en cada grupo. En todo caso, la distribución relativa de esas dos variables es prácticamente la misma según las características analizadas en este estudio (Cuadro 6.1).

Cuadro 6.1
Distribución relativa respecto al número de mujeres y respecto a la exposición por año de encuesta según características de interés. Costa Rica, 1976-1993

	1976		1981		1986		1993		Total	
Características	n	exp	n	exp	n	exp	n	exp	n	Exp
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Zona de residencia										
Urbana	56	56	52	52	55	56	54	54	54	54
Rural	44	44	48	48	45	44	46	46	46	46
Condición laboral										
Trabaja	73	73	69	69	73	72	70	70	71	71
No trabaja	27	27	31	31	27	28	30	30	29	29
Cercanía de FAMA										
Cerca	67	67	84	84	63	63	57	57	69	69
Lejos	33	33	16	16	37	37	43	43	31	31
Muerte de algún hijo										
No	78	76	84	82	87	85	93	92	85	83
Sí	22	24	16	18	13	15	7	8	15	17
Nivel educativo										
De 0 a 2 años	17	19	16	17	10	11	6	7	13	14
De 3 a 5 años	30	31	24	26	19	20	14	14	23	24
Primaria completa	25	24	29	28	31	30	35	35	30	29
Más de primaria	28	26	31	29	40	38	44	44	35	33

Las diferencias entre la distribución relativa del número de mujeres y la suma de años de exposición, cuando las hay, no son mayores a dos puntos.

6.2. Estimación de las TTFAU para los años de encuesta

Al observar las TTFAU estimadas se nota una caída de alrededor de 0.3 de una encuesta a otra (Cuadro 6.2). De 1976 a 1993 la TTFAU disminuyó un 20%, al pasar de 4.4 a 3.2. Estas tasas pueden subestimar las publicadas en los informes de las encuestas de fecundidad por el hecho de que se trabaja con las mujeres alguna vez unidas y no con las unidas al momento de la encuesta. Esta situación provoca que la exposición teórica de las mujeres sea la misma, pero el número de hijos tenidos (en los últimos cinco años previos a la encuesta) puede ser menor en las alguna vez unidas, debido a que unas de estas mujeres pudieron haberse separado. Como consecuencia, la exposición real disminuye y, por lo tanto, el número de hijos también. Además, para garantizar que se trabaja sólo con nacimientos producto de la unión, se excluyen los hijos que nacieron en los primeros ocho meses de unión, lo que indicaría que la mujer llegó en estado de embarazo a la unión.

Cuadro 6.2
TTFAU por año de encuesta según nivel educativo
Costa Rica. 1976-1993

	Año de encuesta			
Nivel educativo	1976	1981	1986	1993
Total	4.4	3.9	3.6	3.2
De 0 a 2 años	5.6	5.0	4.8	4.3
De 3 a 5 años	4.6	4.2	4.0	3.6
Primaria completa	4.0	3.6	3.4	3.1
Más de primaria	3.9	3.5	3.4	3.0

Este cuadro también muestra la existencia de una relación inversa entre educación y fecundidad. Pero la diferencia entre el grupo de menor educación (0 a 2 años) y el de "más de primaria" se acortó, pasando de 1.7 en 1976 a 1.3 en 1993. Otro resultado importante es que, conforme se avanza en el tiempo, la diferencia entre el grupo de primaria completa y el grupo de más de primaria desaparece. De hecho, la diferencia notable se da entre el grupo base (de 0 a 2 años de educación) y los demás.

La diferencia por zona de residencia (Cuadro 6.3) disminuye poco en el tiempo (0.6 puntos en 1976 a 0.5 en 1993). En 1976 la fecundidad de las mujeres de "0 a 2 años de educación" era 1.0 mayor en la zona rural, mientras que en 1993 esa diferencia era de 0.7. Esa misma diferencia, pero en mujeres de más de primaria, cambió de 0.6 en 1976, a 0.4 en 1993. Lo anterior indica una disminución leve entre las TTFAU de la zona rural y urbana.

Cuadro 6.3
TTFAU por año de encuesta y zona de residencia según nivel educativo
Costa Rica. 1976-1993

	1976		1981		1986		1993	
Nivel educativo	Urbana	Rural	Urbana	Rural	Urbana	Rural	Urbana	Rural
Total	4.0	4.6	3.6	4.2	3.4	3.9	3.0	3.5
De 0 a 2 años	5.2	6.2	4.6	5.5	4.4	5.3	4.0	4.7
De 3 a 5 años	4.3	5.1	3.9	4.5	3.7	4.4	3.4	3.9
Primaria completa	3.7	4.3	3.4	3.9	3.2	3.7	2.9	3.4
Más de primaria	3.6	4.2	3.3	3.8	3.2	3.6	2.9	3.3

El modelo estima diferencias notables entre las mujeres que trabajan y las que no (Cuadro 6.4). La TTFAU muestra que las que trabajan tienen, aproximadamente, un hijo menos que las que no trabajan. La diferencia por condición laboral se ha acortado más entre las mujeres de menores niveles educativos. Para mujeres de "0 a 2 años de educación" la diferencia por condición laboral pasó de 1.9 (1976) a 1.4 (1993). En el caso de las mujeres de mayores niveles educativos esa diferencia fue de 1.1 en 1976 y 1.0 en 1993.

Cuadro 6.4
TTFAU por año de encuesta y condición laboral según nivel educativo
Costa Rica. 1976-1993

	1976		1981		1986		1993	
Nivel educativo	No trabaja	Trabaja	No trabaja	Trabaja	No trabaja	Trabaja	No trabaja	Trabaja
Total	4.8	3.4	4.3	3.1	4.0	2.9	3.5	2.6
De 0 a 2 años	6.2	4.3	5.6	3.9	5.3	3.7	4.8	3.4
De 3 a 5 años	5.1	3.6	4.6	3.3	4.4	3.1	4.0	2.9
Primaria completa	4.3	3.1	4.0	2.9	3.8	2.7	3.4	2.5
Más de primaria	4.2	3.1	3.9	2.8	3.7	2.7	3.4	2.4

La cercanía de una FAMA, como se vio en el anterior capítulo, no es un factor que muestre gran influencia en la fecundidad (Cuadro 6.5). Esto se puede deducir porque la diferencia entre la TTFAU de las mujeres que contaban con una FAMA a menos de 30 minutos de su vivienda era entre 0.5 y 0.3 menor que el grupo que vivía lejos de la FAMA. La diferencia por cercanía de una FAMA ha disminuido, sin importar el nivel educativo de las mujeres.

