

# TENDENCIAS Y DIFERENCIALES DE LA FECUNDIDAD EN AMERICA LATINA: UN ANALISIS CON LOS DATOS DE LA ENCUESTA MUNDIAL DE FECUNDIDAD

*Michael Vlassoff*  
(CELADE)

## RESUMEN

En este estudio se presenta un análisis comparativo de los datos recogidos en los 13 países de América Latina y el Caribe que participaron en la Encuesta Mundial de Fecundidad. Además de examinar la fecundidad reciente y acumulada, se analizan otros factores que inciden en la explicación de las tendencias y diferenciales de la fecundidad. Se incluyen así secciones sobre infertilidad e infecundidad, mortalidad infantil y preferencias por el sexo de la descendencia, con el propósito de disponer de una gama más amplia de resultados comparativos de la EMF. Los determinantes socioeconómicos de la fecundidad acumulada se prueban mediante un modelo logarítmico lineal. Se examinan tres determinantes próximos de la fecundidad, a saber, la edad a la primera unión, el uso de anticonceptivos y la infertilidad por lactancia y se evalúan sus contribuciones a los diferenciales de la fecundidad. Finalmente, se analiza el papel de los factores socioeconómicos en la determinación de estas variables intermedias.

⟨TENDENCIA DE LA FECUNDIDAD⟩      ⟨FECUNDIDAD DIFERENCIAL⟩  
⟨FECUNDIDAD ACUMULADA⟩      ⟨ENCUESTA MUNDIAL SOBRE LA  
FECUNDIDAD⟩  
⟨CONDICIONES SOCIOECONOMICAS⟩      ⟨MORTALIDAD INFANTIL⟩

# TRENDS AND DIFFERENTIALS IN FERTILITY IN LATIN AMERICA: EVIDENCE FROM THE WFS

## *SUMMARY*

This study presents a comprehensive comparative analysis of the data gathered in the World Fertility Survey for the 13 participating countries of the Latin America and the Caribbean region. Besides examining recent and cumulative fertility, several other factors are analysed which bear upon the explanation of trends and differentials in fertility. Sections on infecundity and childlessness, infant and child mortality and preferences for the sex of offspring are included in order to make available a wider range of WFS comparative results. Socio-economic determinants of cumulative fertility are probed through a log-linear model. Three proximate determinants of fertility, age at first union, contraception use and lactational infecundity are examined and their contributions to fertility differentials assessed. Finally, the role of socio-economic factors in determining these intermediate variables is analysed.

⟨FERTILITY TRENDS⟩  
⟨CUMULATIVE FERTILITY⟩  
⟨SOCIO-ECONOMIC CONDITION⟩

⟨DIFFERENTIAL FERTILITY⟩  
⟨WORLD FERTILITY SURVEY⟩  
⟨INFANT MORTALITY⟩

## *INTRODUCCION*

Durante la última mitad de los años 70, se realizaron 13 encuestas de fecundidad en Latinoamérica y el Caribe como parte del programa de la Encuesta Mundial de Fecundidad (EMF). Este conjunto de nuevos datos apareció en un momento oportuno de la historia demográfica de la región, ya que en los últimos 20 a 25 años se ha producido una declinación general en la fecundidad, en la mayoría de los casos de amplias proporciones. En realidad este conjunto de datos de la EMF, junto con otras evidencias empíricas, ha contribuido a documentar estos profundos cambios. Más que establecer niveles actuales y tendencias pasadas de la fecundidad, los datos de la EMF ofrecen una rica fuente de información para el estudio más detallado de las características de este cambio y para la investigación de las razones que están detrás de ellos. Ambos objetivos conforman el propósito de este documento.

## *NIVELES Y TENDENCIAS DE LA FECUNDIDAD*

Antes de examinar los niveles y tendencias en los 13 países que participaron en la EMF, es conveniente comentar la situación que atañe a la región en conjunto. La fecundidad experimentó una notable declinación, principalmente durante las últimas dos décadas. Esto es particularmente cierto para Brasil, el país más poblado de la región, donde se estimó que la fecundidad total declinó en más de un tercio (CEPAL, 1983a, 1983b). Lo mismo puede establecerse para muchos de los países pequeños del Caribe. Una manera de medir el descenso de la fecundidad alrededor de los pasados veinte años es observando que mientras en el período 1960-65 el valor modal de la tasa global de fecundidad (TGF) para la región estaba entre 6 y 7 nacidos vivos por mujer –y sólo dos países, Argentina y Uruguay, presentaban TGF de menos de 4– en el período 1980-85 el valor modal se halla entre 3 y 4 nacidos vivos y cinco países (Barbados, Chile, Cuba, Trinidad y Tabago y Uruguay) han presentado tasas globales de fecundidad inferiores a 3.

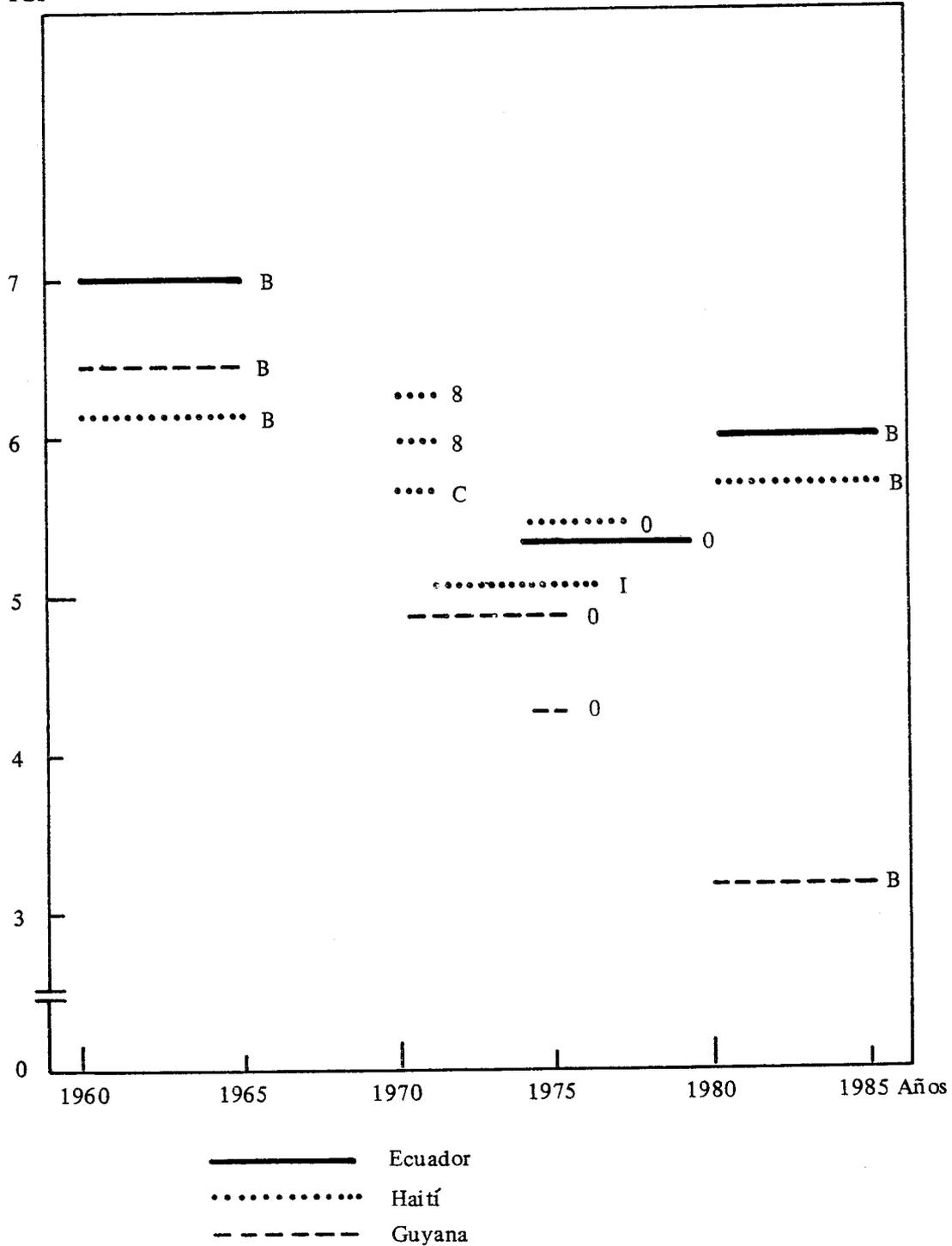
La declinación en la fecundidad, sin embargo, no se ha producido en todos los países de América Latina y el Caribe. En el cono sur, en países como Argentina y Uruguay, por ejemplo, la fecundidad permaneció estacionaria en el período o declinó apenas. En Bolivia y Haití, la fecundidad permaneció alta, detectándose poca o ninguna declinación. En El Salvador, Honduras, Nicaragua y Suriname, aparentemente hubo alguna declinación en la fecundidad total, del orden del 10 al 20 por ciento en el período de 20 años. Finalmente, para ubicarnos en una perspectiva regional de la declinación de la fecundidad, las estimaciones más recientes disponibles indican TGF mayores de 5 hijos nacidos vivos (HNV) por mujer en nueve países y TGF superiores a 6 nacidos vivos en tres países. Así, mientras la fecundidad descendió en la mayoría de los países, su nivel actual está aún entre moderadamente alto y alto en una parte importante de América Latina.

Volviendo a considerar la fecundidad en los 13 países de la región en que se llevó a cabo la Encuesta Mundial, el gráfico 1 presenta una serie de estimaciones de fecundidad (TGF) para el período 1960-85. Es obvio que no todas estas estimaciones merecen el mismo grado de confianza. Las cifras más antiguas, por ejemplo, fueron calculadas antes que varias importantes técnicas de estimación estuvieran disponibles. Algunas fuentes de datos son más confiables que otras y el tipo de información recolectada varía en su adecuación para estimar la fecundidad. Así, las TGF podrían estar rodeadas de un margen de error, que sería más amplio en algunas cifras que en otras.

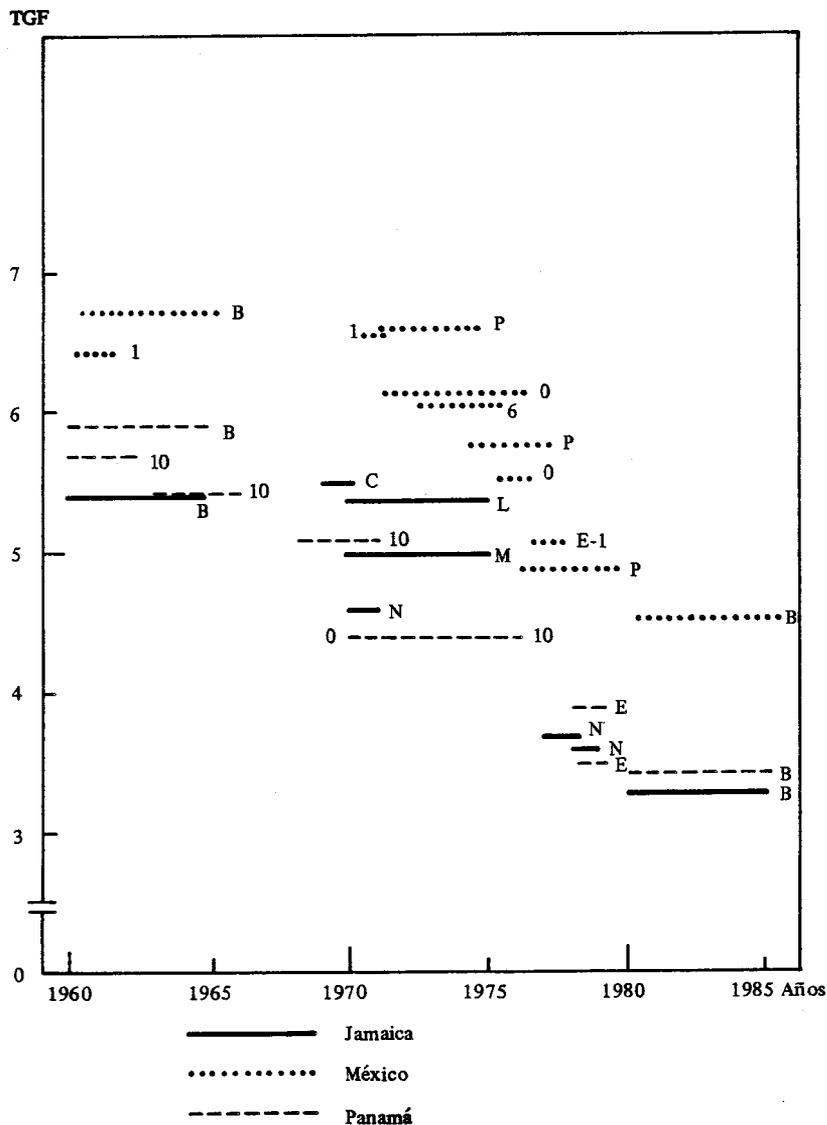
Gráfico 1

TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD ESTIMADAS EN EL PERIODO 1960-1985

TGF



TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD ESTIMADAS EN EL PERIODO 1960-1985



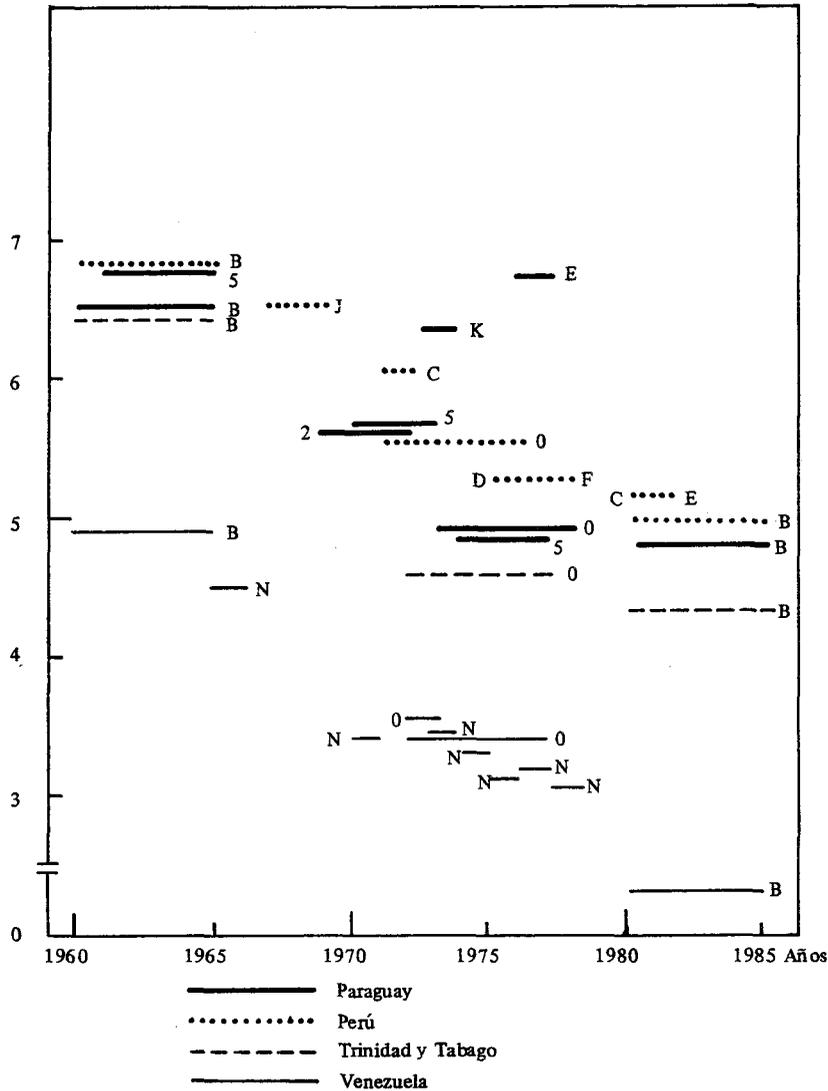
Fuentes del Gráfico 1:

- |                                       |                                 |
|---------------------------------------|---------------------------------|
| 1. Citado en Conning (1982), CEED     | A. Rodríguez, 1984              |
| 2. Citado en Conning (1982), Censo    | B. CEPAL, 1983a, 1983b          |
| 3. Citado en Conning (1982), CONAPOFA | C. Censos                       |
| 4. Citado en Conning (1982), ENF      | D. Céspedes, 1982               |
| 5. Citado en Conning (1982), EDENPAR  | E. CPS, Morris, 1981            |
| 6. Citado en Conning (1982), Gobierno | E1. CPS I, Morris, 1981         |
|                                       | E2. CPS II, Morris, 1981        |
|                                       | F. ENAF, Perú, 1983             |
|                                       | G. Guzmán, 1980                 |
|                                       | H. Hobcraft and Rodríguez, 1982 |
|                                       | I. Multiround Survey, Allman,   |

Gráfico 1 (Conclusión)

TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD ESTIMADAS EN EL PERIODO 1960-1985

TGF



- |  |  |
|--|--|
| 7. Citado en Conning (1982),<br>Gómez    | 1982   |
| 8. Citado en Conning (1982),<br>Hobcraft | J. PECFAL, Céspedes, 1982                      |
| 9. Citado en Conning (1982),<br>Jiménez  | K. Schoemaker, 1984                            |
| 10. Citado en Conning (1982),<br>Médica  | L. Singh, 1982                                 |
| 11. Citado en Conning (1982),<br>Ortega  | M. United Nations, 1984d                       |
|  | N. Jamaica, 1980; Trinidad and<br>Tobago, 1981 |
|  | O. United Nations, 1984d                       |
|  | P. Zavala, 1984                                |

Ya que establecer un margen de error es casi imposible en la práctica, el lector deberá saber que los niveles de fecundidad, y sobre todo las tendencias aparentes de la fecundidad representadas en el Gráfico 1 deben ser consideradas con la debida cautela. Todos los países mostrados en el gráfico tienen anotadas por lo menos tres TGF. La primera, por supuesto, es la TGF estimada con el conjunto de datos de la EMF. La estimación se basa en los nacimientos ocurridos en los 5 años anteriores a la fecha de la encuesta. La fecha central a la cual estas TGF se refieren, por lo tanto, es anterior en aproximadamente 2,5 años. En el caso de Perú, donde fueron entrevistadas sólo mujeres no solteras, se usaron proporciones de mujeres no solteras por edad (obtenidas de la encuesta de hogares) para deflactar las tasas de fecundidad específicas por edad. Procedimientos similares se usaron en Guyana, Jamaica y Trinidad y Tabago, donde no se entrevistaron mujeres de 15 a 19 años que asistían a la escuela, y en México (donde no se entrevistaron mujeres solteras de 15 a 19 años a menos que informaran uno o más hijos vivos). Finalmente, dado que en Costa Rica y Panamá no se entrevistaron mujeres de 15 a 19 años, para obtener las TGF se usaron datos de los registros de nacimientos para este grupo de edad.

En conjunto, las TGF derivadas de los datos de la EMF —y referidas en la mayoría de los casos a la primera mitad de la década de los años 70— muestran niveles moderadamente altos de fecundidad, con un promedio cercano a los 5 niños vivos por mujer, para los 13 países. En este período todos los países tenían un nivel de fecundidad considerablemente por encima del nivel de reemplazo. En México, República Dominicana, Perú y Haití, por otro lado el nivel de fecundidad registrado por las encuestas era aún más alto. En México, particularmente, los datos de la EMF demostraron que a comienzos de la década de 1970 la fecundidad había declinado muy levemente desde sus históricamente altos niveles.