Cuadro 6.5
TTFAU por año de encuesta y cercanía de una FAMA según nivel educativo
Costa Rica. 1976-1993

Nivel educativo	1976		1981		1986		1993	
	FAMA cerca	FAMA lejos	FAMA cerca	FAMA lejos	FAMA cerca	FAMA lejos	FAMA cerca	FAMA lejos
Total	4.2	4.7	3.8	4.3	3.5	3.9	3.1	3.4
De 0 a 2 años	5.3	6.1	4.9	5.6	4.6	5.2	4.1	4.6
De 3 a 5 años	4.5	5.0	4.1	4.6	3.8	4.3	3.4	3.8
Primaria completa	3.8	4.3	3.5	3.9	3.3	3.7	3.0	3.3
Más de primaria	3.7	4.2	3.4	3.8	3.2	3.6	2.9	3.2

El modelo también fue exitoso en reproducir las diferencias cuando se ha experimentado la muerte de alguno de sus hijos. Las mujeres que han perdido algún hijo tienen una TTFAU de 1.8 (1976) a 1.4 (1993) mayor que las que no han perdido hijos (Cuadro 6.6). Además, la diferencia según muerte de un hijo es mayor en los niveles de educación bajos, aunque en los niveles altos la diferencia en las TTFAU es también superior a un hijo. Y estas diferencias disminuyeron de una encuesta a otra, pero no tanto como para dejar de notar diferencias entre esos dos grupos.

Cuadro 6.6
TTFAU por año de encuesta y muerte de algún hijo según nivel educativo
Costa Rica. 1976-1993

Nivel educativo	1976		1981		1986		1993	
	Sin muerte	Con muerte	Sin muerte	Con muerte	Sin muerte	Con muerte	Sin muerte	Con muerte
Total	4.0	5.8	3.6	5.2	3.4	5.0	3.1	4.5
De 0 a 2 años	5.1	7.5	4.7	6.8	4.5	6.6	4.2	6.1
De 3 a 5 años	4.2	6.2	3.9	5.7	3.8	5.5	3.5	5.1
Primaria completa	3.6	5.2	3.4	4.8	3.3	4.7	3.0	4.3
Más de primaria	3.6	5.1	3.3	4.7	3.2	4.6	3.0	4.2

Se puede concluir que los mayores niveles de fecundidad se encuentran en las mujeres que han sufrido la muerte de alguno de sus hijos y los menores niveles se observan en las mujeres que trabajan.

6.3. Proyección de las TTFAU

Para proyectar las TTFAU deben hacerse supuestos razonables con respecto al comportamiento de las variables independientes. En este trabajo lo que interesa es estimar tasas de fecundidad asumiendo avances en los niveles educativos, de forma que se puedan comparar niveles de fecundidad entre distintos grupos en un punto en el tiempo donde el total de la población haya terminado la educación secundaria como mínimo.

Se hicieron tres supuestos del comportamiento del nivel educativo a través del tiempo. El primero, el más conservador, asume que la distribución relativa de la exposición según nivel educativo se mantiene constante desde 1993: un 27% que completó la secundaria y un 73% que no había completado ese nivel. Se utilizó un segundo supuesto de aumento progresivo en el nivel educativo (Cuadro 6.7). El tercero asume un crecimiento inmediato en el nivel educativo, a tal punto que en el 2000 el total de la población tendría la secundaria completa como mínimo.

Cuadro 6.7
Porcentaje de mujeres con secundaria completa por año según supuesto a analizar. Costa Rica, 2000-2030

	Año			
Supuesto	2000	2010	2020	2030
Nivel educativo constante	27	27	27	27
Aumento progresivo	42	57	72	87
Aumento inmediato	100	100	100	100

Este supuesto se utiliza para determinar si realmente se observarían disminuciones importantes en la fecundidad marital, cuando todas las mujeres aprueben como mínimo la secundaria.

Los resultados muestran que, al comparar la TTFAU de todas las mujeres, la diferencia en fecundidad bajo los supuestos extremos (constante e inmediato) sería de 0.4 hijos en el 2000 y de 0.2 en el 2030 (Cuadro 6.8).

Cuadro 6.8
Proyección de TTFAU por tendencia del nivel educativo según variables de interés.
Costa Rica, 2000-2030

Características	2000			2010			2020			2030		
	Constate	Progresivo	Inmediato	Constate	Progresivo	Inmediato	Constate	Progresivo	Inmediato	Constate	Progresivo	Inmediato
Total	2.9	2.8	2.5	2.5	2.4	2.2	2.2	2.0	1.9	1.9	1.8	1.7
Zona de residencia												
Urbano	2.6	2.5	2.4	2.3	2.2	2.1	2.0	1.9	1.8	1.8	1.7	1.6
Rural	3.1	2.9	2.8	2.7	2.6	2.4	2.4	2.2	2.1	2.1	2.0	1.9
Condición laboral												
No trabaja	3.1	2.9	2.8	2.7	2.6	2.4	2.4	2.3	2.1	2.1	2.0	1.9
Trabaja	2.3	2.2	2.0	2.0	1.9	1.8	1.7	1.7	1.6	1.5	1.5	1.4
Cercanía de FAMA												
Cerca	2.7	2.6	2.4	2.4	2.2	2.1	2.1	2.0	1.9	1.8	1.7	1.6
Lejos	3.1	2.9	2.7	2.7	2.5	2.4	2.3	2.2	2.1	2.0	1.9	1.8
Hijos muertos												
Ninguno	2.8	2.6	2.5	2.4	2.3	2.2	2.1	2.0	1.9	1.8	1.8	1.7
Al menos uno	4.1	3.8	3.6	3.5	3.3	3.1	3.1	2.9	2.7	2.7	2.5	2.4

Esto significa que el cambio en la estructura del nivel educativo no es tan importante. Esto también se ve en el hecho de que, a través del tiempo los cambios en las TTFAU son casi los mismos bajo la estructura de educación de 1993 y las estructuras que suponen aumentos en el nivel educativo. Por ejemplo, la TTFAU para el 2000 bajo el supuesto de nivel educativo igual al de 1993 es 2.9 y bajo el supuesto de un 100% de las mujeres en el nivel de secundaria completa la TTFAU es 2.5. Para el 2030 esas tasas serían 1.9 y 1.7, respectivamente.

Algunos grupos estarán cerca del nivel de fecundidad de remplazo (2.1) alrededor del año 2020, no importando los supuestos hechos sobre la estructura

del nivel educativo, lo que indica que una variable de peso en el comportamiento de la fecundidad es el tiempo. La disminución de la TTFAU a través del tiempo es casi la misma para todas las poblaciones en estudio y bajo cualquiera de los supuestos (disminución cercana a 0.8 hijos del 2000 al 2030).

Al analizar las proyecciones por zona de residencia se ve que la diferencia es casi constante a través del tiempo. En el año 2000 sería aproximadamente 0.4 hijos mayor para las zonas rurales. Para el 2030 esa diferencia sería 0.3, no importando el supuesto del comportamiento del nivel educativo.

El que las diferencias en fecundidad marital de distintas subpoblaciones disminuya poco a través de los años no es un caso particular de la zona de residencia. Por condición laboral la diferencia en el 2000 es 0.8 (TTFAU más alta en las mujeres que no trabajan) y en el 2030 la diferencia baja a 0.6. Por cercanía de una FAMA la TTFAU en el 2000 sería 0.4 hijos más alta para las mujeres que viven más lejos de una FAMA, treinta años después esa diferencia sería de 0.2. Con la variable muerte de algún hijo, la diferencia es 1.3 en el 2000 y baja a 0.9 en el 2030 (un hijo más para las mujeres que han perdido al menos un hijo). Todas estas diferencias son prácticamente las mismas sin importar el supuesto acerca del nivel de educación de las mujeres.

Una de las variables que se espera que cambie su estructura es la condición laboral de la mujer. Durante las cuatro encuestas, el porcentaje de mujeres que se encontraba trabajando era cercano al 30%. Tiene sentido suponer que, por factores económicos y culturales, ese porcentaje suba considerablemente. Si el porcentaje de mujeres que trabajara fuera igual al 70%, parece lógico suponer diferencias en los niveles de fecundidad marital (Cuadro 6.9).

En el año 2000, la TTFAU sería 0.3 hijos menor si el 70% se encontrara trabajando. Y en el 2030 la TTFAU sería 0.2 hijos menor. En ambos casos esa

diferencia es la misma bajo los tres supuestos de nivel educativo, lo que confirma que esta variable no será tan importante para observar disminuciones en la fecundidad. La condición laboral parece serlo por el hecho de que aun son muchas las mujeres que no se han incorporado a la fuerza laboral formal, sin embargo, los resultados muestran que las diferencias no son tan grandes.

Cuadro 6.9
Proyección de TTFAU por porcentaje de mujeres que se encontrarían trabajando según tendencia del nivel educativo controlado por zona de residencia. Costa Rica 2000-2030

Posible crecimiento del nivel educativo	2000			2010			2020			2030		
	30% trabajando	70% trabajando	Dif.	30% trabajando	70% trabajando	Dif.	30% trabajando	70% trabajando	Dif.	30% trabajando	70% trabajando	Dif.
Total												
Constante	2.9	2.5	0.3	2.5	2.2	0.3	2.2	1.9	0.3	1.9	1.7	0.2
Progresivo	2.8	2.5	0.3	2.4	2.1	0.3	2.0	1.8	0.2	1.7	1.6	0.2
Inmediato	2.5	2.2	0.3	2.2	2.0	0.3	1.9	1.7	0.2	1.7	1.5	0.2
Zona Urbana												
Constante	2.7	2.3	0.3	2.3	2.0	0.3	2.0	1.8	0.2	1.8	1.6	0.2
Progresivo	2.6	2.3	0.3	2.2	2.0	0.3	1.9	1.7	0.2	1.6	1.5	0.2
Inmediato	2.4	2.1	0.3	2.1	1.8	0.2	1.8	1.6	0.2	1.6	1.4	0.2
Zona Rural												
Constante	3.2	2.8	0.4	2.7	2.4	0.3	2.4	2.1	0.3	2.1	1.8	0.2
Progresivo	3.1	2.7	0.4	2.6	2.3	0.3	2.2	2.0	0.3	1.9	1.7	0.2
Inmediato	2.8	2.4	0.3	2.4	2.1	0.3	2.1	1.9	0.2	1.9	1.6	0.2

Al observar el efecto del cambio en la condición laboral por zona de residencia, se ve que la tendencia es prácticamente la misma a la observada a nivel general. Las diferencias son distintas, en algunos casos, debido a que las tasas de la zona urbana son menores a las de la zona rural, pero proporcionalmente hablando los cambios son los mismos.

Un análisis interesante que puede hacerse del Cuadro 9 es observar el cambio en las TTFAU entre el 2000 y el 2030, primero variando únicamente el tiempo, luego variando el nivel educativo, luego cambiando el porcentaje de mujeres que trabajan y finalmente aumentando el nivel académico y la condición laboral simultáneamente.

Si se analiza el cambio en las TTFAU debido únicamente a la variable tiempo (tendencia del nivel educativo constante y 30% de las mujeres trabajando, como lo reflejan las encuestas), se observa una disminución de 2.9 a 1.9. O sea, que se requeriría un total de 30 años para lograr una disminución de un hijo en la tasa de fecundidad.

Cuando en Costa Rica inició el descenso en la fecundidad en los años sesenta, se necesitó solo 6 años para que la TGF bajara en un hijo, de 7.5 en 1960 a 6.5 en 1966. En tres años más disminuyó en casi un hijo, bajando a 5.6 en 1969. Luego se ocupó solo de dos años para que la TGF disminuyera en otra unidad, para que en 1971 resultara igual a 4.6. Posteriormente, la rápida caída de la TGF desaceleró, para bajar la TGF en otra unidad se tardó nueve años (3.6 en 1980) (Sosa, 1987). Esta tendencia coincide con los resultados expuestos, que al concebir al tiempo como una variable importante en el descenso de la fecundidad, pero cuya intensidad es cada vez menor.

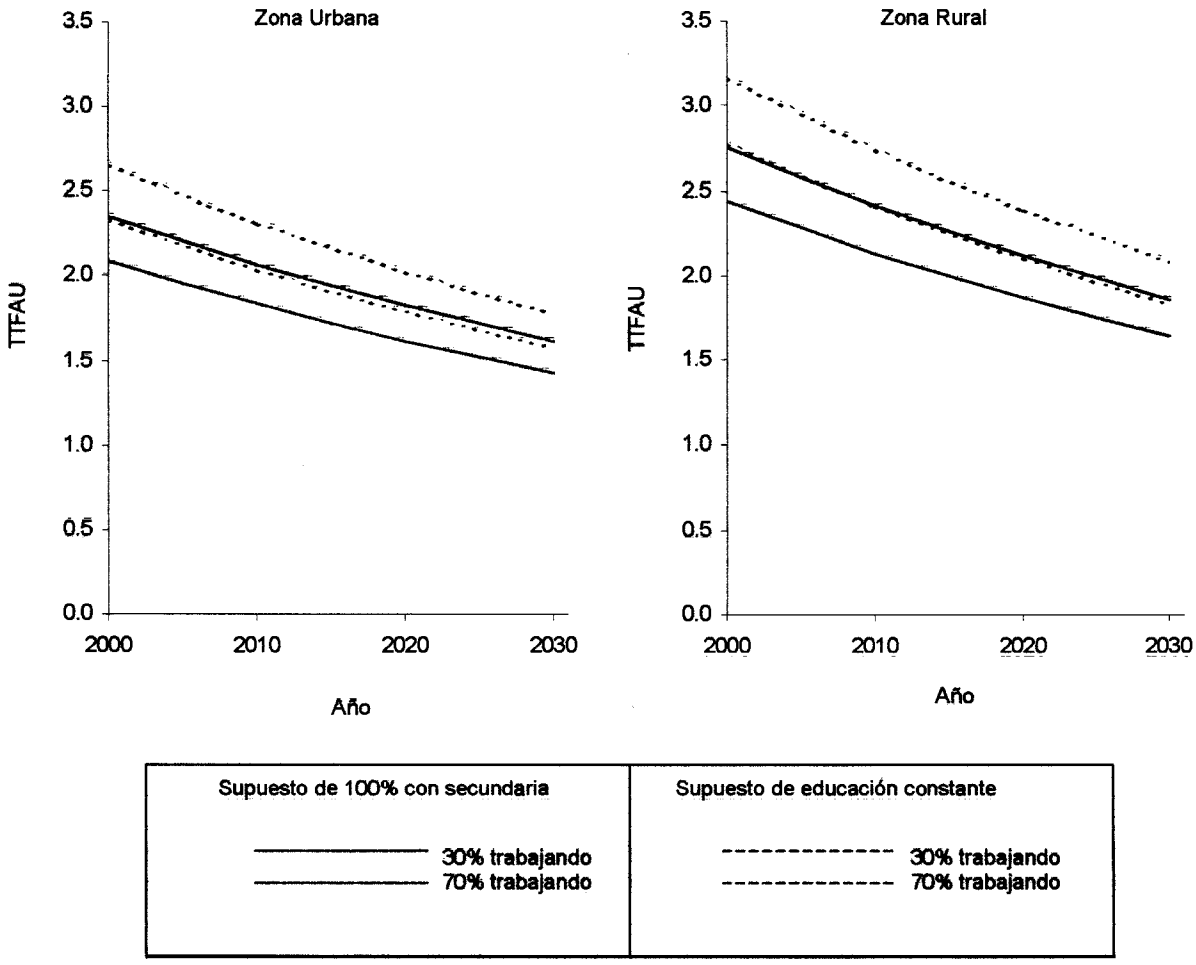
Si del 2000 al 2030 solamente cambiara el nivel educativo, aumentando el porcentaje de mujeres con secundaria completa de 27% al 100%, la TTFAU cambiaría de 2.9 a 1.7. Se había observado que la TTFAU disminuiría en 1.0 solo por el efecto de 30 años, así que el verdadero cambio debido a la universalización de la secundaria sería de 0.2.