Los otros dos conjuntos de TGF que están disponibles para los 13 países de la EMF provienen de estimaciones de la CEPAL (1983a, 1983b) para 1960-65 y 1980-85, que se derivan de una variedad de fuentes y métodos. Para el período 1980-85, sin embargo, algunas de las cifras han sido proyectadas (más que estimadas) dado que no se dispone de datos recientes ni confiables. Sea como sea, la mayoría de los países ha realizado censos alrededor de 1980, y así fue posible, si bien sufriendo de sesgos, hacer estimaciones recientes con datos provenientes de esas fuentes. No obstante, como puede verse en algunos países (Ecuador y Haití), las estimaciones para 1980-85 deben ser revisadas a la luz de hallazgos de encuestas recientes. Otra fuente de datos está en las 13 Encuestas de Prevalencia de Anticonceptivos (EPA) realizadas en la región (en tres países se realizaron dos encuestas en distintos años). Se justifican las precauciones en el uso de las estimaciones de fecundidad calculadas a partir de los datos de estas encuestas, ya que en algunos se ha encontrado sesgos de muestreo. No obstante, otras han sido estimaciones útiles a pesar de tener un cuestionario con formato más sencillo (J. Anderson y J. Cleland, 1984). Con estos comentarios previos, los siguientes párrafos describen la situación de la fecundidad en cada uno de los 13 países de la EMF.

*Colombia.* La evidencia indica que la fecundidad ha descendido sustancialmente en Colombia desde el principio de los años 60 (TGF = 6,5 a 7,0) a 1975, el año anterior a la Encuesta Mundial de Fecundidad (TGF = 4,5) (Hobcraft, 1980). El censo de 1973 arroja una estimación aún más baja de la TGF (4,4), pero probablemente se trate de una subestimación debida a omisiones en la información de los nacimientos. La primera encuesta EPA (TGF = 3,7, 1977), también debe haber subestimado la fecundidad por razones similares. Se percibe (CEPAL, 1983a) que la fecundidad ha continuado disminuyendo en Colombia y podría estar, en 1985, levemente bajo los cuatro hijos nacidos vivos por mujer. Como aparentemente la nupcialidad ha experimentado solo cambios menores en el mismo período, la caída de la fecundidad puede ser atribuida casi exclusivamente a una declinación en la fecundidad marital (Florez y Goldman, 1980). Además, las mayores pendientes se observan, usando datos de la EMF, entre mujeres de edades reproductivas "más viejas" (de 30 a 34 años de edad en el momento de la encuesta).

*Costa Rica.* Como Colombia, Costa Rica ha experimentado un agudo descenso en la fecundidad transversal en los últimos 20 a 25 años. Comparada con Colombia, sin embargo, la declinación, que empieza con una TGF igualmente alta (7,0-7,5), ha sido más rápida, llegando a cerca de 3,8 niños vivos por mujer en el período anterior a la EMF (1971-75). Más interesante aún, datos recientes muestran que esa rápida declinación se detuvo durante la mitad de los años 70 y que desde entonces las tasas de fecundidad se han elevado ligeramente (Rosero, 1981). Parte de esta tendencia inversa puede ser explicada por la postergación de los nacimientos desde la primera a la última mitad de la década. En una explicación más amplia (Rosero, 1980), cita la difícil situación legal con que tropiezan los métodos anticonceptivos, DIU y esterilización, después de 1975. El último método, aparentemente ha llegado a ser más difícil de obtener desde esa fecha, a pesar del dictamen favorable de los tribunales. Otra característica de la tendencia al cambio de dirección en la fecundidad de Costa Rica es que las tasas de fecundidad de las cohortes más viejas han seguido cayendo, pero esto ha sido más que compensado por la tendencia a elevarse de las tasas de fecundidad de las cohortes jóvenes desde 1975 (Rosero, 1981). Así, la tendencia futura en la fecundidad dependerá en cierto modo de si la mujer mantiene en la primera parte de sus años reproductivos los patrones de conducta de los últimos años o empieza a imitar el de sus antecesores.

*República Dominicana.* También se ha documentado una notable declinación en la fecundidad en República Dominicana. A principio de la década de 1960 se presentaban altas tasas de fecundidad (TGF entre 7,0 y 7,5) tanto en éste como en otros países de la región (CEPAL, 1983a; Conning, 1982). La fecundidad empezó a declinar a mediados de los años 60. Estos cambios se han relacionado con las modificaciones políticas de esa época, que condujeron a la liberación de políticas relacionadas con la planificación familiar (Guzmán, 1980). En los años anteriores a la primera encuesta de la EMF (1974-75) se estimó que la TGF descendió a cerca de 5 niños vivos por mujer. Con pocos cambios observados a la edad de la primera unión, la declinación se puede atribuir principalmente a una disminución de la

fecundidad marital (Guzmán, 1980). Las últimas evidencias indican que la declinación ha continuado en la década de 1980 y que la fecundidad total actual probablemente sea del orden de 4,0 a 4,5.

*Ecuador.* Para este país existen menos datos disponibles que para los antes mencionados. Sin embargo, utilizando los datos de la EMF se ha comprobado una declinación de la fecundidad, aunque el cambio no ha sido tan grande. Se estima que la alta fecundidad prevaleció en los comienzos de 1960, con una TGF de alrededor de 7,0 (CEPAL, 1983a). Alrededor de 1975-79, la TGF había descendido hasta 5,3 (N.U., 1984), es decir un descenso de 24 por ciento en un período de casi 15 años. A pesar de esta declinación, la fecundidad en Ecuador es aún moderadamente alta, ciertamente sobre el promedio para la región.

*Guyana.* Los datos provenientes de las estadísticas vitales en Guyana de períodos recientes son bastante confiables (Balkaran, 1982). La TGF calculada con esta fuente muestra una constante declinación: 6,2 (1960); 5,1 (1970); 3,8 (1974) (Guyana Statistical Bureau, sin fecha). Tasas similares —calculadas de la historia de embarazos de la EMF de 1975— muestran igual tendencia a la declinación, pero a un nivel consistentemente más alto. Para 1974, por ejemplo, los datos de la EMF arrojan una estimación de la TGF de 4,3, lo que sugiere una subestimación sistemática de nacimientos en las estadísticas vitales. Una parte de esta declinación puede deberse a un aumento en la edad a la primera unión, documentada en los datos de historias de matrimonios de la EMF, pero el mayor cambio parece haber ocurrido en la fecundidad marital (Balkaran, 1982, p. 22).

*Haití.* Hasta fechas muy recientes no había datos para estimar los niveles y tendencias de la fecundidad en Haití. En los años 70, sin embargo, tres fuentes de datos (el censo de 1971, una encuesta demográfica de visitas repetidas y la EMF) estuvieron disponibles, confirmando una fecundidad moderadamente alta (TGF de cerca de 5,5 para mediados de la década de 1970). Existen también indicios de que el nivel de fecundidad no difiere mayormente en el pasado. Estas fuentes entregan escasa evidencia con respecto a las tendencias de la fecundidad, pero puede haberse presentado una leve declinación. El patrón de fecundidad de Haití, poco común para una población con un bajo uso relativo de métodos contraceptivos eficientes, puede ser, en parte, explicado por el relativamente tardío promedio de edad a la primera unión, y patrones de historia de uniones que están entre los más complejos de toda la región (Allman, 1982).

*Jamaica.* La evidencia disponible señala una tendencia ascendente en la fecundidad en Jamaica desde el período de posguerra hasta comienzos de los años 60 (Singh, 1982). Este aumento ha estado ligado a un mejoramiento en las condiciones biomédicas y sociales que tienden a aumentar la "oferta" de hijos. Durante el mismo período, la declinación en la edad a la primera unión y en la proporción de mujeres no unidas contribuyeron también al aumento de la proporción de mujeres en riesgo de embarazo. Desde principios de los años 60, las estimaciones de las mismas fuentes señalan una declinación en la fecundidad, con una TGF que cae a menos de 5,0 a mediados del 70. Hacia el final de la década, las

estadísticas vitales, que probablemente presentan subdeclaración de nacimientos en una amplitud no conocida, mostraron que la TGF cayó bajo los 4,0 nacidos vivos. Aun cuando los errores de declaración, comunes en los datos de la historia de embarazos, pueden haber exagerado la amplitud de la declinación durante el período de más o menos 12 años hasta la fecha de la EMF, parece haber pocas dudas de que cerca de 1980 la fecundidad total en Jamaica se sitúa alrededor de 3,5. Los últimos datos de las estadísticas vitales, sin embargo, parecen mostrar que la declinación de la fecundidad podría haberse detenido en este nivel (United Nations, 1982 y 1984).

*México.* En términos del tamaño de su población, México es el más importante de los países de América Latina que participan en la EMF, y también su experiencia de fecundidad es una de las más espectaculares. Una cantidad de estimaciones indican que hasta comienzos de los años 70 persiste una alta fecundidad, con una TGF de alrededor de 6,5. Desde entonces, sin embargo, se ha producido una declinación notable, de modo que, cerca del año 1980, lo más probable es que la fecundidad total se haya mantenido bajo los 5,0 hijos nacidos vivos y su nivel actual debe estar alrededor de 4,5. El aumento de la edad a la primera unión entre las cohortes jóvenes y la baja fecundidad marital entre las cohortes viejas, dan cuenta, en gran medida, de este cambio. Esta modificación brusca en la tendencia de la fecundidad coincide con cambios importantes en las políticas de población por parte del gobierno mexicano, que son acompañados por una serie de medidas organizativas, dirigidas a implantar nuevas metas antinatalistas (Cabrera, 1984). A pesar del éxito aparente de estas acciones públicas, el nivel actual de la fecundidad en México puede ser aún clasificado como moderadamente alto y está por sobre el promedio de la región.

*Panamá.* De los países que participan en la EMF, la fecundidad en Panamá parece estar entre las primeras que empezaron a declinar. A comienzos de la década de 1960 la fecundidad total parece haber estado casi bajo las 6,0 nacidos vivos por mujer y datos de varias fuentes muestran una casi continua declinación desde entonces. A comienzos de los años 70, los datos de la EMF mostraban una TGF cercana a 4,5, en tanto que los datos de la EPA correspondientes a 1978-79 arrojaban una estimación de la TGF cercana a 3,5. Los datos provisionales de las estadísticas vitales más recientes (Panamá, 1983a, 1984), sin embargo, no siguen la tendencia descendente de los 70, lo que debe significar que en Panamá, así como en algunos de los países descritos en esta sección, la fecundidad parece haberse estancado.

*Paraguay.* La fecundidad aparentemente está declinando en Paraguay, pero no toda la evidencia apunta en esa dirección. Para comienzos de los años 60 se estimó una TGF superior a 6,5, mientras que dos encuestas llevadas a cabo en 1977 y 1979 (esta última la EMF), muestran evidencias de que la fecundidad total había caído bajo los 5,0 nacidos vivos a mediados de la década de 1970. Debido, sin embargo, a la naturaleza retrospectiva de los datos recolectados en estas encuestas, es posible que las respuestas erróneas hayan conducido a una sobreestimación de la fecundidad pasada y, en consecuencia, a una exageración del descenso de la

fecundidad en los 15 años, más o menos, anteriores a las encuestas. En realidad, datos recientes de la Encuesta de Prevalencia de Anticonceptivos de 1977 presentan una TGF muy alta, de 6,8. Sin embargo, la metodología empleada —y el pequeño tamaño de la muestra de las EPA— hacen dudar de la confiabilidad de la estimación de fecundidad. Parece seguro sugerir, al menos, que la fecundidad no debe haber caído más allá del nivel registrado a mediados de los años 70, esto es, una TGF cercana a 4,9. En suma, Paraguay parece haber experimentado alguna reducción en la fecundidad en el período 1960-78, pero frente a resultados contradictorios es sano asumir que ninguna declinación va más allá de este punto.

*Perú.* Datos provenientes de varias fuentes presentan un cuadro consistente, con una fecundidad moderadamente en descenso en Perú en el período 1960-80. Como en la mayoría de los países de la región, la fecundidad fue bastante alta a comienzos de los 60, con una TGF cercana a los 7,0 nacidos vivos. De una manera gradual, y aparentemente continua, las estimaciones de la TGF en los años 70 (Perú, 1983) y a comienzos de los 80 muestran una declinación a 5,2 para 1980, es decir una caída cercana al 25 por ciento durante un período de 20 años. La fecundidad actual es aún demasiado alta para especular si la declinación observada continuará a la misma tasa o llegará a un estancamiento, como se ha observado en varios países de la región. Hasta hace poco, la política gubernamental en materia de fecundidad fue la de no intervenir; así, la declinación de la fecundidad debería considerarse principalmente como una consecuencia de cambios en las actitudes hacia la contracepción entre la población, sin ayuda planificada (con cambios en la nupcialidad, que contribuyen posiblemente en menor medida a la declinación).

*Trinidad y Tabago.* El cambio en la fecundidad está en una etapa relativamente avanzada en Trinidad y Tabago, lo que se refleja en el hecho de que ya a comienzos de los años 60, se habían estimado TGF menores que 6,0. A mitad de los años 70, las estadísticas vitales y los datos de la EMF conducían a estimaciones de las TGF en un rango de 3,1 a 3,4. Los datos de la historia de embarazos de la EMF, que han demostrado ser de buena calidad (Hunte, 1983), demostraron además que esta declinación ha afectado a todos los grupos de edad, con un descenso de las tasas de fecundidad en las mujeres más jóvenes, en parte como respuesta al aumento en la edad a la primera unión (documentado por los datos de historia de uniones de la EMF). Los últimos datos de las estadísticas vitales indican una continua declinación, a niveles menores que cualquier otro país incluido en este informe, y surge la posibilidad de que Trinidad y Tabago alcance un nivel de fecundidad de reemplazo en la actual década.

*Venezuela.* En el caso de Venezuela se dispone de pocas fuentes de datos para establecer niveles y tendencias. Las dos fuentes principales son la EMF y las estadísticas vitales, si bien la última se considera inapropiada debido a problemas causados por subregistros y por el registro de los datos de nacimiento según fecha de la declaración en vez de la fecha de ocurrencia. Sin embargo, las TGF aparentemente han caído desde 6,5 a 4,6 a mediados de los años 70. Esta declinación ha sido atribuida a un aumento en la edad de la madre al primer nacimiento (y en la edad a la primera unión) y a una caída en los nacimientos de alto

orden (Vielma, 1982). A pesar de esta declinación, la fecundidad en Venezuela permanece en un nivel moderadamente alto.

*Región.* En suma, en la mayoría de los países de la EMF –con la excepción de Haití– se observa una declinación en la fecundidad en el período considerado. La mayoría de los países empezaron los años sesenta con alta fecundidad (TGF de 6,5 a 7,0). Los casos de Panamá y Trinidad y Tabago, países con altos valores en varios indicadores socioeconómicos (comparados con los otros países de la EMF de la región) son excepciones, ya que la declinación en la fecundidad aparentemente empezó antes de 1960. A comienzos de los años 80, sin embargo, se observa mayor diversidad en los niveles de fecundidad. La declinación llegó, en la mayoría de los países, al menos a niveles de 4-5 nacidos vivos, y a veces, como en el caso de México, en un período muy corto. Varios países (Costa Rica, Guyana, Jamaica, Panamá y Trinidad y Tabago) aparentemente tienen aún menor fecundidad, entre 3 y 4 nacidos vivos por mujer, al empezar la década de 1980. Si la fecundidad continuará declinando a la misma tasa (bajo el nivel de 3,5 a 4,0), sin embargo está abierto a la discusión. De los 13 países, sólo Trinidad y Tabago tiene una fecundidad claramente descendente, con niveles que empiezan a aproximarse a los encontrados en países desarrollados. Varios otros, Costa Rica, Jamaica, Panamá y posiblemente Paraguay, parecen haber experimentado una aminoración en la baja de la fecundidad, después de un período de tasas descendentes durante el cual había declinado en una forma más o menos constante. La mayoría de los otros países de la EMF tienen aún niveles de fecundidad moderadamente altos, aunque en declinación. Si en estos países se llegará a un estancamiento de la fecundidad, también se sabrá sólo en el futuro. En el intertanto, las razones para la desaceleración del descenso de la fecundidad, algunas de las cuales han sido mencionadas antes (p.e., cambios hacia una posición pronatalista de parte de algunas autoridades nacionales), conforman un tópico importante de investigación, dado que puede tener una amplia significación para la región.

#### *ASPECTOS ADICIONALES DE LOS NIVELES Y TENDENCIAS DE LA FECUNDIDAD*

En la primera sección de este capítulo la atención se centró en estimaciones globales de fecundidad, y el fenómeno de la declinación de los niveles de fecundidad se definió en términos generales. En las últimas secciones se considerarán algunos factores asociados con los diferenciales de fecundidad, en términos de niveles y tendencias. Antes de eso, sin embargo, se describirán aspectos adicionales a la fecundidad y otras variables biosociales que inciden sobre la fecundidad, usando datos disponibles en las series de encuestas de la EMF. El primer tópico, infertilidad, merece atención, por un lado como producto secundario importante del conjunto de datos de la EMF y porque constituye un factor intermedio con una obvia, pero –en el contexto de América Latina– menor influencia en la fecundidad. El segundo tópico que será descrito es la mortalidad infantil y post-infantil. Aun cuando es difícil analizar las relaciones entre estos factores y la fecundidad, por razones metodológicas (ESCAP, 1984), existen buenas razones para creer que una alta mortalidad infantil es un poderoso motivo

para una continua alta fecundidad. En tercer lugar, se estudiará la preferencia respecto al sexo de los hijos, un tópico no considerado usualmente en el contexto de América Latina, para ver en qué medida tales preferencias pueden influir en el comportamiento de la fecundidad.

### *Esterilidad e infecundidad*

En la literatura demográfica sobre América Latina se ha puesto poca atención a este tópico. Sin embargo, las encuestas de la EMF suministran datos que pueden ser usados para medir, al menos indirectamente, los dos principales aspectos de la esterilidad, la primaria y la secundaria. Un análisis comparativo de la infecundidad es importante en sí mismo, a pesar de ser algo tangencial al punto principal de este capítulo, porque en muchos países de la región la política de población está dirigida no sólo a parejas que desean disminuir la fecundidad sino también a aquéllas que no han logrado el número de hijos deseados. El menor potencial de fecundidad es también obviamente un factor de "oferta", inversamente relacionado con la fecundidad. Aunque normalmente no juega un rol importante en el curso de la fecundidad —excepto en algunas sociedades del África al sur del Sáhara, donde la prevalencia de ciertas enfermedades y la práctica de la circuncisión femenina han conducido a ampliar las proporciones de esterilidad— es, sin embargo, interesante examinar la esterilidad desde el punto de vista de sus relaciones con la fecundidad.

Cuadro 1  
MEDIDAS DE INFECUNDIDAD Y ESTERILIDAD "BEHAVIOURAL"<sup>1</sup> PARA  
VARIOS GRUPOS DE EDAD.

	Porcentaje de mujeres nunca embarazadas			Esterilidad "behavioural"			
	40-44	25-49	<25	25-34	35-44	45 +	Total
Colombia	3,2	2,3	0,5	4,6	18,7	50,6	11,8
Costa Rica	1,7	2,3	0,6	3,8	16,5	39,3	10,4
Ecuador	1,5	1,7	na	na	na	na	na
Guyana	7,0	4,1	0,7	9,2	37,5	64,5	17,5
Haití	3,6	3,0	1,3	6,7	20,5	43,0	12,7
Jamaica	4,7	4,9	1,2	7,5	28,2	54,2	14,9
México	2,6	2,3	0,9	4,9	21,4	61,1	13,5
Panamá	1,5	1,7	0,6	8,0	24,5	56,0	14,1
Paraguay	3,4	3,1	0,7	5,9	19,1	50,7	13,4
Perú	1,7	1,4	0,6	4,3	17,4	52,0	13,1
Repúb. Dominicana	5,2	3,7	1,1	9,0	27,8	66,4	16,1
Trinidad y Tabago	4,6	6,4	1,7	5,8	21,0	36,4	12,1
Venezuela	1,9	2,1	0,5	4,2	20,5	—	7,0 <sup>2</sup>

Fuente: M. Vaessen, 1984.

Notas: <sup>1</sup> Esterilidad "behavioural". Porcentaje de mujeres continuamente casadas por 5 y más años con intervalos de nacimiento abierto de 5 y más años y no uso de anticonceptivos en este intervalo.

<sup>2</sup> Sólo para mujeres de 15 a 44 años.

Las columnas 1 y 2 del cuadro 1 muestran medidas estrechamente ligadas a la infecundidad primaria: proporción de mujeres en los grupos de edades indicados que no han tenido hijos y que no estaban embarazadas al momento de la encuesta.<sup>1</sup> La muestra está limitada a mujeres actualmente unidas que han estado en unión al menos por 5 años. Usando un período mínimo de observación de cinco años, esta medida tiende a sobreestimar la infecundidad, ya que puede incluir a algunas mujeres que han tenido su primer hijo después de cinco años de unión. El grado de sobreestimación, no obstante, es fácilmente menor por dos razones. Primero, las uniones muy tempranas –donde la subfertilidad adolescente puede exagerar la proporción de mujeres nulíparas unidas por más de 5 años– se controlan restringiendo las muestras a mujeres de 25 y más años en la encuesta. Segundo, se ha demostrado (Hobcraft y McDonald, 1984) que los primeros intervalos intergenésicos mayores de cinco años generalmente son poco frecuentes, particularmente en el contexto latinoamericano.

Un problema adicional que se presenta con la medida de la infecundidad en el cuadro 1 es que no distingue entre la esterilidad biológica y la esterilidad inducida por períodos de separación marital, debidos a disolución y nuevos matrimonios o a separaciones temporales de los esposos. Tales situaciones conducen a sesgar estas estimaciones en los países del Caribe, que tienen patrones de uniones más complejos y en los que las altas tasas de migración pueden conducir también a una mayor frecuencia en la separación de los matrimonios.

Con todas estas advertencias, se aprecia que las proporciones de mujeres sin hijos varían sustancialmente entre los países de la región. En mujeres de 40 a 44 años de edad<sup>2</sup> la infecundidad varía desde tan bajo como 1,5 por ciento (en Panamá) a tan alto como 7,0 por ciento (en Guyana). En este último, la proporción sin hijos está probablemente sesgada en forma ascendente por la mala declaración de edad de mujeres sin hijos que pueden haberse transferido al grupo de edad 40-44 años desde los grupos de edad vecinos (Vaessen, 1984, p. 9). No obstante, los países del Caribe (Guyana, República Dominicana, Jamaica, Trinidad y Tabago y Haití) presentan tasas de infecundidad sustancialmente más altas que los otros países de la región, especialmente Panamá, Costa Rica, Perú y Venezuela, donde menos del 2 por ciento de las mujeres de 40 a 44 años no tienen hijos. Como antes se mencionó, los peculiares patrones de uniones y migraciones podrían explicar parcialmente estas diferencias, pero las diferencias relacionadas con enfermedades y factores biológicos no pueden ser excluidas.

En las mujeres de 25 a 49 años, que representan un amplio espectro de experiencia, se encuentra un nivel promedio de infecundidad algo más bajo, aunque en varios países el nivel es más alto. El cambio más notable, en Trinidad y Tabago, resulta de niveles altos de infecundidad (10 a 15 por ciento) para mujeres

---

<sup>1</sup> Los embarazos que no resultan en hijos vivos se excluyen. Por esta razón, las medidas son ligeramente diferentes a la definición médica usual de esterilidad primaria.

<sup>2</sup> Debido a que se conocen errores de mala información de mujeres de 45 a 49 años, se prefiere el grupo más joven. Véase Vaessen (1984, p. 8) para mayores detalles.

de 15 a 29 años, lo que refleja sin duda una demora deliberada en la procreación entre mujeres casadas jóvenes; tendencias similares se observan en otras sociedades modernas con alto uso de anticonceptivos. En realidad, en todos los casos donde la infecundidad es más alta entre mujeres de 25 a 49 que entre las de 40-44 años, también se han encontrado niveles elevados de uso de anticonceptivos. La medida usada no puede distinguir la esterilidad causada por la anticoncepción deliberada y otros tipos de esterilidad. Las cifras más bajas, en la columna 2 del cuadro 1, sugieren una tendencia hacia niveles inferiores de esterilidad primaria en ciertos países. Esta tendencia debería ser aun mayor que en la comparación indicada en las columnas 1 y 2 del cuadro, ya que una tendencia hacia la postergación en la procreación en algunos países podría estar señalando una declinación de la infecundidad.

Con los datos del EMF pueden proyectarse medidas para la esterilidad secundaria, aunque ninguna es completamente satisfactoria. Un método es usar las respuestas a preguntas directas sobre la fecundidad. Desgraciadamente, la mujer, especialmente las mayores, no siempre puede juzgar en forma precisa su condición de fertilidad y esto se refleja en proporciones sustanciales de entrevistadas que responden "no sé". La medida que adoptamos ("behavioural") está basada en la observación de su comportamiento reproductivo (Vaessen, 1984). Se ha definido como esterilidad de la mujer la de aquéllas casadas en forma continua al menos en los pasados cinco años, que declararon no usar anticonceptivos en el intervalo abierto y éste era de cinco o más años.<sup>3</sup> Un sesgo importante en esta medida se presenta en situaciones de alta prevalencia de uso de anticonceptivos. El supuesto es que las mujeres que usan anticonceptivos son fecundas, pero esto no es necesariamente así, particularmente en las edades mayores, donde las mujeres no están seguras de ser fecundas pero usan anticonceptivos de todas maneras. La comparación entre la esterilidad determinada y la esterilidad "behavioural" muestra que en realidad existe una proporción elevada de tales mujeres en países de alto uso.

Las columnas 3 a 7 del cuadro 1 muestran las proporciones de esterilidad "behavioural" según grupos de edades. Costa Rica y Trinidad y Tabago son, casi sin duda, los casos donde las mujeres infecundas por anticonceptivos son suficientemente numerosas para conducir a una seria subestimación de la esterilidad. Los bajos porcentajes de la esterilidad "behavioural" en mujeres entre 45 y 49 años (39 por ciento y 36 por ciento, respectivamente) deben considerarse como estimaciones poco confiables del verdadero nivel de esterilidad en estos países. Los países donde la esterilidad parece ser relativamente alta (casi más del doble de otros países de la región), incluyen República Dominicana, Jamaica y Panamá. Dado que el uso de anticonceptivos es alto en Panamá, la esterilidad entre las cohortes mayores es probablemente aun mayor que la mostrada. Es interesante notar que en estos países entre el 8 y 9 por ciento de las mujeres en grupos de edades relativamente jóvenes (de 25 a 34 años) son estériles, bastante por encima del promedio total de la región (6 por ciento).

---

<sup>3</sup> Por lo tanto, esta medida no está restringida a la esterilidad secundaria, sino que incluye además la esterilidad primaria de algunas mujeres.

## Niveles y tendencias en la mortalidad infantil y post-infantil

Aunque una sección de mortalidad parece fuera de lugar en un informe dedicado a la fecundidad, existen buenas razones para incluir una breve descripción de la mortalidad infantil y post-infantil en la región, como la estimada con datos de la EMF. A pesar de que estudios empíricos no han llegado a conclusiones definitivas, una alta mortalidad infantil y post-infantil podría, desde un punto de vista teórico, inducir a las parejas a mantener un alto nivel de fecundidad (United Nations, 1972; Preston, 1978). Al mismo tiempo, la reducción de los intervalos intergenésicos a causa de la mortalidad infantil induce a un aumento de la fecundidad (Knodel y Van de Walle, 1967). Este efecto es importante, sin embargo, en países con largas duraciones de lactancia y bajo uso de anticonceptivos, condiciones que se encuentran en pocos de los países de América Latina incluidos en la EMF.<sup>4</sup>

En el cuadro 2 se presentan estimaciones, con datos de la EMF, de la mortalidad infantil (*1q0*) y la mortalidad bajo los cinco años de edad (*5q0*).

Cuadro 2

### MORTALIDAD INFANTIL Y DE LA NIÑEZ: NIVELES Y TENDENCIAS

	Mortalidad infantil ( <i>1q0</i> )		Mortalidad de la niñez ( <i>5q0</i> )		TMI como % de TMN (1) / (3)
	Tasa (por 1000)	10-19 años antes encuesta	Tasa (por 1000)	10-19 años antes encuesta	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Colombia	70	129	108	132	0,65
Costa Rica	53	137	61	150	0,87
Ecuador*	80	n.a	126	n.a.	0,63
Guyana	58	118	77	118	0,75
Haití	123	110	191	119	0,64
Jamaica	43	172	56	170	0,77
México	72	124	96	133	0,75
Panamá	33	142	46	157	0,72
Paraguay	61	102	85	105	0,72
Perú	97	123	149	135	0,65
Repúb. Dominicana	89	99	129	109	0,69
Trinidad y Tabago	43	125	50	117	0,86
Venezuela	53	95	64	115	0,83

Fuente: Rutstein, 1983

Notas: - Para las columnas 2 y 4, la muestra se limita a niños cuyas madres tenían 20 a 29 años al nacimiento. 0-9 años antes de la encuesta = 100.

- Las columnas 1 y 3 se refieren a 0 a 4 años antes de la encuesta, excepto Ecuador (0 a 9 años).

\* 0 a 9 años antes de la encuesta

- TMI: tasa de mortalidad infantil

TMN: tasa de mortalidad de la niñez

<sup>4</sup> Otras investigaciones han intentado demostrar una dirección causal opuesta: el aumento en el uso de la anticoncepción disminuye la mortalidad infantil por reducción de los nacimientos de alto riesgo, tales como los nacimientos de alto orden de paridez (Taucher, 1982).

Aparentemente, existe una relación positiva entre las tasas de mortalidad y fecundidad<sup>5</sup>, confirmando, al menos a nivel agregado, la asociación teórica entre mortalidad infantil y post-infantil y la fecundidad. También es evidente que las tasas de mortalidad infantil y post-infantil varían estrechamente, de modo que lo mismo puede decirse para cualquiera de las dos medidas. Sin embargo, es interesante observar que en la medida que declina la mortalidad de la niñez, la mortalidad infantil conforma una progresivamente mayor parte de la mortalidad de aquélla (i.e. antes de los 5 años). Por ejemplo, en los tres países donde la mortalidad infantil y post-infantil es mayor (Haití, Perú y República Dominicana), cerca del 34 por ciento de los fallecidos antes de los 5 años tienen de 1 a 4 años al morir, pero en los tres países de la EMF en donde la mortalidad ha disminuido más (Panamá, Trinidad y Tabago y Jamaica) sólo el 22 por ciento de los fallecidos están en este grupo de edad. Desde el punto de vista del tema de este capítulo, sin embargo, la importancia del cuadro 2 radica en el hecho que se ha encontrado un amplio rango de las tasas de mortalidad infantil y de la niñez. Donde esa mortalidad es aún alta, particularmente Haití, Perú y República Dominicana, se puede, razonablemente, esperar menos inclinación. En el caso de Colombia se demostró también (Baldión, 1981) que el nivel de educación es uno de los más fuertes predictores de la mortalidad infantil.

El cuadro 2 también da una idea de la dinámica en la mortalidad infantil y post-infantil en el período de 0 a 19 años antes de la encuesta (recordemos que los años de la encuesta se extienden a lo largo del período 1975-79). Para la mortalidad infantil y post-infantil se compara el período de 10 años antes de la encuesta con el período de los 10 a 19 años anteriores.<sup>6</sup> En casi todos los países hubo declinaciones significativas en ambas medidas de la mortalidad en este período. Jamaica, Panamá y Costa Rica, particularmente, experimentaron grandes declinaciones, aun cuando la mortalidad estaba ya en un nivel moderado. Por otro lado, en Venezuela, República Dominicana y Paraguay la mortalidad infantil permaneció estacionaria mientras se observaban sólo modestas ganancias en la mortalidad de la niñez. En estos países, donde la experiencia no ha mostrado muchas mejoras en las condiciones de salud que influyen en la mortalidad infantil y post-infantil, sería razonable esperar menos interés en la adopción de métodos de planificación familiar. Así, en suma, en varios países de la región, tanto el alto nivel de mortalidad infantil y post-infantil como el lento progreso en su reducción pueden estar contribuyendo a los moderadamente altos niveles de fecundidad estimados en estos países. En otros, sin embargo, donde existen condiciones mucho más favorables, la mortalidad de la niñez probablemente tenga poco efecto en el comportamiento de la fecundidad.

---

<sup>5</sup> El coeficiente de relación entre mortalidad infantil y la TGF para los cinco años hasta la fecha de la encuesta es 0,65 para la región de América Latina. Esto es estadísticamente significativo, pero menor que 0,87, valor encontrado en la región Asiática y del Pacífico (ESCAP, 1984). Una menor correlación en América Latina concuerda con la perspectiva teórica general, ya que la región tiene, en promedio, un menor nivel de mortalidad infantil y así las motivaciones de "reemplazo" o "seguridad" podrían ser consiguientemente más débiles.

<sup>6</sup> Por lo tanto, los años centrales comparados son 5 y 15 años antes de la fecha de las encuestas.

*Preferencias respecto al sexo de los hijos.*

El tema de las preferencias de los padres respecto de la composición por sexo de sus familias y sus implicaciones en las decisiones de fecundidad en las regiones en desarrollo ha atraído considerable atención en la literatura reciente (Repetto, 1972; Williamson, 1976). Este, sin embargo, no ha sido el caso de América Latina, donde no se piensa que las preferencias respecto al sexo sean muy marcadas. Por esta razón, es útil mostrar datos comparativos disponibles sobre este tema en los resultados de las encuestas de la EMF.

El mayor interés en las preferencias por algún sexo se ha centrado en los deseos de tener hijos varones, fenómeno bien conocido en muchos países asiáticos. Las preferencias por una determinada composición de la familia, sin embargo, pueden tomar varias formas, incluyendo preferencias por una combinación de composición por sexo con un tamaño determinado o equilibrios del sexo de los hijos. En realidad, en la misma población puede coexistir variedad en la preferencia de sexos, cuyos efectos no serían detectados cuando se usan medidas agregadas (McClelland, 1979). También se ha argumentado que las preferencias podrían conducir a decisiones pronatalistas debido a que la naturaleza aleatoria de los nacimientos futuros significa que composiciones no favorables tienen, de un modo general, la misma probabilidad de empeorar que de mejorar. (*Ibíd*).

Cuadro 3  
PREFERENCIAS POR SEXO DEL SIGUIENTE HIJO Y PORCENTAJE DE  
USUARIAS ACTUALES DE ANTICONCEPTIVOS ENTRE MUJERES CON  
CUATRO HIJOS VIVOS

	Preferencia por el siguiente hijo (porcentaje)						% usando actualmente anticonceptivos, según composición familiar deseada		
	Todos niños, todos menos 1		2 niños y 2 niñas		Todas niñas, todas menos 1		Todos niños	2 niñas y 2 niños	Todas niñas
	Niño	Niña	Niño	Niña	Niño	Niña			
Colombia	(17)	(61)	(25)	(50)	(83)	(0)	55	55	53
Cos. Rica	(12)	(63)	[16]	[19]	(76)	(5)	77	70	76
Ecuador	0	82	40	26	76	3	31	39	36
Guyana	(4)	(96)	[29]	[37]	(79)	(4)	36	33	38
Haití	(0)	(67)	(0)	(10)	(22)	(0)	36	26	26
Jamaica	(12)	(75)	(35)	(50)	(50)	(33)	49	51	44
México	7	57	37	15	74	4	39	41	42
Panamá	(0)	(81)	(38)	(37)	[85]	[4]	66	67	59
Paraguay	[5]	[83]	[31]	[17]	[78]	[6]	43	37	59
Perú	[3]	[86]	[45]	[14]	[42]	[2]	38	39	35
Repúb. Dom.	(5)	(78)	(42)	(33)	(70)	(20)	46	52	33
Tr. y Tab.	(12)	(88)	(28)	(50)	(90)	(5)	64	62	70
Venezuela	(0)	(89)	(22)	(45)	[67]	[17]	64	61	68

Fuente: Clelland *et al.*, 1983.

Notas: – Los números entre paréntesis redondos se basan en menos de 50 casos.

– Los números entre paréntesis cuadrados se refieren a 25 casos o menos.

– En columnas 1 a 6 se omite la categoría "indeciso". Por ejemplo, en el caso de Colombia: columnas 1 a 2, 17% prefiere un niño, 61% una niña y 22% (omitido) está indeciso.

Teniendo en cuenta estas limitaciones, el cuadro 3 presenta datos de las preferencias informadas por las mujeres entrevistadas (pero no de sus compañeros) y sobre un comportamiento: el porcentaje que actualmente usa anticonceptivos. La submuestra está formada por familias con cuatro hijos vivos, pero el estudio del cual se toman estos resultados (Cleland et al., 1983) muestra que se han encontrado resultados similares, aunque no en todos los casos, en familias con dos o tres hijos vivos. Las preferencias señaladas por el sexo del próximo hijo, columnas 1 a 6, indican que en la mayoría de los países de América Latina, las mujeres expresan deseos de una composición equilibrada. Panamá, puede ser un ejemplo típico: cuando los hijos sobrepasan a las hijas (4-0 o 3-1) el 81 por ciento prefiere que el próximo hijo sea una niña; donde predominan las niñas, el 85 por ciento prefiere un niño; y si hay equilibrio las preferencias fueron igualmente divididas. En México y Perú los resultados muestran que en las familias equilibradas existen preferencias por un hijo varón. En Colombia y Trinidad y Tabago, por otro lado, las familias equilibradas prefieren una hija. Jamaica y Venezuela ponen de manifiesto una directa aunque moderada preferencia por hijas. Aun en estos países, sin embargo, una composición balanceada parece ser un deseo importante. Es interesante notar que la preferencia por hijas, y en un alto grado la preferencia por un equilibrio, se halla limitada a la región de América Latina y el Caribe, siendo rara en África y Asia.

Las columnas 7 a 9 del cuadro 3 muestran los porcentajes de mujeres que usan anticonceptivos, agrupados por composición familiar deseada. Aunque se notan algunas variaciones, análisis más detallados (Cleland et al., 1983, p. 22) muestran que sólo en la República Dominicana y México se encuentran diferencias estadísticamente significativas en el uso de anticonceptivos. En el primer país la preferencia generalizada por hijos hombres aparentemente influye en la conducta reproductiva de familias con dos, tres o cuatro hijos vivos. Por ejemplo, el 67 por ciento de mujeres con cuatro hijos (y sin hijas) usaba anticonceptivos, pero sólo el 36 por ciento lo hacía si su familia estaba conformada por cuatro hijas y ningún hijo. Diferencias similares se hallan entre familias con dos o tres hijos vivos. En México, el comportamiento en el uso de anticonceptivos muestra un patrón de diferenciales más complejo, que no está estrechamente relacionado con preferencias de sexo. Resultados detallados para familias con tres niños vivos podrían indicar conductas consecuentes con preferencias por hijos varones (i.e. mayor uso de anticonceptivos), pero en familias de cuatro se encuentra lo opuesto. Es interesante notar que las mujeres con dos hijos vivos están más dispuestas a usar anticonceptivos cuando los sexos son equilibrados (46 contra 38 por ciento). En realidad, este patrón se encuentra en general en toda la región, con excepciones como República Dominicana, Colombia y Trinidad y Tabago (en los últimos dos países se notan, en todo caso, pequeñas diferencias según la composición de familia). La regularidad de estos resultados sugiere un mayor deseo, entre las cohortes jóvenes, para limitar la familia si ella está equilibrada. Este hallazgo, con sus implicaciones para los niveles futuros de fecundidad, es probablemente el resultado más significativo de este análisis de la preferencia respecto al sexo de los hijos, ya que, aparte de una consistente preferencia por hijos hombres en Repúbli-

ca Dominicana, la conducta (uso de anticonceptivos) no parece estar relacionada con preferencias establecidas por sexos.