Lo mismo sucede al poner a variar solamente la condición laboral y dejando constante el nivel educativo. La TTFAU en el 2000 para un 30% de mujeres trabajando sería 2.9, si en el 2030 el 70% de las mujeres trabajara la TTFAU bajaría a 1.7. Así que el efecto de la condición laboral, aislando la disminución atribuida al tiempo, sería de 0.2 hijos.

Finalmente, al variar tanto el nivel educativo como la condición laboral en un lapso de 30 años, se observa que la TTFAU disminuiría a casi la mitad. Como se observa, la TTFAU en el 2000 para un 30% de mujeres trabajando y un 27% de

mujeres con secundaria completa sería 2.9. Treinta años después la TTFAU para un 70% de mujeres trabajando y un 100% de mujeres con secundaria completa sería 1.5.

Gráfico 6.1
TTFAU estimadas por porcentaje de mujeres trabajando según supuesto del comportamiento del nivel educativo controlado por la zona de residencia. Costa Rica 2000-2030



La disminución de las TTFAU principalmente atribuida al pasar del tiempo, es un fenómeno que se dará tanto en la zona rural como en la urbana (Gráfico 6.1).

La tendencia de las TTFAU según los distintos supuestos respecto al nivel educativo y la condición laboral es la misma por zona de residencia, la diferencia es que las tasas de la zona urbana son más bajas, como ya se había mencionado. Aquí se ve claramente la diferencia entre las TTFAU si las cosas continuaran como en 1993 (27% con secundaria completa y 30% trabajando) y si aumentaran tanto el nivel educativo como la condición laboral (100% con secundaria completa y 70% trabajando). La diferencia es de aproximadamente 0.4 hijos y se acortará lentamente en el tiempo.

Se observa también como las TTFAU tienden a ser similares si se cumple sólo uno de los supuestos. Esto se ve al comparar la línea roja continua (100% con secundaria completa) y la azul punteada (70% trabajando), ambas líneas son casi iguales.

Se puede desagregar aun más la población para tratar de encontrar efectos de la universalización de la educación secundaria en poblaciones más específicas (Cuadro 6.10). La diferencia en las TTFAU para el 2000 entre las mujeres de zona rural y urbana sería mayor si las mujeres no trabajaran (0.5), mientras que para las mujeres que trabajan esa diferencia sería de menor (0.3). Además de que sus tasas serían más bajas como ya se había mencionado. Pero al avanzar en el tiempo, como ha sucedido en los análisis anteriores, las tasas tienden a converger a un valor, por tanto esas diferencias tienden a disminuir.

Cuadro 6.10
Proyección de TTFAU por zona de residencia según condición laboral. Costa Rica 2000-2030
(bajo el supuesto de 100% con secundaria completa)

Condición	2000			2010			2020			2030		
	Rural	Urbano	Dif.	Rural	Urbano	Dif.	Rural	Urbano	Dif.	Rural	Urbano	Dif.
Total	2.8	2.4	0.4	2.4	2.1	0.3	2.1	1.8	0.3	1.9	1.6	0.2
No trabaja	3.0	2.6	0.5	2.6	2.3	0.4	2.3	2.0	0.3	2.0	1.8	0.3
Trabaja	2.2	1.9	0.3	1.9	1.7	0.3	1.7	1.5	0.2	1.5	1.3	0.2

6.4. Resumen

Para hacer proyecciones de las TTFAU deben suponerse distribuciones según nivel educativo, zona de residencia, condición laboral, cercanía de una FAMA y muerte de algún hijo. La distribución relativa del número de mujeres según esas variables es muy similar a la distribución relativa de los años de exposición de las mujeres (variable de ponderación en el cálculo de tasas de fecundidad). Por este motivo se pueden utilizar las distribuciones relativas de la exposición.

Las TTFAU reproducen bien las diferencias observadas entre subgrupos de análisis. Por ejemplo, zona urbana y zona rural o mujeres que trabajan y las que no. También reproduce adecuadamente la reducción de las diferencias en el tiempo, hecho ya observado en el Capítulo 4.

Los mayores niveles de fecundidad se encuentran en las mujeres que han perdido alguno de sus hijos (aproximadamente 4.1 en el 2000 y 2.7 en el 2030); y los menores niveles se observan en las mujeres que trabajan (aproximadamente 2.3 en el 2000 y 1.5 en el 2030).

Las proyecciones de las TTFAU permiten concluir que el incremento en el nivel educativo no es tan importante. En otras palabras, el cambio de la estructura respecto al nivel educativo observada en 1993 (27% con secundaria completa) a una estructura hipotética donde el 100% de las mujeres ya habían completado la secundaria en el año 2000, produce cambios cercanos a 0.3 en las TTFAU.

La proyección muestra que las diferencias en fecundidad para distintos grupos es más que todo un asunto de tiempo. Por ejemplo, la diferencia entre la zona urbana y la rural en el 2000 es de 0.4 hijos y en el 2030 será de 0.3. Este fenómeno se repite con las demás variables en análisis.

Una variable que, se supone, provocaría bajas en las TTFAU es la condición laboral. Si se aumenta el porcentaje de mujeres que trabaja de 30% (observado en las cuatro encuestas) a 70%, suponiendo un gran incremento de mujeres que se incorporan al mercado laboral, se disminuirían las TTFAU en 0.3 hijos en el año 2000 y 0.2 hijos en el 2030.