## *ALGUNOS DETERMINANTES SOCIOECONOMICOS DE FECUNDIDAD*

Como es bien sabido (Davis y Blake, 1956; Bongaarts, 1978), los niveles de la fecundidad están determinados por un conjunto de variables sociobiológicas intermedias que afectan la capacidad de concebir, la exposición al riesgo de la concepción o la probabilidad de que un embarazo resulte en un nacido vivo. Algunos de estos factores, tales como la fecundidad y el período de esterilidad post-partum (hasta donde la mortalidad infantil le afecta), han sido ya discutidos anteriormente. Otros determinantes próximos serán analizados más adelante (y otros, como el aborto, no se estudiará por falta de datos). En esta sección se investigarán los determinantes socioeconómicos de la fecundidad, pero deberá tenerse en cuenta que tales factores influyen en la fecundidad sólo a través de variables intermedias que afectan la exposición al riesgo de embarazo y la fecundidad.

Esta sección está dividida en dos partes, cada una basada en un diferente enfoque de la fecundidad: la fecundidad actual y la fecundidad acumulada. Se ha preferido un análisis multivariado y no el de un solo aspecto de la fecundidad porque, como se verá, cada aspecto de la fecundidad tiene sus propias características. La fecundidad actual está referida al período de los cinco años anteriores a la fecha de la encuesta en cada país; las tasas son las razones de los nacimientos en el intervalo divididos por los años de exposición de las mujeres del subgrupo pertinente. Cabe destacar que las tasas de fecundidad por edad (y la tasa global de fecundidad) están sujetas a sesgos de magnitudes desconocidas en ciertos países donde la muestra no incluyó a todas las mujeres. En el caso de Perú, por ejemplo, las historias de nacimientos están disponibles sólo para mujeres no solteras, por lo que las proporciones de no solteras por edad, disponibles en una encuesta de hogares, deberían ser usadas como multiplicadores no sólo de todas las tasas globales, sino también de las tasas de subgrupos. El alcance para el cual este procedimiento es defendible en el caso de submuestras numéricamente pequeñas no ha estado sujeto a un escrutinio cuidadoso. Particularidades en las muestras de Guyana, Jamaica, Trinidad y Tabago y México, ya mencionadas, significan que, en grados variables, ciertas tasas de fecundidad específicas por edad también están parcialmente basadas en multiplicadores de otras fuentes.<sup>7</sup> Otra fuente de error en las estimaciones de la fecundidad reciente está en los sesgos introducidos por la edad y la mala declaración de los sucesos. La evaluación de los datos de la EMF muestra, al menos, niveles moderados en la mala declaración causada por preferencia de dígitos. Además, la mala declaración en la fecha del evento, relacionada

---

<sup>7</sup> También debería recordarse que en Costa Rica y Panamá, fueron entrevistadas mujeres de 20 a 49 años y en Venezuela de 15 a 44 años. En estos casos no se calcularon las tasas globales de fecundidad del grupo normalmente usado (15 a 49 años).

con la edad de la madre, es también un rasgo común a los datos de la historia de nacimientos de la EMF. En este sentido, la evidencia observada del llamado "efecto Potter" (Potter, 1977) ha sido citada en la evaluación de varios datos de los países, pero un análisis comparativo reciente (Rutherford y Alam, 1984) encontró poca evidencia de este efecto (i.e. un agrupamiento de nacimientos de 5 a 10 años antes de la encuesta) y, en cambio, señala que el período más reciente anterior a la encuesta debería estar igualmente propenso a la mala declaración en las fechas. Desde el punto de vista del presente análisis, la consecuencia más seria de los errores de mala información es la probabilidad de que ellos no estén igualmente distribuidos a través de los diferentes grupos socioeconómicos. En realidad, una práctica estándar en la evaluación de datos de la EMF es usar diferenciales por nivel educacional para demostrar errores en la información, asumiendo una mejor información entre mujeres más educadas. Este supuesto es razonable, pero arroja dudas sobre la fuente de los diferenciales socioeconómicos observados en la fecundidad reciente, que pueden ser producto de diferencias genuinas o de mala información.

### *Diferenciales en la fecundidad reciente*

El cuadro 4 (columnas 1-6) muestra los diferenciales en las TGF y TGFM según residencia actual de la entrevistada. Las definiciones de residencia varían considerablemente entre países (véase Lightbourne, 1981), de modo que estas comparaciones deben ser tomadas con cautela. El patrón dominante de las TGF es el de una declinación monotonía de la fecundidad, desde las áreas rurales a otras urbanas o urbanas mayores. En varios países, sin embargo, se observan pocas diferencias entre las dos categorías urbanas (especialmente Costa Rica, República Dominicana, Panamá y Trinidad y Tabago). En Haití, la fecundidad de las áreas urbanas mayores es algo mayor que la de las otras urbanas. El hecho de que todos estos países sean geográficamente pequeños, y mayoritariamente islas, sugiere que tal vez no existan áreas interiores semiurbanas donde la conducta de la fecundidad pueda mostrar una mezcla de elementos urbanos y rurales.

Las TGF de las zonas rurales son más altas en todos los países, excepto en Guyana, donde las mujeres en otras áreas urbanas experimentaron una fecundidad reciente levemente más alta que las de las áreas rurales. Por el contrario, en Colombia, Paraguay y Venezuela las TGF de la zona rural son casi dos veces superiores a las de las áreas urbanas mayores. En República Dominicana y Perú también se observan amplias diferencias absolutas, según la residencia urbana o rural, en las tasas de fecundidad. En Guyana y Trinidad y Tabago, a su vez, se perciben diferencias absolutas relativamente pequeñas.

Con la excepción de Guyana, la TGFM presenta los mismos patrones que la TGF. Estas TGFM son específicas por duración y han sido calculadas con datos de la experiencia de las mujeres cuya primera unión fue de 0-24 años antes de la fecha de la encuesta (véase Alam y Casterline, 1984, para mayores detalles). Así, como se esperaba, los diferenciales en la fecundidad marital reciente reflejan en gran

Cuadro 4  
FECUNDIDAD RECIENTE SEGUN RESIDENCIA ACTUAL Y AÑOS DE  
EDUCACION DE LA ENTREVISTADA

	Residencia actual						Años de educación							
	TGF			TGFM			TGF				TGFM			
	M	U	R	M	U	R	0	1-3	4-6	7+	0	1-3	4-6	7+
Colombia	2,89	3,86	6,95	3,66	4,45	7,37	7,03	6,04	3,85	2,59	6,78	6,31	4,33	3,20
Costa Rica*	2,52	2,73	4,20	3,19	3,43	4,99	4,46	4,07	3,11	2,54	5,06	4,91	3,79	3,22
Ecuador	3,13	4,88	6,65	3,82	5,70	7,14	7,84	7,25	5,33	2,69	7,43	7,37	5,85	3,32
Guyana	4,05	5,91	5,25	4,26	5,68	5,88	6,55	6,97	5,56	4,84	6,70	7,65	5,81	5,14
Haití	3,98	3,40	6,19	4,24	3,80	6,24	6,05	4,75	4,06	2,85	5,94	4,92	4,96	3,91
Jamaica	3,86	5,16	5,65	3,67	5,01	5,42	6,19	5,92	5,76	4,83	5,65	4,80	5,07	4,66
México	4,81	5,72	7,63	5,54	6,45	8,15	8,06	7,47	5,75	3,34	7,90	7,73	6,27	4,09
Panamá*	2,90	2,88	5,10	3,80	3,72	6,21	5,70	5,58	4,12	2,71	6,73	6,66	5,21	3,41
Paraguay	3,15	3,96	6,31	3,60	4,63	6,61	8,23	6,61	4,62	2,94	7,66	6,64	4,98	3,29
Perú	3,88	5,41	7,18	5,02	6,39	7,78	7,32	6,75	5,06	3,27	7,65	7,10	5,64	4,23
Repúb. Dom.	4,23	4,43	7,39	4,93	5,12	7,68	6,99	7,29	5,37	2,98	6,88	7,20	5,86	3,79
Trin. y Tab.	2,88	3,31	3,67	2,98	3,63	4,24	4,63	3,45	4,13	3,21	6,05	2,24	4,43	3,45
Venezuela**	3,29	4,30	7,65	4,10	5,33	8,26	7,02	6,36	4,57	2,64	7,40	6,63	5,11	3,57

Fuente: Alam, I. y J. Casterline, 1984.

Notas: - TGF: Tasa global de fecundidad, 15-49 años.

- TGFM: Tasa global de fecundidad marital, duración de la unión 0-24 años.

- R: rural; U: otro urbano; M: urbano principal.

\*La TGF está referida a edades de 20 a 49 años.

\*\*La TGF está referida a edades de 15 a 44 años.

parte aquéllos de la fecundidad global. Es interesante, sin embargo, comparar los niveles de las dos medidas de fecundidad. En un conjunto de países -Costa Rica, Panamá, Colombia, República Dominicana, Perú y Venezuela- las TGFM son mayores que las correspondientes TGF en las áreas urbanas (en los primeros dos países lo son también en las áreas rurales).<sup>8</sup> Esto significa que la tasa sintética a la cual la mujer, en los primeros 25 años de unión, estaba criando niños en el pasado reciente no fue igualada por las mujeres en general (sin considerar el estado marital o la edad). Cambios en la nupcialidad en las áreas urbanas, particularmente hacia edades mayores de la primera unión, explicarían estas diferencias. Estos diferenciales inferidos en la nupcialidad urbano-rural también resultan en diferenciales más pequeños en la fecundidad marital urbano-rural. Excluyendo Guyana y Trinidad y Tabago, el promedio del diferencial urbano-rural basado en la TGFM es 2,25 nacidos vivos, comparados con 2,87 si está basado en la TGF.

El caso de Guyana y Trinidad y Tabago es algo distinto al de los otros países de la región. Primero, aún cuando existen diferencias urbano-rurales, ellas son muy pequeñas y de menor significación. Más aún, en estos dos países no parece

<sup>8</sup> Como se mencionó, en este estudio se han ignorado los efectos del aborto.

haber efecto de las diferencias de nupcialidad urbano-rural sobre la fecundidad, como se había señalado para los otros países. Una explicación es que en ellos la dicotomía urbano-rural es fundamentalmente diferente. Otra, es que los patrones de unión en el Caribe son tales que el lugar de residencia urbano o rural llega a ser un factor irrelevante. También es posible que la medición de la “edad a la primera unión” –particularmente difícil en estas sociedades– sea tan imprecisa que tales diferenciales estén encubiertos dentro del error de respuesta.

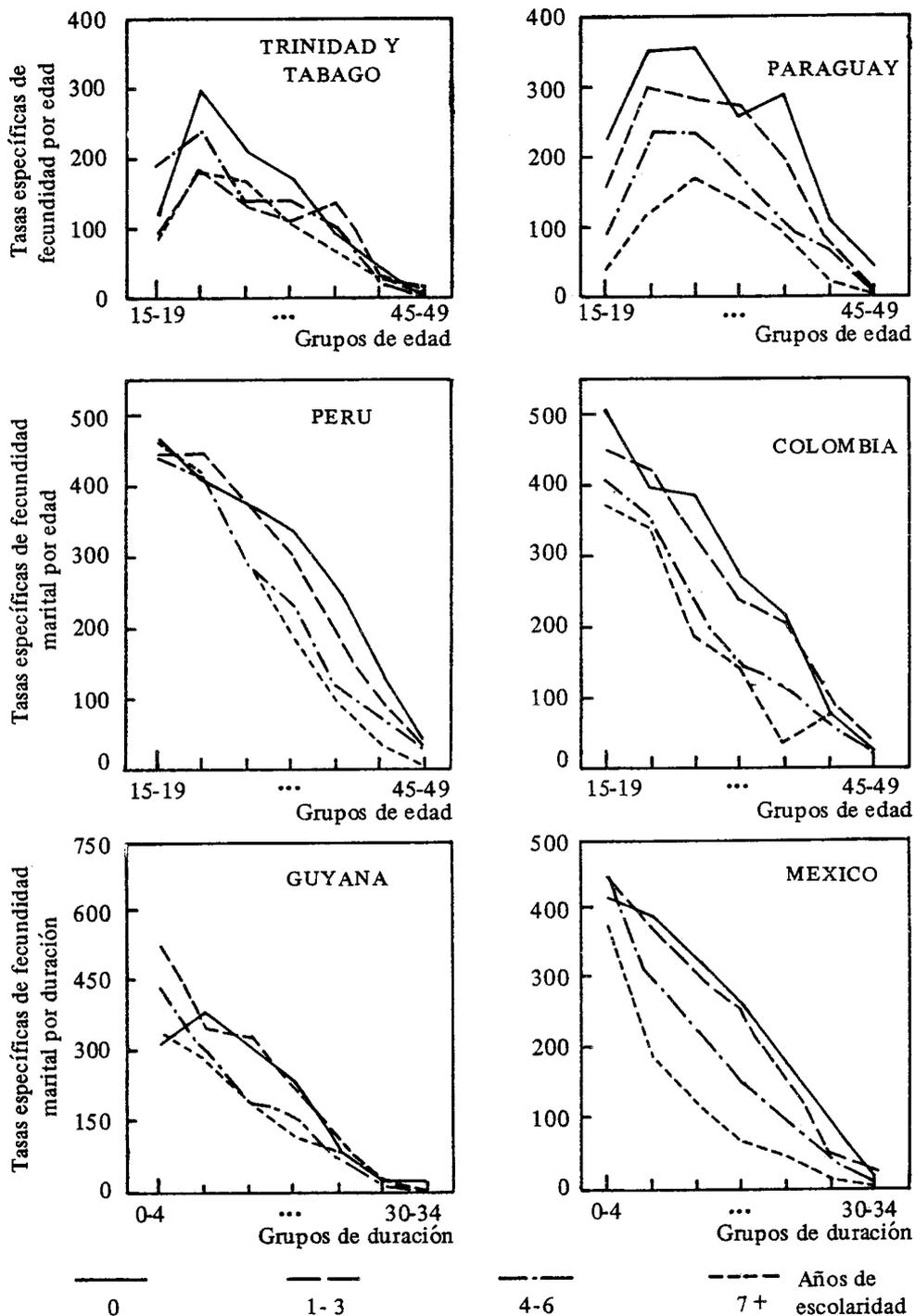
Las columnas 7-14 del cuadro 4 presentan las tasas globales de fecundidad según los años de educación aprobados. Se pone en evidencia un patrón de TGF pequeñas entre las mujeres de alta educación en todos los países, con diferencias máximas de 5,3 nacidos vivos en Paraguay y 4 a 5 niños nacidos vivos en Colombia, República Dominicana, México, Perú y Venezuela. En los tres países angloparlantes del Caribe, por otro lado, las diferencias según la educación son mucho menos significativas. En la mayoría de los países, en segundo lugar, la relación entre fecundidad y educación desciende en forma monotónica. No son muy evidentes los umbrales, pero un patrón predominante es que las mayores diferencias se observan entre los grupos con 1-3 y 4-6 años de escolaridad. En Trinidad y Tabago las fluctuaciones entre grupos no presentan un patrón consistente.

Las TGFM siguen un patrón similar pero, en general, los diferenciales se reducen, indicando que parte del efecto de la educación en la fecundidad opera a través de diferencias en los patrones de nupcialidad, principalmente al postergarse la primera unión entre mujeres más educadas. Evidentemente, hay una gran correspondencia en los diferenciales observados por residencia urbano-rural y aquéllos por educación. En realidad, es bien conocido que los dos factores están sustancialmente interrelacionados, de tal manera que los efectos de un factor estarán ampliamente reflejados en los del otro. El presente estudio de los diferenciales de la fecundidad reciente no permite análisis más detallados, y por eso no es posible medir el efecto de la fecundidad en la educación controlando el efecto según residencia urbano-rural (este análisis se hará en la siguiente sección, con la fecundidad acumulada). No obstante, se puede asumir que el efecto independiente de cada factor será mucho más débil. Tal como en el orden causal, la educación de la entrevistada técnicamente antecede a la residencia actual. En realidad, sin embargo, reemplazar la residencia actual por “residencia en la niñez” o por la residencia de largo plazo resulta en poca diferencia en la mayoría de los análisis (e.g. Sathar y Chidambaram, 1984). En ese caso, es posible argumentar que la residencia es, probablemente, causalmente anterior a (o concurrente con) la educación.

Las tasas específicas de fecundidad por edad y duración de la unión (en que se basan las TGF y TGFM) proveen conocimientos más amplios sobre la conducta de la fecundidad de los grupos socioeconómicos. Para abreviar, éstos son analizados solamente por categorías educacionales, pero se observan resultados similares cuando se consideran los otros factores. Las tasas de fecundidad por edad caen dentro de dos patrones: en Costa Rica, Guyana, Jamaica y Trinidad y Tabago se

Gráfico 2

TASAS ESPECÍFICAS DE FÉCUNDIDAD POR EDAD Y POR DURACION DE LA UNION, SEGUN CATEGORIAS EDUCACIONALES PAISES SELECCIONADOS



Fuente: I. Alan and J. Casterline (1984), *Socio-Economic Differentials in Recent Fertility*, London, W.F.S. Tables A1, A3.

distinguen claramente diferencias según el grupo educacional; en los otros países se encuentran, en todas las edades, tasas de fecundidad más bajas cuando se consideran niveles más altos de educación. En los paneles superiores del gráfico 2 se ilustran estos hallazgos diferentes para Paraguay y Trinidad y Tabago, ejemplos típicos de cada patrón. El patrón más común, ilustrado por Paraguay, demuestra que la reducción de la fecundidad ocurre en todas las edades, implicando que el aumento en el uso de contraceptivos según la educación se extiende sobre la mayoría de las cohortes (patrones matrimoniales con edades mayores al casarse probablemente afecten también los diferenciales en las cohortes más jóvenes). Los diferenciales de las tasas de fecundidad marital específicas por edad según grupos de educación (gráfico 2, paneles medios) pueden también ser resumidos por dos ejemplos típicos, en este caso, Perú y Colombia. Mientras las tasas de fecundidad marital reflejan, en gran parte, las tasas de todas las mujeres, México, Perú, Venezuela –y de alguna manera Costa Rica– muestran una convergencia de las tasas en las edades de 15 a 19 años, cualquiera que sea el nivel de educación. Esto sugiere que, en este grupo de países, las diferencias de la fecundidad en edades reproductivas más jóvenes están determinadas más por diferencias de la edad al momento de la unión que por diferencias en el uso de anticonceptivos. Otro grupo, compuesto por Colombia, República Dominicana, Haití y Paraguay, muestra diferenciales específicos por edad que empiezan en grupos de edades muy jóvenes (15 a 19 años), lo que implica que la mayor práctica de anticoncepción ocurre entre las mujeres de mayor educación, aun en las edades reproductivas más jóvenes, probablemente por razones de espaciamiento.

Los paneles inferiores del gráfico 2 ilustran (usando como ejemplos Guyana y México) los dos principales patrones de tasas específicas según duración de la unión. En un patrón (Guyana, Haití, Jamaica y Trinidad y Tabago) la proporción de la fecundidad global a la que contribuye la mujer unida por 20 o más años no varía según el nivel educacional. Por ejemplo, en Guyana estas mujeres contribuyen en 9,5 por ciento (sin educación) y en 10,8 por ciento (con 7 y más años de estudio). El otro patrón se encuentra entre los países restantes: un aporte que declina según el aumento de la educación. En México, por ejemplo, los porcentajes correspondientes son 16,8 por ciento y 7,5 por ciento. En estos países, las mujeres casadas durante largo tiempo y sin educación continúan reproduciéndose con tasas altas, mientras que las mujeres más educadas han interrumpido notoriamente su proceso reproductivo después de las dos primeras décadas de matrimonio.

El cuadro 5 (columnas 1-4) presenta la fecundidad matrimonial reciente de mujeres con 0-24 años de duración en la unión, según la ocupación del actual esposo. El patrón común para la región, excepto Venezuela, presenta las más altas tasas de fecundidad marital en los grupos “agrícolas” y las más bajas en los grupos de “profesionales y empleados de oficina”. En Venezuela, los ocupados en la categoría “vendedores y servicios” tienen las tasas más altas, mientras que la categoría “agrícolas” no se diferencia mayormente de los otros grupos de ocupación. En general, los diferenciales de fecundidad son de la misma magnitud que aquéllos observados por categoría de residencia y educación. Las ocupaciones

Cuadro 5

## TASAS DE FECUNDIDAD MARITAL RECIENTE (TGFM) SEGUN OCUPACION DEL MARIDO Y CONDICION DE TRABAJO DE LA ENTREVISTADA

	Ocupación del marido			Condición de trabajo de la entrevistada			
	Agric.	Manual, no manual	Vendedores, servicios	Profe., oficin.	No trabaja	Familia, para sí	Otro (no famil.)
Colombia	7,21	4,48	4,40	3,19	6,03	5,17	4,26
Costa Rica	5,08	3,81	4,03	2,93	4,53	3,76	3,46
Ecuador	7,48	5,91	5,04	3,45	6,60	5,59	4,94
Guyana	6,60	5,59	5,12	3,95	5,44	5,20	4,05
Haití	6,33	4,95	4,80	3,45	5,40	5,98	4,75
Jamaica	5,93	5,03	3,76	3,43	7,18	5,06	4,79
México	8,09	7,12	6,14	4,60	7,38	6,79	5,35
Panamá	6,49	4,45	4,44	3,44	5,69	4,91	3,93
Paraguay	7,00	4,59	3,85	3,53	6,11	5,54	4,06
Perú	7,66	6,57	5,65	4,45	6,82	6,78	5,35
Rep. Domin.	7,91	5,45	5,30	3,55	6,88	6,15	5,38
Trin. y Tab.	4,97	4,04	3,28	2,51	4,34	3,72	3,00
Venezuela	5,70	5,62	8,12	4,00	6,07	5,17	4,26

Fuente: Alam, I. y J. Casterline, 1984.

Nota: TGFM = Tasa global de fecundidad marital, duración de la unión 0 a 24 años.

agrícolas son predominantemente rurales, mientras las profesionales son principalmente urbanas; una asociación similar se obtiene entre ocupación y educación (debido a que la educación de esposos y esposas está altamente interrelacionada). De aquí que, aunque a este nivel de análisis no es posible considerar efectos independientes, es claro que estas diferencias deben ser mucho menores que las obtenidas por simple diferencias entre las tasas globales de fecundidad marital. En realidad, en la medida en que la ocupación depende de la residencia y la educación, su efecto independiente debe ser bastante pequeño.

El cuadro 5 también muestra las tasas globales de fecundidad marital según condición de trabajo de la entrevistada: no trabaja, trabaja por cuenta propia o dentro de una empresa familiar, o trabaja para otros (i.e. fuera de la familia). Como ya se advirtió anteriormente, las definiciones de trabajo están lejos de ser uniformes en las encuestas mundiales de fecundidad, haciendo difícil la interpretación a través de los países. (Dentro de la relativamente homogénea región de América Latina, sin embargo, la medición de trabajo puede ser tomada como algo más confiable.) El patrón general, aunque las diferenciales son mucho menores que para los tres factores ya analizados, es que las TGFM para las mujeres que no trabajan son las más altas, mientras que las tasas para las mujeres que trabajan para otros son las menores. Haití es una excepción a este patrón, ya que las trabajadoras para la familia tienen la más alta fecundidad, mientras en Guyana y en Perú las mujeres que no trabajan y las que trabajan para la familia tienen, virtualmente,

TGFM idénticas. En Jamaica y Venezuela, por otro lado, las que trabajan para la familia o fuera de ésta presentan aproximadamente el mismo nivel de fecundidad.

De nuevo, la variable condición de trabajo está íntimamente relacionada con los otros factores socioeconómicos considerados. Por ejemplo, el trabajo dentro de la familia es más común en la agricultura y en las viviendas rurales, mientras el “trabajo para otros” predomina entre las mujeres educadas del área urbana. Considerada en forma aislada, se ve que la condición de participación de trabajo de la mujer tiene influencia en la fecundidad. Sin embargo, una vez que la residencia, la educación y la ocupación del esposo, se toman en cuenta, es dudoso que esta variable afecte significativamente la fecundidad reciente en forma independiente.

Para resumir los resultados de esta sección, las variables residencia urbano-rural, educación alcanzada y condición ocupacional, parecen tener, todas, influencias en la fecundidad reciente, en el sentido de que las mujeres más educadas, residentes en el área urbana y cuyos maridos ocupan puestos calificados tienen una fecundidad sustancialmente inferior a la de las mujeres del área rural no educadas y campesinas. En los países de habla inglesa del Caribe, sin embargo, los diferenciales en la fecundidad eran de menor magnitud, lo que significa una mejor influencia de estos factores socioeconómicos en el comportamiento reproductivo. El análisis, de cualquier modo, no alcanza a establecer la importancia relativa de estos tres factores, ni tampoco a evaluar los efectos independientes de cualquiera de los factores, manteniendo los otros dos constantes. La importancia de la condición de trabajo, por otro lado, parece menos significativa, si bien en la mayoría de los países las mujeres que trabajan fuera de sus hogares tienen una fecundidad reciente más baja.

### *Diferencias en la fecundidad acumulada*

La sección anterior se centró en presentar diferencias en la fecundidad promedio entre grupos de mujeres. La fecundidad acumulada (específicamente, el número de hijos nacidos vivos, HNV) se puede obtener fácilmente por medio de respuestas individuales, y esta sección tendrá como centro el análisis de esta variable, en el que la mujer como individuo será la unidad de observación. El gráfico 3, que presenta la fecundidad acumulada por edad de la mujer y según tres niveles educacionales para dos países (Guyana y México) típicos de patrones encontrados en los países de la Encuesta Mundial de Fecundidad, demuestra que las diferencias grupales de hijos nacidos vivos (HNV) son similares a aquéllas de la fecundidad reciente.<sup>9</sup> A pesar de que los promedios grupales son muy diferentes, el análisis de la variabilidad individual, como lo mostrarán los párrafos siguientes, lleva a conclusiones menos categóricas.

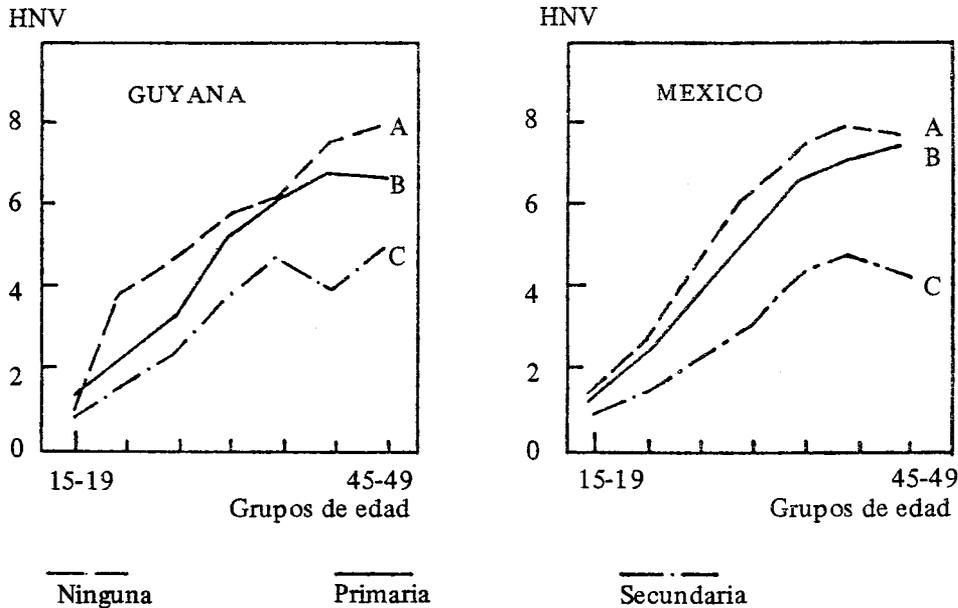
Por razones de espacio, no es posible dar una explicación completa del modelo de regresión en el que se basa el presente análisis. (Para una descripción

---

<sup>9</sup> Véase González y Ramírez (1980), para un análisis de promedios de grupos de cinco países de la EMF.

Gráfico 3

HIJOS NACIDOS VIVOS (HNV) POR EDAD ACTUAL Y NIVEL EDUCACIONAL DE LAS MUJERES ALGUNA VEZ CASADAS GUYANA Y MEXICO



Fuente: M. Hodgson and J. Gibbs (1980), *Children Ever Born*. London, W.F.S.

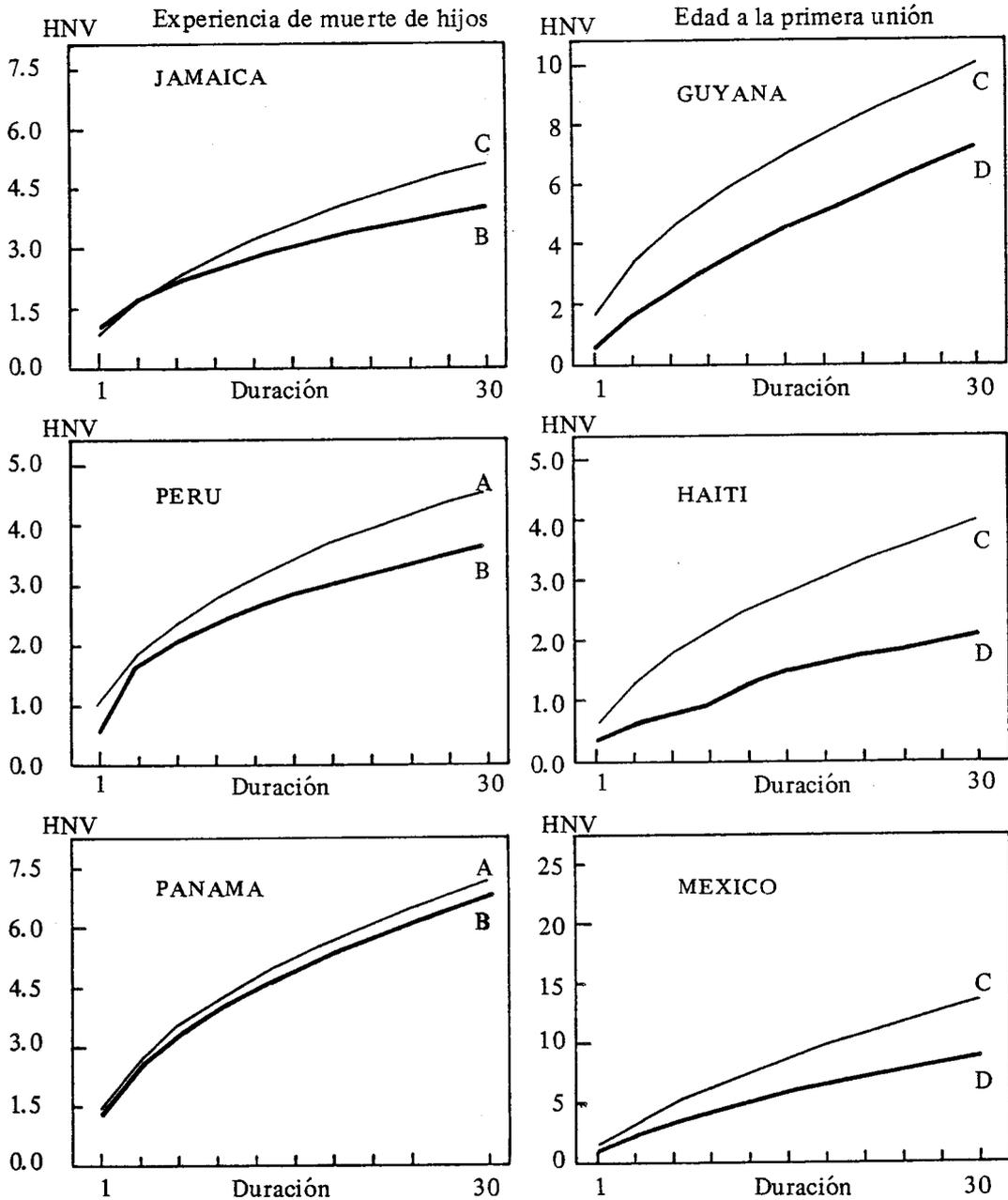
completa véase Hermalin y Mason (1980) y United Nations, (1984).) El modelo es de forma log-lineal, con énfasis en las interacciones entre la duración de la unión y otras variables independientes. Además de la duración de la unión, se agregan al modelo, como variables demográficas, la edad a la primera unión y la experiencia de hijos muertos, mientras las variables socioeconómicas consideradas son la educación de las encuestadas (número de años de educación formal) y la residencia rural-urbana.<sup>10</sup>

Los efectos de las variables demográficas en la fecundidad acumulada, reflejados por los coeficientes de regresión, se muestran en el cuadro 6. Debido a la forma del modelo, los coeficientes de regresión no son interpretables de una manera directa. Su efecto en los HNV se describirá gráficamente (gráfico 4), pero primero pueden señalarse algunos patrones generales. Con respecto a la edad a la primera unión, un hallazgo común en casi todos los países es un coeficiente positivo para el efecto principal, unido a un coeficiente negativo más fuerte para el término de interacción. Esto significa que, en general, durante los primeros años

<sup>10</sup> Esta variable mide la residencia de varios años y está compuesta de tres categorías: rural (en la niñez y actualmente), urbana (en la niñez y actualmente) y migrante (cualquiera de las otras dos posibilidades).

Gráfico 4

NUMERO DE HIJOS NACIDOS VIVOS (HNV) SEGUN DURACION DE LA UNION, EDAD A LA PRIMERA UNION Y EXPERIENCIA DE MUERTE DE HIJOS: VALORES OBTENIDOS CON MODELOS DE REGRESION



- Notas: – En Perú, Haití y México se suponen 6 años de escolaridad.  
 – En Jamaica, Perú y Panamá se supone la experiencia promedio de muerte de hijos.  
 – En Guyana, Haití se supone 20 años de edad a la unión.  
 – A: en unión a la edad de 18 años; B: en unión a la edad de 23 años;  
 C: experiencia de muerte de hijos; D: no hay muertes.

del matrimonio la variable “edad a la unión” ejerce una influencia positiva, pero cuando las mujeres están casadas por períodos mayores, la edad al casarse está inversamente asociada con los HNV. De acuerdo a los resultados presentados en el cuadro 6, el punto en el que la relación pasa a ser negativa ocurre tempranamente

Cuadro 6  
COEFICIENTE DE REGRESION PARA MODELO LOG-LINEAL CON HNV  
COMO VARIABLE DEPENDIENTE Y DURACION DE LA UNION, EDAD A LA  
PRIMERA UNION Y EXPERIENCIA DE MUERTE DE NIÑOS, COMO  
VARIABLES INDEPENDIENTES

	Coeficientes de regresión			
	Edad a la primera unión		Experiencia de muerte de hijos	
	Efecto principal (1)	Efecto de interacción (2)	Efecto principal (3)	Efecto de interacción (4)
Colombia	0,01	-0,01*	0,29*	0,04
Costa Rica	0,02*	-0,01**	0,54**	-0,04
Ecuador	0,02*	-0,01**	0,31**	0,04
Guyana	0,02	-0,02*	0,79**	-0,14*
Haití	0,01	-0,01	0,41**	0,04
Jamaica	0,03*	-0,02**	0,56*	-0,03
México	0,00	-0,01*	0,27**	0,04
Panamá	-0,01	-0,01	0,60**	-0,10*
Paraguay	0,03**	-0,02**	0,34*	0,04
Perú	0,01	-0,01**	0,24**	0,06*
Repúb. Dominican.	0,03*	-0,02*	0,38*	0,04
Trin. y Tabago	0,02*	-0,02**	0,74**	-0,09
Venezuela	-0,01	-0,01	0,41**	-0,02

Fuente: Cintas recodificadas estándar.

Notas: \* Estadísticamente significativos ( $F > 5,0$ ) grados de libertad: 2 y más e infinito.

\*\* Estadísticamente significativos ( $F > 20,0$ ).

“Efecto de interacción”: interacción con duración de la unión.

en la historia de la unión de la mujer: después de 3-4 años de unión, en la mayoría de los casos. Una explicación plausible de este patrón es que las mujeres que se unen tardíamente están más deseosas de comenzar inmediatamente la formación de su familia. Ya que las concepciones y nacimientos prematrimoniales están incluidos en los HNV, es también posible que las mujeres que se casan a edades mayores tengan una mayor probabilidad de haber experimentado tales eventos. El efecto inverso que pasa a predominar después de unos pocos años de matrimonio, por otro lado, es una evidencia del incremento de la subfertilidad entre las mujeres de más edad.

Debe notarse que en tres países, Haití, Panamá y Venezuela, no se encuentran efectos estadísticamente significativos de la edad a la unión, mientras que en varios otros el efecto principal es insignificante. En otros países, ambos efectos son

significativos, pero el de interacción lo es más que el efecto principal. Se concluye que es importante considerar el efecto de la edad al casarse sobre los HNV, conjuntamente con la duración de la unión.

La muerte de uno o más hijos puede llevar al deseo de tener más hijos, como se mencionó anteriormente en la sección sobre la mortalidad infantil y post-infantil. En el cuadro 6 también se muestra el efecto de una variable que mide esta experiencia.<sup>11</sup> Primero, debe señalarse que la variable (efecto principal) es significativa en todos los países (y, en muchos casos, altamente significativa) aun con otras variables independientes incluidas en la ecuación de regresión (duración de la unión, edad a la unión, educación). Más aún, la dirección del efecto es claramente positiva, lo que significa mayor fecundidad entre las mujeres que han experimentado la muerte de hijos. El efecto de interacción con la duración, sin embargo, en general no es significativo y siempre mucho menor en magnitud. De hecho, cuando los signos difieren entre los efectos, la magnitud del coeficiente del efecto de interacción es demasiado pequeña para que implique que el efecto total de la experiencia de la muerte de hijos deje de ser positivo a lo largo de la duración del período reproductivo.

También debería enfatizarse que la relación entre la fecundidad acumulada y la experiencia de muerte de hijos no refleja únicamente la probabilidad creciente de muerte de un niño entre las mujeres a medida que tienen más hijos (quienes tienen más hijos expuestos al riesgo de morir, así como más tiempo de exposición). Estos resultados se presentan después de controlar la duración de la unión, que es un buen sustituto para esta creciente probabilidad de morir. La relación es igualmente fuerte cuando la edad de la mujer se introduce como control.

En cuanto a la experiencia de la muerte de hijos, dos patrones claros son evidentes en los coeficientes. Los países en los que el efecto principal es mayor en magnitud (Costa Rica, Guyana, Jamaica, Panamá, Trinidad y Tabago y Venezuela) tienen efectos de interacción con signos negativos. Aun cuando el efecto combinado es siempre positivo, su magnitud se reduce entre las mujeres con duraciones maritales largas, lo que posiblemente implica que las mujeres casadas recientemente pueden alterar con mayor efectividad el comportamiento reproductivo, comparadas con cohortes maritales mayores, al enfrentarse con la muerte de un hijo. Esto es plausible, dado que el uso de anticonceptivos es relativamente elevado en este grupo de países. Los restantes siete países presentan un patrón algo diferente: un efecto principal positivo de magnitud menor y un efecto de interacción positivo, pero no significativo. En general, estos países tienen menores niveles de uso de anticonceptivos y, por lo tanto, presumiblemente un menor control sobre la fecundidad en el evento de la muerte de un hijo.