Finalmente, si la estructura de la educación y la condición laboral en el año 2000 (27% de las mujeres tuviera secundaria completa y el 30% se encontrara trabajando) cambiara a un 100% con secundaria completa y un 70% trabajando para el 2030, la TTFAU disminuiría en 1.4 hijos: 1.0 atribuible a la disminución intrínseca con el paso de los años, 0.2 atribuible al cambio en el porcentaje de mujeres con educación secundaria y 0.2 debido a aumentos en el porcentaje de mujeres trabajando.

7. CONCLUSIONES

Costa Rica es un país que se ha caracterizado por tener un alto nivel educativo de su población, tanto así, que la tasa de analfabetismo es una de las más bajas de América Latina. Esto se debe a la inversión realizada en el sector social -propiamente el sector educativo- por parte de distintas administraciones gubernamentales. Pero si bien es cierto que casi la totalidad de la población tiene acceso a la educación, también lo es que el nivel de deserción es alto conforme se avanza en el nivel educativo. En 1997 la tasa de deserción de mujeres de primaria fue aproximadamente de 4%, mientras que para secundaria fue de 12% (OD, 1999)

El alto nivel educativo que muestra el país no implica una cobertura total, ni similar, en todos los niveles. Los datos de matrícula muestran que es la educación primaria la única que ha alcanzado la universalidad. Desde la década de los setenta, prácticamente el 100% de la población potencial se encontraba matriculada en ese nivel. No sucede lo mismo con la secundaria que, si bien venía aumentado lentamente su tasa de escolaridad, se estancó en la década de los noventa y apenas se acerca a una cobertura del 60%. Esta cobertura es casi la misma para hombres y mujeres, lo que indica igualdad de acceso por sexo. La meta del actual gobierno es llevar esa tasa de escolaridad secundaria al 72% en el año 2002, compromiso que es posible considerando que el crecimiento anual promedio de dicha tasa es del 2.7%, aunque para lograrlo el crecimiento debería ser de 3.8% anual, cifra que ya se había dado en 1997 (OD, 1998).

Los datos de las cuatro encuestas analizadas muestran que el promedio de años de educación de las mujeres aumentó en dos años desde 1976 a 1993 (de 5.6 a 7.6). Este crecimiento es de aproximadamente 2.1% anual. Las mujeres más beneficiadas con este cambio son las de zonas rurales: la diferencia en años de educación entre la zona urbana y la rural disminuyó de 3.1 a 2.4 desde 1976 a 1993. Esto parece haber provocado una mayor facilidad en las mujeres para

conseguir empleo, porque el promedio de años de educación de las mujeres que se encontraban trabajando en 1993 fue de 9.4 (el más alto de los grupos analizados), mientras que en las que no trabajaban era 6.8.

Por otra parte, el nivel de fecundidad en Costa Rica ha continuado descendiendo desde los años setenta, aunque no con tanta fuerza como en los sesenta. Esta disminución ha sido mayor en los grupos de más alta fecundidad, lo que ha provocado que los niveles tiendan a parecerse entre los distintos grupos de análisis. Por ejemplo, la diferencia en la paridez media de las mujeres de zona urbana y rural era de 3 hijos en 1976 y en 1993 fue de 1.8 hijos. Lo mismo sucede con las demás variables estudiadas: condición laboral, cercanía de una FAMA y muerte de algún hijo.

Los eventos mencionados (educación y fecundidad) corroboran que es de esperar, para el futuro, incrementos en la educación secundaria de las mujeres. Como consecuencia, también es de esperar, entre otros efectos, disminuciones de la fecundidad, por la conocida relación inversa que presentan las variables. Este fue el objetivo principal de esta investigación: determinar el efecto que tendría sobre la fecundidad una medida que provoque aumentos en el nivel educativo, a un punto que el total de la población femenina tenga como mínimo secundaria completa. Conscientes de que una política de este tipo no se hace con el objetivo de observar cambios en la fecundidad, resulta de importancia conocer su efecto sobre ella, ya que se ha documentado bastante la relación inversa educación-fecundidad. Debe aclararse que cuando se hable de educación, en realidad se hace referencia a los años de escolaridad. La educación es un concepto más complejo y difícil de medir. Sin embargo, en la literatura se le trata como un sinónimo de la instrucción académica.

Para lograr determinar cuál sería el efecto de una política de universalización de la secundaria sobre la fecundidad, se desarrolló un modelo de Regresión Poisson que permitió incorporar a la variable hijos nacidos vivos en los

últimos cinco años como variable dependiente. Como variables independientes se consideraron el nivel de escolaridad y otras que también están relacionadas con la fecundidad: zona de residencia, condición laboral de la mujer, cercanía a la comunidad de una Fuente de Abastecimiento de Métodos Anticonceptivos y muerte de algún hijo. También se incluyó como variable independiente el año de encuesta, para tratar de rescatar en ella todos los factores que no se midieron en las variables planteadas anteriormente.

La Regresión Poisson se utiliza para desarrollar un modelo teórico usado anteriormente por Rodríguez y Cleland que describe a la fecundidad marital como función de determinantes básicos, que afectarán a la misma a través de dos factores: el espaciamiento y el control de los nacimientos para una determinada duración de la unión. En otras palabras, la fecundidad podría disminuir ya sea, incrementando el tiempo transcurrido desde el momento de la unión hasta el nacimiento del primer hijo (espaciamiento), o limitando los nacimientos una vez que la pareja alcanza las metas reproductivas (control).

Algunas limitaciones que presenta el trabajo son que el modelo original trabaja con fecundidad marital y por ello quedan fuera del estudio las mujeres que no se encontraba unidas al momento de la encuesta (principalmente en edades de 15 a 24 años), que no necesariamente son inactivas sexualmente, lo que podría provocar subestimaciones en los indicadores de fecundidad. En este estudio se trabajó con mujeres alguna vez unidas lo que podría provocar sobreestimaciones en los indicadores de fecundidad.

Otra limitación es la comparabilidad total de las preguntas de las encuestas, más en el caso de variables como la condición laboral y la cercanía de una FAMA. Además, las encuestas no incluyen toda la información sobre los posibles determinantes básicos de la fecundidad; por ejemplo, se deja fuera información referente al cónyuge que podría ser de peso para explicar las tendencias en fecundidad.

Considerando las anteriores limitaciones, se probaron tres modelos de regresión, en los que siempre la variable independiente fue el número de hijos nacidos vivos durante los últimos cinco años. La primera planteó regresiones individuales de cada variable independiente, para cuantificar el efecto en forma aislada. El año de encuesta, la zona de residencia, la condición laboral, la cercanía de una FAMA y la muerte de algún hijo, fueron factores que modifican la fecundidad a través de cambios en el espaciamiento. Por otro lado, la duración de la unión, el nivel educativo, el año de encuesta, la zona de residencia, la condición laboral, la cercanía de una FAMA y la muerte de algún hijo, afectan a la fecundidad a través del control de los nacimientos.

El modelo de regresión con el nivel educativo como única variable independiente permite estimar la TTFAU para cada nivel académico. La TTFAU sería 5.1 para las mujeres que tenían de "0 a 2 años de educación", 4.0 para las de "3 a 5 años aprobados", 3.3 para el grupo de "primaria completa" y 2.7 para las de "más de primaria". De esta manera, si solamente la educación afectara a la fecundidad se esperarían disminuciones en las TTFAU conforme aumenta el nivel educativo.

La segunda regresión, incluyendo todas las variables independientes, mostró cómo ciertas variables perdían importancia, pues su efecto sobre la fecundidad era acaparado por otras variables. Así, el año de encuesta, la condición laboral y la muerte de algún hijo resultaron significativas en su efecto sobre el espaciamiento. Mientras tanto, sólo la educación lo hizo a través del control; o sea, factores que teóricamente están relacionados con el uso de anticonceptivos y el aborto inducido.

El año de encuesta recoge todo lo que no es medido por las demás variables independientes. No es sencillo determinar cuáles son esos factores y por ello es que en estudios futuros es necesario incorporar información sobre los determinantes básicos de la fecundidad. Si el año de encuesta afecta la

fecundidad a través del espaciamiento, implica que cada vez se pospone más el momento del primer nacimiento, pero se desconoce concretamente los determinantes que lo producen. En este sentido el año de encuesta es un indicador de esos determinantes que no fueron medidos en las encuestas.

La variable "muerte de algún hijo" afecta a la fecundidad a través del espaciamiento, aumentándola. O sea, parejas que han perdido algún hijo apresuran el nacimiento del siguiente. Si bien en este estudio se asume que es la muerte de un hijo la que afecta la fecundidad, se hace la salvedad de que en ocasiones la relación se da en la otra dirección. Mujeres multíparas tienen una alta mortalidad infantil y mayor probabilidad de que alguno de sus hijos haya muerto. Es decir, la relación causal puede asumir que la pérdida de al menos un hijo incrementa la fecundidad, porque se desea reponer. Pero también puede establecerse que una alta fecundidad produce una mayor mortalidad. El estudio de la importancia de esta relación causal es tópico de otro estudio.

Por otra parte, si la educación afecta a la fecundidad a través del control implica que las mujeres con mayor escolaridad son más efectivas controlando los embarazos, ya sea utilizando anticonceptivos más eficaces o incluso el aborto. A una duración de la unión de 10 años las mujeres con más años de educación aprobados ya han alcanzado sus metas reproductivas o tamaño de familia deseado.

Al igual que con la relación muerte de algún hijo y fecundidad, la causalidad de la relación escolaridad y fecundidad en ocasiones se invierte. Algunas mujeres no pueden continuar con sus estudios debido a un embarazo. Esto sucede más para las mujeres que no se encuentran dentro de una unión, por lo que no son analizadas aquí. Se considera que una tarea importante para futuras investigaciones es encontrar un modelo que permita incorporar a todas las mujeres, no importando su estado conyugal, con el fin de incorporar factores como el mencionado.

Finalmente se probó un modelo que incorporó las interacciones de la educación con las demás variables independientes, para determinar si el efecto del nivel educativo sería más importante en unas poblaciones específicas. Se logró determinar una leve interacción entre el nivel educativo y la zona de residencia. Pero al ser este un modelo de difícil interpretación y manipulación para posteriores cálculos, se utilizó el segundo para hacer proyecciones de tasas de fecundidad.

El ajuste del modelo de regresión a los datos observados es aceptable y esto se corroboró al comparar las tasas específicas de fecundidad observadas y estimadas por el modelo para distintas duraciones de la unión.

La proyección de las Tasas Totales de Fecundidad para Mujeres Alguna vez Unidas (TTFAU) mostró que universalizar la secundaria no provocaría grandes disminuciones en el número promedio de hijos. En 1993 el 27% de las mujeres se encontraba con secundaria aprobada. Si ese porcentaje se mantuviera constante en los próximos años, en el 2000 la TTFAU sería 2.9 y en el 2030 sería 1.9. Pero si en el 2030, el porcentaje de mujeres que hubiera completado la secundaria fuera del 100%, la TTFAU sería 1.7. Así, la disminución en la fecundidad es algo que se dará con el paso del tiempo, e incrementar el nivel educativo aceleraría el proceso sólo un poco (0.2 hijos).

El que la universalización de la educación secundaria no resulte tan efectiva para observar grandes bajas en la fecundidad puede explicarse por el hecho de que la relación inversa entre educación y fecundidad es intensa en los primeros años de educación. La escolaridad afecta de forma importante a la fecundidad, pero hasta sexto grado. Aproximadamente, después de haber alcanzado la primaria, las diferencias en fecundidad son mínimas conforme aumentan los años de educación de las encuestadas. Esto hace que el efecto sobre la fecundidad al aprobar secundaria sea el mismo que el de aprobar primaria completa. En otras

palabras, existe un umbral en el nivel educativo a partir del cual ya no se observan grandes disminuciones en la fecundidad.

Determinar cual sería el efecto sobre la fecundidad de cada año de escolaridad en primaria es un tema de interés, debido a que se encontró que la secundaria no parece ser un factor importante.

Es posible suponer que si la educación no tiene un efecto importante sobre la fecundidad, como se pensaba, una variable como la condición laboral sí lo pueda tener. Esto debido a que, el porcentaje de mujeres que se encontraba trabajando era cercano al 30% (para las cuatro encuestas) y aumentos en los niveles educativos brindaría a las mujeres mayor facilidad de emplearse. Esto hace pensar que el porcentaje de mujeres que en el futuro se encuentren trabajando puede ser mayor al observado hasta ahora y esto provocaría mayor control sobre su fecundidad con el propósito de conseguir estabilidad laboral. De esta forma, si ese porcentaje se mantuviera constante en los próximos años (30% trabajando), en el 2000 la TTFAU sería 2.9 y en el 2030 sería 1.9. Pero si en el 2030, el porcentaje de mujeres trabajando aumentara a 70%, la TTFAU sería 1.7. Igual que en el caso de la educación, el efecto de cambiar sólo la condición laboral sería de 0.2 hijos.

Se considera que si ninguna de las variables es tan importante como el tiempo para observar disminuciones en la fecundidad es porque hay factores culturales que han venido cambiando y no son medidos con las variables sociodemográficas utilizadas, pero son recogidas por la variable encuesta. Podría pensarse que se ha modificado el número deseado de hijos, las expectativas de vida en cuanto a los proyectos de familia; en fin que se están adoptando estrategias de vida más similares a las de culturas modernas, que como se sabe, han alcanzado bajos niveles de fecundidad cercanos a los de remplazo. La asimilación de estas conductas en un país se da primero en ciertos grupos más expuestos a esa aculturación, como el caso de las mujeres de zonas urbanas con

un nivel educativo más alto. Pero luego este comportamiento es transmitido a otros grupos. Esto se conoce como el proceso de disfusión. Ya Rodríguez había encontrado una similitud entre su modelo para la fecundidad (usado también en esta investigación) y el modelo matemático de difusión (Rodríguez, 1992).