La combinación de los efectos principales y de interacción se describe mejor gráficamente. En el gráfico 4, se seleccionaron 6 países para demostrar el rango de

---

<sup>11</sup> La variable dicotómica: 0 = ningún niño fallecido; 1 = uno o más niños fallecidos. No se hizo ningún intento por limitar las muertes a aquellas que ocurren antes de cierta edad.

patrones predictivos en los HNV, que resultan de un cambio en las tres variables demográficas incluidas en el modelo. En el caso de la edad a la primera unión, la selección de ejemplos fue determinada por significación estadística: Jamaica tiene dos coeficientes significativos; Perú, uno (el de interacción) y Panamá, ninguno. Aun cuando en los tres ejemplos aparecen patrones similares, el margen de error probable sería mayor en Panamá que en Jamaica. El punto de intersección de las curvas para edades a la primera unión de 18 y 23 años indica la duración marital en la que el efecto negativo (de interacción) comienza a predominar.

Tres países, Guyana, Haití y México, que fueron escogidos según la magnitud del ejemplo principal y el signo del efecto de interacción, ilustran el rango de resultados para la variable “experiencia de muerte de hijos”. Guyana tiene coeficientes con los valores absolutos más elevados, mientras que México es representativo de países con valores absolutos relativamente menores y con signo positivo en el efecto de interacción. Haití se ubica entre los dos extremos. Los dos patrones anotados son claramente discernibles en los gráficos: por un lado, las dos curvas divergen en Haití y México; por otro, convergen en Guyana, lo que significa, como se sugirió anteriormente, que en Guyana (y en otros países con un patrón similar) las cohortes de matrimonios jóvenes son relativamente más capaces de alterar el comportamiento reproductivo al cambiar las circunstancias, como en el caso de las muertes de hijos.

El lugar de residencia (Cuadro 7) influye en el número de HNV de una manera similar a los diferenciales de la TGF discutidos anteriormente. Las diferencias estimadas después de 25 años de matrimonio, sin embargo, son menos impresionantes que en el caso de la fecundidad reciente.<sup>12</sup> En la mayoría de los casos, cuando no se considera la educación, las mujeres urbanas tienen HNV estimados 15-25% por debajo de los de las mujeres rurales, ocupando una posición intermedia las mujeres migrantes. Nótese que Perú es una excepción en el sentido que las mujeres migrantes tienen una significativa mayor fecundidad que las mujeres rurales, excepto en las cohortes de matrimonios más viejos (25 y más años de unión). También, excepto para el Perú, las diferencias entre rurales y migrantes no son significativas, posiblemente, en muchos casos, por el bajo número de casos en la categoría de “migrantes”. En Haití y México las mujeres no tienen una fecundidad acumulada significativamente diferente cuando se las categoriza por lugar de residencia, en el caso en que se considera la residencia de la encuestada sin tomar en cuenta su nivel educacional.

Cuando se ingresa la educación al modelo (cuadro 7, panel inferior), ocurren varios cambios en la relación HNV-lugar de residencia. En primer lugar, hay una pérdida considerable de significación estadística en varios países (Colombia, Costa Rica, Guyana, Jamaica, Panamá, Trinidad y Tabago y Venezuela). En estos países, cualquiera sea la influencia del lugar de residencia en la fecundidad acumulada, éste parece operar principalmente a través de la educación o de los

---

<sup>12</sup> El modelo log-lineal incluye las siguientes variables: duración de la unión, edad a la unión, experiencia en muerte de niños y (opcionalmente) educación.

Cuadro 7

FECUNDIDAD ACUMULADA ESTIMADA A LOS 18 Y 25 AÑOS DE  
DURACION DE LA UNION SEGUN CONDICION DE RESIDENCIA DE LA  
ENTREVISTADA  
(FECUNDIDAD RURAL = 100)

Sin controlar por educación						
	Duración: 8 años			Duración: 25 años		
	Rural	Migrante	Urbano	Rural	Migrante	Urbano
Colombia	100	82	80*	100	83	81
Costa Rica	100	86	75*	100	84	69
Ecuador	100	90	84*	100	92	81
Guyana	100	na	75*	100	na	83
Haití	100	85	70	100	82	67
Jamaica	100	na	82*	100	na	89
México	100	94	92	100	94	90
Panamá	100	90	78*	100	94	77
Paraguay	100	90	73*	100	87	69
Perú	100	105*	96	100	100	94
Rep. Dominicana	100	86	78*	100	81	71
Trin. y Tab.	100	na	83*	100	na	86
Venezuela	100	81	75*	100	87	75

Controlando por educación						
Colombia	100	88	79	100	90	77
Costa Rica	100	89	82	100	88	78
Ecuador +	100	90	85*	100	91	80
Guyana +	100	na	84	100	na	86
Haití	100	99	76*	100	93	68
Jamaica	100	na	83	100	na	87
México +	100	93	88*	100	92	81
Panamá	100	94	88	100	92	83
Paraguay +	100	98	83*	100	95	79
Perú +	100	93*	87*	100	88	85
Rep. Domin.	100	78	70*	100	73	62
Trin. y Tab. +	100	na	92	100	na	90
Venezuela	100	81	74	100	88	73

Notas: - \*Estadísticamente significativo ( $F > 5,0$ )

+ Interacción significativa entre residencia y educación.

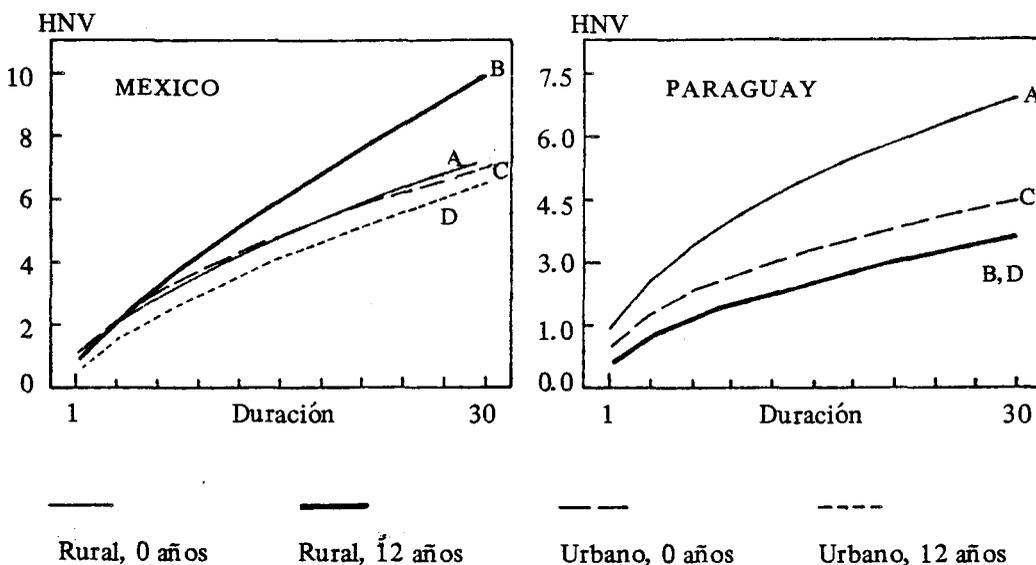
RUR = rural durante varios años, MIG = migrante; URB = urbano durante varios años.

- Modelo evaluado con las siguientes constantes: edad a la unión = 20 años; experiencia promedio de muerte de niños; 6 años de estudios (panel inferior).

factores representados por la educación. De hecho, en el caso de Guyana y Trinidad y Tabago, aunque no significativa, la dirección de la relación se invierte, siendo mayor la fecundidad urbana que la rural.<sup>13</sup> En segundo lugar, a los 25 años de duración los valores estimados de HNV urbanos permanecen alrededor de un 20% bajo los valores rurales, aun cuando la influencia directa de la residencia se reduce. Esta diferencia se debe a las interacciones residencia-educación que, excepto para el caso anómalo de Paraguay, actúan de la siguiente manera: comparadas con las mujeres rurales, un mayor nivel de educación entre las mujeres urbanas tiene un impacto negativo mayor en la fecundidad acumulada. (Las interacciones son significativas en Ecuador, Guyana, México, Paraguay, Perú y Trinidad y Tabago). Esto se ilustra en el gráfico 5 para el caso típico de México. El caso de Paraguay, en donde los resultados arrojan una interacción positiva (y significativa), también se muestra en el mismo gráfico. Estos resultados pueden dar indicios sobre la influencia relativa que tienen los sistemas rural y urbano de educación sobre el comportamiento reproductivo, tal vez siendo el primero un poco "ineficiente" en este sentido (en países donde se encontró interacciones notables). Alternativamente, estas interacciones pueden no deberse a las diferen-

Gráfico 5

**NUMERO ESTIMADO DE HIJOS NACIDOS VIVOS (HNV) POR DURACION DE LA UNION EN SUBGRUPOS SEGUN EDUCACION Y RESIDENCIA: MEXICO Y PARAGUAY**



Fuente: Cintas estándar recodificadas de la EMF.

<sup>13</sup> Haciendo abstracción de los efectos de la interacción entre residencia y educación.

cias en el sistema educacional, sino más bien a las diferencias rural-urbanas en el acceso a métodos anticonceptivos y/o a la fuerza de los programas de planificación familiar, si se concibe a la educación como realzando el conocimiento y uso de anticoncepción. Tal realce puede ser concebiblemente afectado por la accesibilidad diferencial.

El cuadro 8 y el gráfico 6 muestran los resultados obtenidos al agregar el nivel educacional al modelo de regresión de la fecundidad acumulada. En el panel superior del cuadro, los valores estimados de HNV referidos a las mujeres sin educación demuestran un impacto negativo de significación (excepto en República Dominicana) de la educación sobre la fecundidad, cuando en el modelo se omite la residencia. En muchos casos, los diferenciales se aproximan a las magnitudes de aquéllos encontrados anteriormente en la fecundidad reciente,<sup>14</sup> pero en algunos países (México y los países angloparlantes del Caribe) las diferencias son muy pequeñas o no existen, particularmente entre las cohortes de matrimonios de más edad. Estos últimos países muestran un patrón interesante de no-linealidad: en las duraciones cortas hay aparentemente un efecto negativo de la educación, pero éste desaparece en las duraciones largas. Es posible hacer una interpretación dinámica, dado que la duración está fuertemente ligada a la edad. Por consiguiente, tal vez la influencia negativa de la educación sobre la fecundidad ha aumentado en los últimos años. No está clara, sin embargo, la razón para que esto haya ocurrido sólo en algunos países.

Como se ha demostrado ampliamente, los efectos de la residencia, la educación y otras variables socioeconómicas sobre la fecundidad están interrelacionados. Es, por lo tanto, conveniente examinar la influencia de la educación independientemente de la condición de residencia (cuadro 8, panel inferior). La medida de residencia escogida, que incluye la residencia "durante la niñez", en muchas instancias puede considerarse previa a la educación, por lo que no es ilógico introducirla como una variable de control. La significación estadística del efecto independiente se reduce considerablemente, pero más interesante aún es que cambia de signo, y pasa a ser positivo en varios países (Colombia, República Dominicana, Haití, Jamaica y México). En otras palabras, en estos países una mayor educación significa un mayor número de HNV si se controla el contexto de residencia. (Nótese que éste no era el caso de la residencia cuando se mantenía constante la educación). Sólo en unos pocos países (Costa Rica, Panamá, Paraguay, Perú y Venezuela) permanece claramente un fuerte efecto negativo. Desafortunadamente, los datos de la EMF no permiten (Argüello, 1980) más especulación sobre las razones que producen esta interesante división en los países. Parece claro, no obstante, que la educación por sí misma no es un determinante muy poderoso de la fecundidad en la región, salvo a través de su influencia en otras variables como la edad a la primera unión y la mortalidad infantil y post-infantil.

---

<sup>14</sup> Sin embargo, la categoría "12 años de educación" en el cuadro 8 representa una educación alcanzada más alta que la categoría "7 y más años" usada antes.

Cuadro 8  
 FECUNDIDAD ACUMULADA ESTIMADA A LOS 8 Y 25 AÑOS DE DURACION  
 DE LA UNION SEGUN EDUCACION ALCANZADA  
 (0 AÑOS DE EDUCACION = 100)

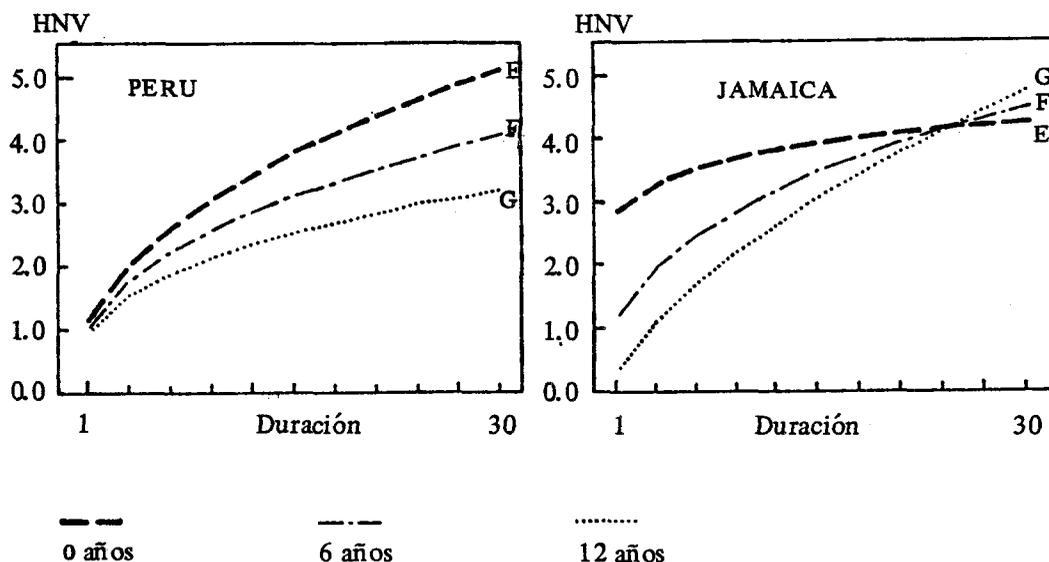
Sin controlar por residencia						
	Duración: 8 años			Duración: 25 años		
	0	6	12	0	6	12
Colombia *	100	87	76	100	88	77
Costa Rica *	100	87	65	100	76	58
Ecuador *	100	81	65	100	76	57
Guyana * *	100	81	65	100	98	96
Haití *	100	79	61	100	81	65
Jamaica * *	100	73	53	100	100	99
México * *	100	94	89	100	102	103
Panamá * *	100	82	67	100	83	68
Paraguay *	100	81	65	100	82	67
Perú *	100	86	73	100	80	64
Rep. Dominic. *	100	100	100	100	100	100
Trin. y Tab. *	100	70	48	100	94	87
Venezuela *	100	80	63	100	75	56

Controlando por residencia						
Colombia	100	115	133	100	114	130
Costa Rica *	100	87	75	100	81	66
Ecuador	100	93	87	100	94	88
Guyana *	100	83	69	100	97	93
Haití *	100	101	102	100	109	119
Jamaica * *	100	79	61	100	107	114
México *	100	101	102	100	108	117
Panamá	100	87	76	100	88	77
Paraguay *	100	81	65	100	82	67
Perú *	100	92	85	100	86	74
Rep. Dominic.	100	109	118	100	116	135
Trin. y Tab. * *	100	74	53	100	92	85
Venezuela	100	92	85	100	86	74

Notas: - \* Estadísticamente significativa ( $F > 5.0$ )  
 \*\* Estadísticamente significativa ( $F > 20.0$ )  
 - Modelo evaluado con las siguientes constantes: edad a la primera unión = 20 años;  
 experiencia promedio de muerte de niños; condición migratoria (panel inferior)

Gráfico 6

NUMERO ESTIMADO DE HIJOS NACIDOS VIVOS POR DURACION DE LA UNION SEGUN EDUCACION:  
PERU Y JAMICA



Fuente: Cintas estándar recodificadas de la EMF.

*DIFERENCIALES EN LOS DETERMINANTES PROXIMOS DE LA  
FECUNDIDAD*

Los diferenciales socioeconómicos de la fecundidad discutidos anteriormente son, obviamente, no el resultado de relaciones directas sino más bien de indirectas, mediatizadas por los llamados determinantes intermediadores o próximos (Blake y Davis, 1956; Bongaarts, 1978). En las secciones siguientes se discutirán los diferenciales en tres determinantes próximos: edad a la primera unión, uso de anticonceptivos y esterilidad, post-parto, y su contribución relativa en los diferenciales de la fecundidad.

*Edad a la primera unión*

Los patrones de nupcialidad en la región han entregado una rica fuente de estudio en relación a la formación y disolución de uniones, así como a su impacto en la fecundidad (por ejemplo, Roberts y Braithwaite, 1961; Ebanks et al., 1974; Camisa, 1978; Rosero, 1978; United Nations, 1984). Más aún, dentro de la región, los países del Caribe de habla inglesa exhiben patrones únicos, por

ejemplo, las "relaciones de visita", que los distingue de otros países de habla hispana. También se ha afirmado que en Haití la nupcialidad está entre las más complejas de todos los países de la EMF, ya que los patrones de migración interactúan con la estabilidad de la unión en un grado considerable en el caso haitiano (Allman, 1982). Aun cuando se aprecie esta complejidad, la presente sección se limitará a describir los patrones de edad a la unión y los diferenciales con respecto a la residencia y a la educación. El cuadro 9 entrega los resultados comparativos básicos para este análisis.

Cuadro 9

EDAD MEDIA A LA PRIMERA UNION Y DIFERENCIALES EN LAS EDADES MEDIAS AL PRIMER MATRIMONIO DE LAS MUJERES ALGUNA VEZ CASADAS O UNIDAS ("SINGULATE MEAN AGE AT MARRIAGE") (SMAM) SEGUN RESIDENCIA Y EDUCACION

Edades medias al primer matrimonio de las mujeres alguna vez casadas o unidas (en años).							
Edad mediana p/mujer 25-29	Diferenciales en edad mediana (20-24)-(30-34)	Diferenciales urbano-rural	Cambio urbano-rural a través 5 años	Diferenciales educac. (7 y + años-0 años)	% de educ. entre los dos grupos más altos	Cambio en diferen. de educ. a través 5 años	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
Colombia	20,7	0,8	2,1	0,3	5,2	69	0,5
Costa Rica	21,7	0,2	2,5	0,4	-1,1	na	-0,9
Ecuador	20,5	0,9	1,8	0,0	5,0	70	0,4
Guyana	18,4	0,9	-0,1	-0,6	3,7	22	0,2
Haití	19,8	0,3	0,8	0,6	1,2	142	-0,8
Jamaica	17,8	-0,3	-0,3	-0,4	-0,3	na	-0,6
México	20,1	0,7	2,0	-0,2	4,5	4	-0,5
Panamá	19,9	1,0	2,4	0,2	4,3	81	-0,3
Paraguay	20,6	0,3	2,1	0,1	4,9	37	-0,8
Perú	20,6	1,7	1,5	-0,1	4,0	85	-0,5
Rep. Dominic.	17,9	0,6	1,8	0,4	4,7	70	0,4
Trin. y Tab.	19,2	0,5	-0,9	-0,4	-0,8	na	-2,3
Venezuela	19,9	1,1	2,3	0,3	4,0	65	0,9
<b>Promedios:</b>							
(1) Guyana, Haití, Jamaica, Trin. y Tab.	18,8	0,35	-0,13	-0,19	0,95	na	-0,88
(2) Otros países:	20,2	0,81	2,06	0,16	3,94	60	-0,09

Notas: - Todas las columnas están referidas a años, excepto la columna 6 que da porcentajes.  
 - Columna 6:  $(SMAM(7+) - SMAM(4-6)) / (SMAM(7+) - SMAM(0)) \times 100$ .  
 - Jamaica, Columnas 5 y 7 se usa 1 a 3 años de escuela por falta de observaciones para mujeres de 0 años de escolaridad.