Otro factor de importancia y no contemplado en este trabajo es la existencia del Programa Nacional de Salud Reproductiva, que proporciona tanto servicios anticonceptivos como de información. Actualmente el nivel de uso de anticonceptivos en Costa Rica es bastante alto: para el periodo 1991-1993, el 75% de las mujeres en unión entre 15 y 49 años hacía uso de alguno de ellos. Aun así, el nivel de fecundidad sigue siendo relativamente alto. El motivo por el cual se da esta contradicción puede atribuirse, entre otros, a las fallas de los métodos anticonceptivos. El 44% de las mujeres que empiezan a usar un método dejaba de usarlo antes de haber transcurrido un año, los métodos naturales son abandonados por el 15% de las mujeres que los usan y el condón por el 27%. Lo anterior se refleja en el hecho de que, aproximadamente el 50% de los nacimientos son no deseados (Castillo, 1996).

Si se desea disminuir la fecundidad, los esfuerzos deben ir dirigidos a combatir la falla de los métodos. También, deberían ser dirigidos a incorporar al hombre en los aspectos relacionados con la reproducción humana, pues actualmente en Costa Rica (y muchos otros países) es un asunto exclusivo de las mujeres. En otras palabras, la regulación de la fecundidad ha sido responsabilidad de la mujer. En la medida que el hombre tenga participación, no solo en la toma de decisiones en materia de fecundidad sino también, aumentando el uso de métodos anticonceptivos y siendo parte integral de la salud reproductiva, tomará mayor conciencia del costo de los hijos (FNUAP, 1999). Ambos aspectos deberían implementarse con mayor fuerza en las zonas rurales, en las mujeres de muy bajos niveles educativos y en las que no se encuentran trabajando. Determinar el impacto de esos factores sobre la fecundidad es el actual reto de la demografía.

ANEXO

Las tasas de escolaridad se calcularon dividiendo el número de estudiantes matriculados entre el número de estudiantes que deberían estar matriculados.

El total de matriculados para los años de 1970 a 1985 se obtuvo de los Anuarios Estadísticos (DGEC, 1976, 1984, 1997), para los años de 1986 a 1996 se obtuvo del Estado de la Nación (PNUD, 1996) y para el año 1997 se obtuvo de la Expansión del Sistema Educativo Costarricense (MEP, 1997). Como población base se tomó la estimación realizada por la Maestría en Estadística y el Programa Centroamericano de Población (PCP, 1998).

En el caso de la primaria, la población base está compuesta por: el 50% de los niños de 6 años, el 100% de los niños de 7, 8, 9, 10 y 11 años, más el 50% de los niños de 12 años. La población base para secundaria está compuesta por: el 50% de los niños de 12 años, el 100% de jóvenes de 13, 14, 15 y 16 años, más el 50% de jóvenes de 17 años.

Al margen se muestran las tasas de escolaridad de secundaria obtenidas para el periodo 1970-1997. La información por sexo se obtuvo solo para el periodo 1983-1987 y el año 1997.

Tasa de escolaridad de secundaria según sexo. Costa Rica (1970-1997).

Año	Total	Sexo	
		Hombres	Mujeres
1970	32	-	-
1971	34	-	-
1972	35	-	-
1973	44	-	-
1974	47	-	-
1975	48	-	-
1976	50	-	-
1977	57	-	-
1978	58	-	-
1979	61	-	-
1980	61	-	-
1981	60	-	-
1982	58	-	-
1983	54	52	56
1984	52	51	53
1985	49	49	50
1986	50	50	50
1987	50	51	49
1988	50	-	-
1989	51	-	-
1990	52	-	-
1991	53	-	-
1992	55	-	-
1993	55	-	-
1994	56	-	-
1995	58	-	-
1996	56	-	-
1997	59	58	60

BIBLIOGRAFÍA

1. Abeykoon, A. (1987). Ethnic Models of Fertility Behaviours in Sri Lanka. Asia Pacific Population Journal. 1987 Dec; 2(4): 29-42

2. Ahmad S. (1985). Factors Affecting Fertility on four Muslim Populations: a Multivariate Analysis. Journal of Biosocial Science 1985 Jul; 17(3): 305-16

3. Asociación Demográfica Costarricense (1987). Encuesta Nacional de Fecundidad y Salud. Costa Rica 1986. ADC, San José, Costa Rica.

4. Bongaarts, J., & Lightbourne, R. (1992). Fecundidad deseada en América Latina: Tendencias y diferenciales en siete países. Notas De Población, 79-102.

5. Bröstrom, G. (1985). Practical aspects on the estimation of the parameters in Coale's model for marital fertility. Demography, 22, 625-631.

6. Caja Costarricense de Seguro Social (1993). Encuesta Nacional de Salud Reproductiva: Informe Preliminar. Departamento de Salud Reproductiva. San José, Costa Rica.

7. Carvajal M. & Geithman D. (1986). Empirical findings on socioeconomic determinants of fertility differentials in Costa Rica. International Journal Of Sociology Of The Family. 1986 Spring;16(1):19-35.

8. Castillo, M (1996). Falla e interrupción del uso de los Métodos Anticonceptivos en Costa Rica: 1987-1992. Ciudad Universitaria Rodrigo Facio, Costa Rica.

9. Castillo, S. (1993). Costa Rica: Tools for Teens. Populi 1993 Feb; 20: 8-9.

10. Castro, T., & Juárez, F. (1994). Women's education and fertility in Latin America: exploring the significance of education for women's lives. Demographic and Health Surveys Working Papers, 10.

11. CELADE (1989). Mujer, desarrollo y poblacion en America Latina. Santiago, Chile, CELADE, 1989 Jun. [2], 38 p. LC/DEM/R.61; Serie A - No. 192. Presented at the Seminar, "Mujer y Desarrollo en America Latina", Santiago, Chile, May 2-5, 1989.

12. Chakiel, J., & Schkolnik, S. (1992). La transición de la fecundidad en América Latina. Notas De Población, 161-192.

13. Coale A., & Trussell T. (1978). From natural to controled fertility. Tecnical note: Specify a model schedule of marital fertility. Population Index, 44(2), 203-213.

14. Coale A., & Trussell T. (1974). Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations. Population Index, 40(2), 185-258.

15. Davis, K. & Blacke, J. (1969). La sociedad humana (2 ed.). Buenos Aires, Argentina: Editorial Universitaria de Buenos Aires.

16. DeGroot, M. (1988). Probabilidad y Estadística. Addison-Wesley Iberoamericana, Welmington, Delaware, USA.

17. Desai, S. (1994). Maternal Education and Child Health: Evidence and Ideology. Department of Sociology. University of Maryland, Seminar on Women, Poverty and Demographic Change. Oxaca, México 25-28, 1994.