La edad a la primera unión, medida por la edad mediana de la cohorte de encuestadas de 25-29 años, varía alrededor de los 18 a los 22 años<sup>15</sup>. Las edades menores se concentran en los países del Caribe, incluida la República Dominicana. La edad promedio al primer nacimiento entre las mujeres de 40-49 años, sin embargo, tiene un rango considerablemente más pequeño (alrededor de 20-22 años), lo que implicaría, quizás, que las estimaciones no miden fehacientemente la edad efectiva del comienzo de la unión, tanto por la inclusión de las relaciones tempranas no permanentes como por la omisión de las relaciones sexuales prematrimoniales (McDonald, 1984). Si se desagregan las muestras de Guyana y Trinidad y Tabago en sus componentes de ancestros hindú y no hindú, se aprecia una diferencia importante en ambos países: los subgrupos hindúes aparecen comenzando las relaciones sexuales alrededor de tres años antes, en promedio, que su contraparte no hindú (*fuentes*: cintas recodificadas estándar de la EMF). Los efectos entremezclados del antecedente racial ayudan a explicar parte de los patrones únicos del Caribe que se verán más adelante.

En el cuadro 9 (columna 2) se comparan las edades medianas a la primera unión de dos cohortes con diez años de diferencia entre sí (20-24 y 30-34). Estas cohortes fueron seleccionadas para evitar comparar cohortes de mayor edad, que presentan un incremento en la edad al casarse en casi todas las muestras. Dado que esta alza puede muy bien deberse a una mala información de la fecha o del evento por parte de las mujeres de más edad (corriendo la fecha de la primera unión más hacia la fecha de la encuesta u omitiendo completamente las primeras uniones), es mejor evitar el uso de los resultados de tales cohortes al analizar las tendencias. Se aprecia un pequeño aumento de la edad mediana en todos los países, excepto en Jamaica, donde la edad a la primera unión parece haber declinado levemente en la década previa a la encuesta (este decrecimiento también se aprecia en otras cohortes). En general, los aumentos son menores en la subregión del Caribe, mientras en Perú se produjo un gran aumento (1,7 años) en la edad mediana en este período.

Las columnas restantes del cuadro 9 presentan las edades medias al primer matrimonio de las mujeres alguna vez casadas o unidas ("singulate mean ages at marriage"-SMAM), una sumatoria basada en proporciones de solteras por edad (Hajnal, 1953). Debe advertirse que las SMAM son más apropiadas para su uso en poblaciones no afectadas por cambios en la migración y en otras variables demográficas, por lo que las comparaciones que aquí se presentan deben considerarse susceptibles de un amplio margen de error.

Las diferencias rural-urbanas<sup>16</sup> (y especialmente las educacionales) en la edad al casarse son sustanciales en la mayoría de los países (véase también Rosero, 1978). La dirección de estas diferenciales (mayor edad a la primera unión entre las

---

<sup>15</sup> Una comparación de las edades medianas, estimadas en las tablas de nupcialidad, con las estimadas mediante el modelo Coale-Trussell (por ejemplo, Goldman, 1981) muestra que las últimas son sistemáticamente mayores (entre 0,6 y 0,8 años) que las primeras.

<sup>16</sup> Residencia actual.

mujeres urbanas o más educadas) es consistente con los diferenciales apreciados en la fecundidad, ya que el efecto a largo plazo de las uniones tardías es reducir la fecundidad. Como puede verse, a partir de los promedios del cuadro 9, existen diferencias básicas entre los países del Caribe y los otros: los diferenciales por residencia son algo negativos en el primer grupo, mientras son positivos –y del orden de los dos años– en el último grupo. En forma similar, los diferenciales por educación son mucho menos importantes en las mujeres del Caribe. Posiblemente en estos países el empleo femenino (asociado con mujeres urbanas, educadas) es más compatible con el matrimonio u otras formas de unión, de manera que las diferencias rural-urbanas disminuyen. Por otro lado, los porcentajes de la columna 6 del cuadro citado muestran que en la mayoría de los países que tienen un gran diferencial de edad a la unión según educación (México es la notable excepción), la mayor participación en el diferencial total está entre las encuestadas con 4-6 y 7 o más años de escolaridad. Esto parece implicar que las uniones son retardadas por una educación más avanzada en la mayoría de los casos, lo que no sucede en los países del Caribe<sup>17</sup>. (En México el diferencial está más repartido entre mujeres con menos educación, p.e. 1-3 versus 4-6 años de estudio, implicando un mecanismo diferente, dado que la baja educación generalmente no interfiere con los planes matrimoniales.)

Por último, en las columnas 4 y 7 del cuadro 9 se comparan las SMAM desagregadas en períodos de 5 años, cero y cinco años antes de la encuesta. Considerando los probables márgenes de error inherentes a esta medida, una conclusión general parecería ser que los cambios de edad a la unión no están ocurriendo a diferentes velocidades en los diversos subgrupos de residencia y educación. La única excepción a esta observación es Trinidad y Tabago, donde, de acuerdo con las estimaciones de las SMAM, las mujeres sin escolaridad han aumentado su promedio de edad a la unión en 2,3 años en el período de 5 años, comparadas con las mujeres que tienen 7 o más años de educación, de modo que a la fecha de la encuesta su SMAM era realmente mayor. Otros países del Caribe muestran la misma tendencia, de manera que el estrechamiento de los diferenciales puede ser más un fenómeno real que un resultado artificial de la técnica de estimación. A pesar de este hallazgo anómalo, las diferencias socioeconómicas según la edad al casarse no parecen haber cambiado mucho en el pasado reciente.

### *Uso de anticonceptivos.*

En la mayoría de los países de la región que participaron en la EMF se ha extendido el uso voluntario de medios para prevenir la concepción y en ciertos subgrupos de mujeres la prevalencia del uso de anticonceptivos alcanza niveles comparables a los encontrados en Europa y Norteamérica. La composición de los métodos usados es un tema importante, especialmente para los planificadores gubernamentales comprometidos en la formulación de políticas de población, pero este detalle

---

<sup>17</sup> Dado que México y los tres países de habla inglesa del Caribe tienen particularidades muestrales que pueden sesgar las edades promedios por grupos educacionales, no pueden descartarse problemas causados por procedimientos especiales de estimación.

escapa al alcance del presente capítulo. Aquí se hará referencia sólo a dos grupos de métodos anticonceptivos denominados frecuentemente *eficientes / ineficientes* o *modernos / tradicionales*<sup>18</sup>. El análisis también se centrará en el uso alguna vez de anticonceptivos entre las mujeres del grupo de edades 15-49 años actualmente casadas. Las tasas de uso actual siempre serán menores que las tasas de uso alguna vez, pero se ha mostrado que existe una clara relación lineal fuerte entre las dos medidas, por lo que son altamente intercambiables en el análisis comparativo (Sathar y Chidambaram, 1984).

Entre todas las mujeres actualmente casadas, consideradas en su totalidad, los porcentajes de alguna vez usuarias varían entre 37% y 48% en Haití y México, a 81% y 85% en Trinidad y Tabago y Costa Rica, respectivamente. En promedio, alrededor de tres quintos de las mujeres de las muestras han usado anticonceptivos algunas vez en el pasado. Otra faceta importante de la práctica anticonceptiva en la región es la alta proporción (80-90%) que ha usado métodos eficientes, excepto en Haití (32%) y Perú (49%). Si se combina el uso alguna vez y el porcentaje de uso eficiente, se encuentra que el uso alguna vez de métodos eficientes es bajo, comparado con el promedio regional, en Haití (12%), Perú (25%), México (38%) y República Dominicana (41%). En el caso de Haití, más de dos tercios de las mujeres estaba utilizando entonces ritmo, retiro o abstinencia (Allman, 1982), mientras en Perú estos tres métodos tradicionales eran usados por alrededor de la mitad de las usuarias actuales (United Nations, 1981). En el otro extremo, Costa Rica y Trinidad y Tabago, donde tres cuartos de las mujeres habían usado un método moderno en algún momento de su vida reproductiva, las píldoras hormonales y la esterilización femenina eran utilizadas por más de la mitad de las usuarias en el primer país, mientras que la píldora y el condón eran igualmente usados en el último.

El cuadro 10 presenta los diferenciales en el uso alguna vez según residencia actual<sup>19</sup>. En todos los casos se encontró el menor uso esperado entre las residentes rurales. Las mujeres de áreas urbanas secundarias tienen tasas de uso alguna vez algo menores, pero su comportamiento anticonceptivo global es mucho más parecido al de las mujeres de áreas urbanas principales que al de las mujeres rurales. Es interesante encontrar diferenciales rural-urbanos menos significativos en aquellos países (Costa Rica, Guyana, Jamaica, Panamá y Trinidad y Tabago) en que la prevalencia de uso es alta y la planificación familiar ha sido bien establecida por muchos años. Esto sugiere que en los restantes países los servicios y el conocimiento de la planificación familiar no han sido aún ampliamente difundidos fuera de los centros urbanos.

En términos del método usado, se encuentran diferencias rural-urbanas mucho menores. Sólo en Haití y Perú, los dos países de la EMF con bajo uso de

---

<sup>18</sup> Métodos "*eficientes*": píldoras orales, DIU, inyecciones, condón, esterilización de mujeres y hombres y métodos femeninos científicos tales como gel, supositorios, diafragma, funda cervical y espuma. Métodos "*ineficientes*": ducha, retiro, ritmo, abstinencia y métodos folklóricos (EMF, 1980).

<sup>19</sup> Los análisis de residencia de varios años dan, esencialmente, los mismos resultados.

Cuadro 10

**PORCENTAJE DE ALGUNA VEZ USUARIAS DE ANTICONCEPTIVOS ENTRE MUJERES ACTUALMENTE CASADAS Y PORCENTAJE QUE USAN METODOS EFICIENTES SEGUN RESIDENCIA**

	Porcentaje de usuarias			Porcentaje de las usuarias que usan métodos eficientes		
	Urbano principal	Otro urbano	Rural	Urbano principal	Otro urbano	Rural
Colombia	80	72	44	83	85	70
Costa Rica	90	85	81	91	91	88
Ecuador	77	68	38	86	81	71
Guyana	70	67	51	84	84	84
Haití	53	59	30	55	56	17
Jamaica	78	66	62	90	91	86
México	68	60	26	84	80	65
Panamá	80	77	61	91	91	79
Paraguay	76	67	47	84	82	68
Perú	77	60	21	61	45	19
Repúb. Dominicana	65	60	40	83	85	70
Trinidad y Tabago	83	83	77	94	93	93
Venezuela	78	66	42	86	85	79

*Fuente:* Sathar y Chidambaram, 1984.

métodos modernos, se encuentran grandes diferenciales. El resultado es una mayor brecha rural-urbana en el porcentaje de uso alguna vez de métodos anticonceptivos modernos (5% contra 29% en Haití y 4% contra 47% en Perú). En otros países, sin embargo, los métodos usados no son apreciablemente más "tradicionales" en las áreas rurales, lo que significa que aunque menos mujeres rurales usan anticonceptivos, aquéllas que recurren a métodos clínicos y científicos lo hacen aproximadamente en el mismo grado que las mujeres urbanas.

Las diferencias urbano-rurales también se presentan cuando el análisis anterior se desagrega por grupos de edad (que no se presenta en este documento). En general, las distribuciones urbanas son más extendidas y menos agudas que las rurales, principalmente debido al relativo mayor uso de anticonceptivos por parte de las mujeres urbanas jóvenes que sus contrapartes rurales. En Venezuela, por ejemplo, más del 60% de las mujeres urbanas de 15-19 años actualmente casadas ha usado alguna vez anticonceptivos mientras que el valor rural correspondiente está alrededor del 25 por ciento. En varios otros países, más de la mitad de las mujeres jóvenes urbanas había sido usuaria alguna vez: Colombia, Ecuador, Perú, Guyana, Jamaica, Trinidad y Tabago<sup>20</sup>. En estos contextos urbanos parece que el uso de anticonceptivos está rápidamente llegando –o ya ha llegado– a ser el comportamiento habitual en todo el período marital, con el objeto de espaciar los

<sup>20</sup> Aunque los datos de mujeres de 15 a 19 años no se recolectaron en Costa Rica y Panamá, es indudable que ellas pertenecen también a esta lista.

hijos (y tal vez también en los años prematrimoniales), y su uso no sólo está restringido a poner término al crecimiento del tamaño de la familia. Este último tipo de patrón se ve claramente en las tasas específicas por edad de uso alguna vez, las que se elevan pronunciadamente a las edades 30-34 años entre las mujeres rurales, en varios países: Colombia, Ecuador, Guyana, México y Venezuela. Sin embargo, en países donde el uso alguna vez es en general alto (Costa Rica, Panamá, Jamaica y Trinidad y Tabago), las mujeres rurales tienen distribuciones más extendidas y achatadas, lo que implicaría una conducta de "espaciamiento" sustancial en estas áreas rurales en la mayoría de las edades.

El cuadro 11 muestra diferenciales de las alguna vez usuarias similares según el logro educacional de la encuestada. En general, las mujeres educadas han hecho un mayor uso significativo de anticonceptivos, así como también un relativamente mayor uso de métodos eficientes. En México, Perú y Ecuador las mujeres sin educación tienen tasas de uso alguna vez particularmente bajas comparadas con las mujeres con 7 o más años de escolaridad. Por otro lado, sólo en Costa Rica y Trinidad y Tabago los diferenciales por educación no son muy importantes, lo que implicaría que en estos países los anticonceptivos han permeado en forma bastante completa el comportamiento de todas las clases sociales. Cuando uno se centra sólo en las alguna vez usuarias de métodos eficientes, las diferencias por educación se vuelven más pronunciadas en muchos países:

*Porcentaje de usuarias alguna vez (métodos eficientes).*

	0 años	7 + años
Ecuador	14	70
Haití	6	34
México	14	70
Panamá	37	76
Paraguay	21	68
Perú	4	54

Así, es claro que en muchos países de la región los métodos científicos y clínicos que, a veces pero no siempre, son anticonceptivos más eficientes, son desigualmente compartidos por todos los sectores, ya sea por ignorancia (un posible efecto de la falta de educación, pero no insuperable, como se demostró en otros países, como Costa Rica y Trinidad y Tabago), o porque a las clases socioeconómicas menos privilegiadas les ha sido efectivamente denegado el acceso a los anticonceptivos.

Los diferenciales específicos por edad, según educación, de uso alguna vez (no se muestran los resultados) presentan los mismos dos patrones encontrados en los grupos rural-urbanos. Por otro lado, en países en donde la planificación familiar es relativamente nueva y no se ha expandido todavía en forma masiva (Colombia, Perú y Ecuador), una alta proporción de mujeres educadas ha usado anticonceptivos, en todos los grupos de edad, para espaciar los nacimientos, mientras que entre las mujeres sin educación, el uso se concentra en mujeres de 30 o más años. México es un ejemplo extremo: entre mujeres casadas de 15-19 años

Cuadro 11

PORCENTAJE DE ALGUNA VEZ USUARIAS DE ANTICONCEPTIVOS ENTRE MUJERES ACTUALMENTE UNIDAS Y PORCENTAJE QUE USA METODOS EFICIENTES SEGUN EDUCACION ALCANZADA

	Porcentaje de usuarias				Porcentaje de las usuarias que utilizan métodos eficientes			
	0 años	1-3	4-6	7 +	0 años	1-3	4-6	7 +
Colombia	37	54	72	89	73	78	83	84
Costa Rica	73	79	86	91	93	89	88	91
Ecuador	23	37	61	81	61	68	80	86
Guyana	27	39	49	62	96	97	86	84
Haití	29	51	65	67	21	45	52	51
Jamaica	37	53	60	72	92	98	98	88
México	22	38	59	80	64	76	78	87
Panamá	53	55	72	83	70	76	85	92
Paraguay	37	42	62	79	57	69	76	86
Perú	21	41	67	83	20	34	51	65
República Dominicana	30	45	58	76	80	73	83	87
Trinidad y Tabago	77	63	73	83	95	92	97	93
Venezuela	37	53	70	77	86	85	83	88

Fuente: Sathar y Chidambaram, 1984.

se halló una razón de uso de 22:1 entre las educadas (7 + años) y las no educadas, pero en las edades 30-34 años se registra sólo una razón de 3:1. Por otro lado, en países en donde la anticoncepción ha pasado a ser un comportamiento habitual, ya sea debido a políticas gubernamentales o a un largo proceso de difusión, tanto las educadas como no educadas usan masivamente la anticoncepción, en todas las edades, y los diferenciales son mucho menores<sup>21</sup>.

#### *Esterilidad post partum por lactancia*

El tercer determinante próximo importante, la esterilidad post partum ligada a prácticas de amamantamiento, ha recibido poca atención en la región (véase, no obstante, Delgado *et al.*, 1978; Yunes, 1975; y Mier y Terán, 1978, para estudios en Guatemala, Brasil y México). Parcialmente, esto se debe a la impresión que, comparada con otras regiones donde se sabe que el período de lactancia es largo, en América Latina las duraciones promedios son relativamente cortas. Sin embargo,

<sup>21</sup> Los diferenciales de alguna vez usuarias según condición de trabajo de la entrevistada (no trabaja, trabaja dentro de la casa, trabaja para otros) son modestos y probablemente no significativos. Aunque sorprendente, este hallazgo refleja, más que nada, la pobreza de las medidas. Los diferenciales según la ocupación del esposo, por otro lado, son amplios y en un alto grado reflejan diferencias en educación como las analizadas en el texto. Probablemente, se está midiendo la misma dimensión. Por estas razones, no se discuten aquí nuevamente estos diferenciales (véase Sathar y Chidambaram, 1984, para más detalles).

la inclusión de preguntas sobre lactancia en el cuestionario básico de las EMF<sup>22</sup>, ha permitido contar con considerables datos en la materia, permitiendo que el análisis de la lactancia sea una nueva contribución importante al conocimiento demográfico de la región.

El análisis se basará en las respuestas a la pregunta si la encuestada está o no amamantando actualmente (al momento de la encuesta). La estimación de las duraciones de lactancia a partir de los datos actuales, usando técnicas de tablas de vida, ha mostrado ser preferible a otros métodos (Page *et al.*, 1982), pero la pregunta misma carece de especificidad. La amenorrea post parto (y, más específicamente, la ausencia de ovulación) está más estrechamente relacionada con una "lactancia total", es decir, el período cuando el bebé se alimenta sólo de la leche materna, que con el período total de lactancia, que puede incluir períodos en los que la dieta del bebé es suplementada con otra comida. En tales circunstancias, es muy probable que el efecto de supresión de la fertilidad que tiene la lactancia se haya perdido.

La duración de la lactancia varía enormemente en la región, como lo muestran los resultados del cuadro 12. Perú, Haití, Ecuador y Paraguay son países en donde se encuentran duraciones promedio prolongadas (de un año o más), mientras que en Costa Rica y en los países de habla inglesa del Caribe se encuentran duraciones

Cuadro 12

DURACION MEDIA DE LACTANCIA (MESES), USANDO METODOS DE  
CONDICION ACTUAL DE LACTANCIA PARA NIÑOS  
SOBREVIVIENTES, SEGUN RESIDENCIA ACTUAL Y  
EDUCACION ALCANZADA

	Residencia actual		Años de estudio			
	Rural	Urbana	0	1-3	4-6	7+
Colombia	11,7	8,0	11,9	11,4	8,3	5,3
Costa Rica	6,4	3,7	na	8,1	4,6	3,2
Ecuador	15,3	9,9	17,0	14,5	13,0	8,9
Guyana	8,3	5,8	na	9,2	7,7	6,6
Haití	19,2	11,1	19,0	14,1	na	na
Jamaica	8,9	7,6	na	na	8,9	6,2
México	12,3	7,1	12,9	10,9	8,3	3,8
Panamá	10,8	4,2	na	13,0	9,2	2,4
Paraguay	13,6	8,7	15,7	14,6	11,4	6,1
Perú	18,9	11,3	19,3	16,6	12,0	7,0
República Dominicana	11,8	6,6	12,2	10,5	8,6	5,2
Trinidad y Tabago	9,4	7,4	na	na	10,0	7,1
Venezuela	11,5	6,5	11,6	10,0	6,7	3,5

Fuente: Ferry y Smith, 1983.