18. Dirección General de Estadística y Censos (1976). Anuario Estadístico. Costa Rica 1976. DGEC y Ministerio de Economía, Industria y Comercio. San José, Costa Rica.

19. Dirección General de Estadística y Censos (1978). Encuesta Nacional de Fecundidad 1976 . DGEC. San José, Costa Rica.

20. Dirección General de Estadística y Censos (1984). Anuario Estadístico. Costa Rica 1982. DGEC y Ministerio de Economía y Comercio. San José, Costa Rica.

21. Dirección General de Estadística y Censos (1997). Anuario Estadístico. Costa Rica 1983-1987. DGEC y Ministerio de Economía, Industria y Comercio. San José, Costa Rica.

22. Espenshade, T. & Ye, W. (1994). Differential Fertility Within and Ethnic Minority: The effect of "Trying Harder" Among Chinesse American Women. Social Problems. 1994 Feb; 41(1):97-113.

23. FNUAP (1999). 6 Mil Millones. Estado de la Población Mundial 1999. Fondo de Población de las Naciones Unidas.

24. Grindstaff, C. (1989). Socio-demographic Associations with Fertility: a Profile of Canadian Women at age 30. Canadian Studies in Population. 1989; 16(1): 43-60.

25. Hoem, B & Hoem, J. (1987). The Impact of Female Employment on Second and Third Births in Modern Sweden. Stockholm, Sweden, University of Stockholm. Section of Demography 1987 Apr 43 p. Stockholm Research Reports in Demography No. 36.

26. Jejeebhoy, S. J. (1996). Women's education, autonomy and reproductive behaviour: assessing what we have learned.

27. Lewis C. & Ventura S. (1990). Birth and Fertility Rates by Education: 1980 and 1985. Vital and Health Statistics. Series 21: Data on Natality, Marriage and Divorce. 1990 Oct; (49): i-iv, 1-40.

28. Lloyd, C., Kaufman, C. & Hewett, P. (1998). Education Transition in Sub-Saharan Africa: Implications for Fertility Change. Seminar on Reproductive change in Sub-Saharan Africa. Nairobi, 2-4 Noviembre 1998.

29. Mare, R. (1997). Diferential Fertility, Intergenerational Educational Mobility, and Racial Inequality. Social Science Research. 1997 Sep; 26(3): 263-91.

30. Ministerio de Educación Pública (1997). Expansión del Sistema Educativo Costarricense 1997. Ministerio de Educación Pública. San José, Costa Rica.

31. Noin D. & Chauvire, Y. (1991). The Geographical Disparities of Fertility in France. The Geographical Approach to Fertility, edited by Jurgen Bahr and Paul Gans. Kiel, Germany, Universitat Kiel, Geographisches Institut, 1991: 151-64.

32. OD (1998). Información para la toma de decisiones. PNUD, Boletín del Observatorio del Desarrollo Año 1 , No 1 - No/Dic 1998.

33. Page, H. (1977). Patterns underlying fertility schedules: a decomposition by both age and marriage duration. Population Studies, 31, 85-106.

34. PCP (1998). Estimaciones y proyecciones de población actualizadas a 1996. Costa Rica 1970-2050. Programa Centroamericano de Población y Área de Estadística y Censos del Ministerio de Economía. San José, Costa Rica.

35. PNUD (1996). Estado de la Nación en Desarrollo Humano Sostenible. Un Análisis Amplio y Objetivo sobre la Costa Rica que Tenemos, a Partir de los Indicadores Más Actuales (1994). Proyecto Estado de la Nación. San José, Costa Rica.

36. PNUD (1997). Estado de la Nación en Desarrollo Humano Sostenible. Un Análisis Amplio y Objetivo sobre la Costa Rica que Tenemos, a Partir de los Indicadores Más Actuales (1996). Proyecto Estado de la Nación. San José, Costa Rica.

37. Rodríguez, G., & J. Cleland. (1988). Modelling Marital Fertility by age and duration: an empirical appraisal of the Page model. Population Studies, 42(2), 241-257.

38. Rodríguez, G. (1992). Los componentes de espaciamiento y limitación de la transición de la fecundidad en América Latina. Notas De Población, 57-86.

39. Rodríguez, G. (1996). La fecundidad Rural en Costa Rica. Programa Centroamericano de Población. Taller de Métodos Estadísticos.

40. Rosero, L., Gómez, M., & Rodríguez, V. (1981). Determinantes De La Fecundidad En Costa Rica. Análisis Longitudinal De Tres Encuestas. Dirección General de Estadística y Censos-International Statistic Institute-World Fertility Survey. San José, Costa Rica.

41. Rosero, L. (1981). Resultados de la Segunda Encuesta de Prevalencia Anticonceptiva. Asociación Demográfica Costarricense-Westinghouse Health Systems. San José, Costa Rica.

42. Rosero, L (1986). Notas Acerca de la Familia y Teorías de la Fecundidad. Taller Regional de Capacitación 14-24 Julio 1986. CELADE. San José Costa Rica.

43. Shapiro, D. & Oleko Tambashe, B. (1998). Ethnicity, education, and fertitily transition in Kinshasa, Congo. IUSSP Committee on Fertility and Family Planning/The African Population Policy Research Centre, Seminar on Reproductive change in Sub-Saharan Africa. Nairobi, 2-4 Noviembre 1998.

44. Schifter, J. & Madrigal, J. (1996). Las Gavetas Sexuales del Costarricense y el Riesgo de Infección con el VIH. Instituto Latinoamericano de Prevención y educación en Salud ILPES.1era ed. San José, IMEDIEX, 1996.

45. Singh, S., Casterline, J. & Cleland, J. (1985). The Proximate Determinants of Fertility: Sub-national Variations. Population Studies 1985 Mar; 39(1):113-35.

46. STATA (1997). Reference Manual. Release 4 Volumen 3.

47. Sosa, D., Madrigal J., Gómez M., Rosero L., Morris L., Oberle M. (1987). La fecundidad. Encuesta Nacional De Fecundidad y Salud Costa Rica 1986. Asociación Demográfica Costarricense. San José, Costa Rica.

48. Stycos, J. M. (1981). Education, modernity and fertility in Costa Rica. Sétimo Seminario Nacional De Demografía. San José, Costa Rica.

49. United Nations (1973). The determinants and consequences of population trends. Department of Economic and Social Affairs, United Nations, New York.

50. United Nations. (1995). Women's education and fertility behaviour. Recent evidence from the demographic and health surveys. New York: United Nations Publication.

51. Weinberger, M., Lloyd, C. & Blank A. (1989). Women´s Education and Fertility: Women's education and fertility: a decade of change in four Latin American countries. International Family Planning Perspectives. 1989 Mar;15(1):4-14, 28.

52. Weinberger, M. (1991). Recent Trends in Contraceptive Use. Presented at the Demographic and Health Surveys World Conference, Washington, D.C. August 5-7, 1991. 21p.

53. Wheal, C. (1994). Family Life and Health in Costa Rica. Calypso Log. 1994; 8-13.