<sup>22</sup> El módulo FOTCAF contiene muchas más preguntas sobre lactancia y otras variables post-parto. En los países de la región, sin embargo, sólo Haití incluyó el módulo como parte del cuestionario.

de medio año o menores. Se observan grandes variaciones, tanto en relación a la residencia como a la educación, en todos los países, excepto en los de habla inglesa del Caribe, en donde las mujeres urbanas, o más educadas, tienen en promedio sólo una moderada menor duración de la lactancia. En Perú y Haití las mujeres rurales y sin educación amamantan por períodos superiores a un año y medio, lo que sugiere que en estos grupos la lactancia juega un rol significativo en el control del espaciamiento de los embarazos. Por otro lado, en Costa Rica y Panamá se aprecia fácilmente que las mujeres urbanas y más educadas han abandonado en gran medida la práctica de la lactancia y que su influencia en la supresión de la concepción ha desaparecido del todo. Otros países caen en medio de estos dos extremos, pero en casi todos los casos la influencia de una mayor educación (y en menor medida la de la residencia urbana) es claramente evidente en la reducción drástica del promedio de tiempo en el que se practica la lactancia.

*Contribuciones de los determinantes próximos en la reducción de la fecundidad.*

Para resumir el análisis de los tres determinantes próximos considerados anteriormente, se hace una comparación entre los pesos relativos atribuibles a cada factor. El método utilizado es el propuesto por Bongaarts (1978, 1982), que se centra en sólo cuatro variables intermedias, y usa la siguiente igualdad:

$$TGF = C_m \times C_c \times C_a \times C_i \times FT$$

(*TGF* = tasa global de fecundidad; *C<sub>m</sub>* = índice de la proporción de casadas; *C<sub>c</sub>* = índice de no anticoncepción; *C<sub>a</sub>* = índice de aborto inducido; *C<sub>i</sub>* = índice de infecundidad por lactancia; y *FT* = tasa total de fertilidad). Cada índice, en la medida en que tome un valor menor que su máximo de 1,00, reduce la capacidad potencial para engendrar niños (*FT*). Así, por ejemplo, en una población que no usa anticonceptivos, *C<sub>c</sub>* = 1,00 y ninguna reducción de la fecundidad potencial es atribuida a la práctica anticonceptiva. Pueden compararse las magnitudes de los índices para determinar la contribución de cada factor en la reducción de la fecundidad. En la práctica, son escasos los datos confiables sobre aborto y el índice *C<sub>a</sub>* debe ser omitido (éste es el caso del presente análisis de los datos de la EMF). La igualdad anterior puede, entonces, escribirse como:

$$TGF = C_m \times C_c \times C_i \times phi$$

donde *phi* representa la fecundabilidad total hasta el punto en que el aborto y otros determinantes próximos son de una nula importancia. El valor de *phi* también puede variar por error de medición en los tres factores (o porque los modelos usados para determinar los índices han sido incorrectamente especificados) y/o por una real variación en la fertilidad potencial de las poblaciones. La necesaria omisión del aborto es un retroceso importante de este procedimiento y, en la medida en que otros determinantes, mediciones y la fertilidad total permanezcan

constantes, las variaciones en las  $\phi$  (calculadas según la igualdad anterior) pueden tomarse como reflejo del rol que tiene el aborto inducido en el descenso de la fecundidad. De hecho, esto se considera uno de los productos importantes de este ejercicio.

El procedimiento de Bongaarts se usa en el cuadro 13 para analizar la contribución de los tres determinantes próximos de los diferenciales de la fecundidad según grupos socioeconómicos. El lado izquierdo de la tabla se refiere a las diferencias en la fecundidad reciente (TGF) entre las encuestadas de áreas rurales y aquéllas de áreas urbanas principales<sup>23</sup>. Con sólo una excepción, las direcciones de las contribuciones son las esperadas. Por ejemplo, en Colombia el 40% de las diferencias rural-urbanas en las TGF se debe a los diferentes patrones de nupcialidad en las áreas rurales y urbanas (las mujeres urbanas se casan a mayor edad); 54% al mayor uso y efectividad de la anticoncepción entre las mujeres urbanas, y un 10% negativo a duraciones más cortas de la lactancia en las mujeres urbanas. (Los signos positivos significan que el factor contribuye a *bajar* la fecundidad urbana; los signos negativos significan que la contribución está en *subir* la fecundidad urbana.) Los diferentes patrones urbano-rurales de la nupcialidad hacen una contribución sustancial en muchos países, siendo notable en Costa Rica, Haití y Panamá, donde este factor da cuenta de la mayor participación en cada diferencial de la fecundidad, comparado con los otros dos factores y no tomando en cuenta  $C_a$ , por el momento. Por ejemplo, en Costa Rica las diferencias en la nupcialidad son alrededor de tres veces más importantes (50:17) para producir una fecundidad urbana menor, que las diferencias en la práctica anticonceptiva. Esto confirma que en Costa Rica la planificación familiar es practicada tan efectivamente en las áreas rurales como en las urbanas. En Haití, por otro lado, la razón 40:20 entre  $C_m$  y  $C_c$  evidencia que la anticoncepción está en un nivel igualmente bajo entre las mujeres rurales y las urbanas. Por otro lado, en Trinidad y Tabago, Jamaica y Guyana,  $C_m$  tiene relativamente poca importancia, probablemente porque los patrones maritales complejos de estas sociedades no fueron bien captados por los datos de la EMF que se tienen a mano. Más aun, el hecho que los diferenciales rural-urbanos de la fecundidad en estos países (especialmente en Trinidad y Tabago) sean pequeños, probablemente aumente la inestabilidad de los valores de los tres índices.

El índice de uso de anticonceptivos,  $C_c$ , alcanza valores más altos que los otros índices en la mayoría de los países de la EMF. Por lo tanto, las diferencias rural-urbanas en la práctica de anticoncepción son en general las más importantes en la explicación de los diferenciales de la fecundidad, con las excepciones ya anotadas. Los países de habla inglesa del Caribe, México, Perú y Venezuela tienen razones  $C_c:C_m$  que se aproximan a 2:1, lo que indica que el desequilibrio que existe en el uso de anticonceptivos entre las áreas rurales y urbanas tiene, en general, el doble de importancia en causar una fecundidad urbana menor que la que tiene la edad a la unión en causar las diferencias rural-urbanas.

---

<sup>23</sup> En las columnas 1 y 6 se muestran diferencias algebraicas de las TGF, pero las contribuciones presentadas en el cuadro 13 se refieren a razones (por ejemplo,  $TGF_R:TGF_U$ ) y no a diferencias algebraicas.

Cuadro 13

CONTRIBUCIONES RELATIVAS A LOS DIFERENCIALES EN LA  
FECUNDIDAD RECIENTE DE TRES DETERMINANTES PROXIMOS, SEGUN  
GRUPOS RESIDENCIALES Y EDUCACIONALES

	Diferen. urbano- rural en la TGF	Porcentaje de contribución a diferenciales urbano-rural				Diferen. de edu- cación en la TGF	Porcentaje de contribución a diferenciales en educación			
		$C_m$	$C_c$	$C_i$	$phi$		$C_m$	$C_c$	$C_i$	$phi$
Colombia	3,52	40	54	-10	16	4,64	47	51	-10	12
Costa Rica	1,77	50	17	-10	43	1,06	44	12	-25	69
Guyana	1,27	19	34	-19	66	1,46	50	26	-38	62
Haití	2,20	40	20	-36	76	3,26	44	39	-27	44
Jamaica	1,48	12	46	-10	52	1,71	-3	99	-45	49
México	2,80	46	88	-30	-4	4,49	56	67	-21	-2
Panamá	2,36	46	44	-21	31	2,95	56	44	-25	25
Paraguay	2,85	39	43	-21	39	3,89	47	42	-19	30
Perú	2,99	45	67	-36	24	4,22	59	51	-26	16
Repúb. Dom.	3,12	36	52	-24	34	4,84	52	40	-11	19
Trin. y Tab.	0,81	-11	34	-13	90	2,08	22	50	-14	42
Venezuela	4,32	33	59	-17	25	3,97	48	44	-19	27
Promedio	2,42	37	49	-22	36	3,10	46	47	-21	28

Fuente : Singh *et al.*, 1985.

- Notas : - Diferencial urbano-rural: residencial actual rural vs. urbano principal.  
 - Diferencial de educación: diferencia entre 0 y 7 y + años de estudio.  
 -  $C_m$  = contribución de mayor edad a la primera unión.  
 -  $C_c$  = contribución del aumento de uso de anticonceptivos.  
 -  $C_i$  = contribución de la reducción en la duración de la lactancia.  
 -  $phi$  = contribución de factores omitidos, medida inexacta y/o diferencias genuinas en fecundidad.

La contribución de la lactancia ( $C_i$ ) en la disminución de la fecundidad rural es consistente en todos los países y, en general, es menos variable en su efecto que los otros determinantes próximos. Contribuciones bastante altas se aprecian en Haití, Perú y México, donde el efecto de un matrimonio más temprano en las áreas rurales (la fecundidad aumenta) casi se anula por el efecto de una lactancia más larga (la fecundidad disminuye). Por el contrario, la disminución de la fecundidad de las mujeres urbanas, debido a un matrimonio más tardío, se ve compensada por un aumento de la fecundidad debido a una lactancia reducida. El significado de estos hallazgos para diseñar y llevar a cabo políticas es que, en estos países, cualquier cambio en las prácticas de lactancia, que al parecer ocurrirá inevitablemente, tenderá a reducir los efectos del uso creciente de anticonceptivos en la disminución de la fecundidad: el descenso de la fecundidad puede estancarse temporalmente aun cuando la práctica de la planificación familiar esté aumentando. En varios otros países, como se ve en el cuadro 13, las diferencias en la incidencia de la lactancia han cesado de tener mayor importancia en la determinación de los diferenciales de la fecundidad.

La parte derecha del cuadro 13 presenta el mismo análisis para los diferenciales según educación, centrándose sólo en dos grupos educacionales (sin educación y con 7 + o más años de escolaridad). Muchas de las aseveraciones hechas anteriormente en relación a las diferencias rural-urbanas también son válidas aquí y, por lo tanto, no necesitan ser reiteradas. Una importante diferencia, sin embargo, es que la edad al casarse reemplaza al uso de anticonceptivos como el factor determinante más importante en la explicación de las diferencias en la fecundidad de los grupos educacionales. Esto no es sorprendente, ya que la edad al casarse y el logro educacional están ligados tanto en forma mecánica (el matrimonio generalmente ocurre una vez completados los estudios), como en el sentido socioeconómico más usual. Aquí, la contribución de la lactancia,  $C_i$ , es de la misma magnitud promedio que en el caso rural-urbano, pero los países en que tiene un efecto especialmente fuerte, cambian, siendo notable en Guyana y Jamaica. En estos dos países, aparentemente, la práctica diferencial de la lactancia entre las mujeres sin educación y las con mayor educación (pero no entre mujeres rurales y urbanas) es una fuente importante de variación de la fecundidad. Sin embargo, debido a que en estos países el primer grupo es numéricamente bastante pequeño, la significación práctica de estos hallazgos es probablemente mínima.

Como se mencionó anteriormente,  $\phi$  representa una categoría residual en las contribuciones a la fecundidad diferencial. Si se supone que la fertilidad total es bastante constante entre poblaciones y subpoblaciones, las variaciones en  $\phi$  pueden atribuirse a mediciones erróneas (una posibilidad distinta en los casos en los que el diferencial de la fecundidad que debe explicarse es pequeño) o a variables que han sido omitidas. La más significativa de estas variables es la incidencia del aborto inducido. Como puede observarse, tanto la variación rural-urbana como la condición educacional de  $\phi$  son grandes en la mayoría de los países. La implicación, con todas las salvedades formuladas arriba, es que el aborto inducido es de una importancia considerable, especialmente en las áreas urbanas y, en menor grado, entre las mujeres más educadas (los dos subgrupos, por cierto, se traslapan en gran medida). Deducciones basadas en un procedimiento complicado y en varios supuestos no constituyen la mejor manera de estimar la contribución que el aborto tiene en la disminución de la fecundidad, pero la falta de disponibilidad de datos confiables no permite mejores estimaciones que las que se han hecho. Sin poder cuantificar la contribución del aborto, por ser tantos los factores involucrados en la determinación de  $\phi$ , los hallazgos del Cuadro 13, sin embargo, aparentemente muestran una mayor incidencia del aborto entre las mujeres urbanas y educadas, especialmente en ciertos países.

### CONCLUSIONES

De los muchos tópicos analizados en este documento, un hallazgo recurrente fue que los 13 países de la EMF generalmente caen en dos o tres grupos. Un grupo en particular, bastante homogéneo en sí mismo, pero distinto de otros países, fue el conglomerado de los tres países de habla inglesa del Caribe: Guyana, Jamaica y Trinidad y Tabago. Dentro de este conglomerado los resultados mostraron que los

grupos socioeconómicos no eran muy diferentes, ni con respecto al comportamiento de la fecundidad ni a la nupcialidad, anticoncepción o lactancia. En algunos análisis, tales como las estructuras por edad de la fecundidad y el uso de anticonceptivos, Costa Rica y Panamá mostraron patrones similares a los de los países del Caribe. Este grupo ampliado (más Venezuela) abarca, dentro de los países estudiados, a los más avanzados socioeconómicamente. Esto sugiere que la fuerza y, a veces incluso la dirección de ciertas relaciones, cambian en la medida en que los países logran mayores niveles de desarrollo. Varios otros países, Colombia, Ecuador, México, Paraguay, Perú y Venezuela, mostraron grandes diferenciales socioeconómicos según la condición de residencia, educación u ocupación. En relación al comportamiento de la fecundidad y de los factores que la afectan, estas sociedades parecen estar subdivididas en clases distintas. Posiblemente, el rápido cambio social en estos países ha afectado principalmente a los grupos urbanos/educados/profesionales, mientras que el proceso de difusión ha dejado todavía intactos a los grupos menos privilegiados. Por supuesto, también pueden darse otras interpretaciones. Finalmente, Haití (y en algunos aspectos la República Dominicana) parecen no ajustar bien en ninguno de los grupos anteriores. La fecundidad haitiana es elevada, pero no tan alta como parece desprenderse de su bajo nivel de uso de anticonceptivos; la lactancia es prolongada y los patrones de unión son complejos. Bajo tales circunstancias, tal vez no sea sorprendente que los diferenciales socioeconómicos sean menos en este país.

En vista de lo anterior, un hallazgo importante de este análisis comparativo debe ser que, aun cuando muchos países de América Latina parecen comportarse en forma homogénea, en aspectos importantes el comportamiento reproductivo y las relaciones con la fecundidad son diferentes entre países de la región. Una causa de esta variación puede ser el nivel de desarrollo socioeconómico; otra, como lo sugieren los resultados del Caribe, puede estar en las diferencias culturales que resultaron de experiencias coloniales distintas. Los países de la región que no participan en la EMF, pero que quisieron aprovechar esta rica fuente de datos, deberían, por lo tanto, mantener esta perspectiva comparativa cuando apliquen los resultados de la EMF a sus propias situaciones. Uno de los más grandes productos de este análisis comparativo es, de hecho, dar la posibilidad de seleccionar las relaciones con la fecundidad que parezcan las más apropiadas para un país en particular.

Teniendo en cuenta la variabilidad de las estimaciones y de las relaciones encontradas entre países, varios hallazgos son lo suficientemente universales como para que merezcan ser enfatizados. Uno de esos resultados dice relación con la experiencia de mortalidad infantil y post-infantil que, aparte de la duración de la unión, tuvo la más fuerte y clara influencia en la fecundidad acumulada. Las mujeres de la región que han experimentado una o más muertes de hijos tienen consistentemente mayor fecundidad que las otras<sup>24</sup>. Este hallazgo, junto con la

---

<sup>24</sup> Habiendo sido controlada—en el modelo de regresión usado—la longitud de la exposición, este efecto no se debe al obvio aumento en la probabilidad de las muertes por edad de la madre (y por los HNV).

obvia asociación entre la mortalidad infantil y en la niñez y los niveles de la fecundidad a nivel nacional, destaca la importancia que tienen los programas tendientes a reducir estas tasas de mortalidad, al producir los subsecuentes cambios en el comportamiento reproductivo.

El análisis multivariado de la fecundidad acumulada mostró la importancia de considerar simultáneamente, en vez de uno a uno, los factores que pueden afectar la fecundidad. El lugar de residencia (rural o urbano) es un determinante menos significativo una vez que ha sido incluida en el análisis la experiencia de muerte de hijos. Al considerar también la educación de la encuestada, la residencia rural-urbana tiene aún un menor efecto independiente, aunque la dirección se mantiene consistente en todos los países (es decir, una menor fecundidad se asocia con la residencia urbana). Más aún, la residencia y la educación interactúan al variar la educación (y viceversa). Al investigar la relación educación-fecundidad se encontró, de manera semejante, que el efecto independiente de la educación es generalmente pequeño y a menudo no en el sentido esperado (es decir, menor fecundidad en las mujeres con poca o ninguna educación). Esto significa que los relativamente fuertes diferenciales que se apreciaron en la fecundidad según grupos educacionales se deben principalmente a las asociaciones entre la educación y la edad al casarse, la experiencia de mortalidad de hijos, la residencia rural-urbana y otros factores.

Usando la metodología propuesta por Bongaarts, se evaluaron las contribuciones de la edad a la primera unión, la anticoncepción y la lactancia, en las diferencias de la fecundidad según grupos socioeconómicos. Los resultados son útiles para los planificadores en varios aspectos. Primero, los países cuyas diferencias de fecundidad entre subgrupos según residencia o educación son, en gran medida, el resultado de diferenciales en el uso de anticonceptivos, resultan claramente distintos de aquellos en donde las desigualdades rural-urbanas en la planificación familiar son menos importantes. Este conocimiento es útil para evaluar las causas de la fecundidad diferencial: en la medida en que ella es el resultado, por ejemplo, de patrones de nupcialidad diferentes, pueden ser de menor interés; sin embargo, donde los diferenciales en el uso de anticonceptivos parecen ser grandes, puede necesitarse un cambio en el énfasis de la política de los programas de planificación familiar.

La presentación de las contribuciones relativas de los determinantes próximos también entrega a los planificadores nuevas profundizaciones sobre los mecanismos que pueden afectar el curso futuro del cambio de la fecundidad (generalmente descenso). En Haití, Perú y México se encontró que la práctica de la lactancia entre las mujeres rurales y sin educación era prolongada, y puede llevar a una desaceleración del descenso de la fecundidad si esas mujeres cambian sus prácticas de lactancia en el futuro, imitando modelos urbanos, más "modernos". En otros casos, el análisis mostró que los diferenciales que más contribuían a los de la fecundidad eran los de nupcialidad. Aquí, el curso futuro del descenso de la fecundidad puede tender a acelerarse si los hábitos de las mujeres rurales/no educadas se ven alterados en la dirección de una mayor edad a la primera unión.

Finalmente, se presentó evidencia indirecta que sugería que, en varios países de la región, el aborto inducido puede ser un factor importante en su contribución tanto a las diferencias de fecundidad rural/urbanas y de no educadas/educadas. Aun cuando los resultados deben considerarse en forma bastante tentativa, las implicaciones potenciales son significativas: una parte de la baja fecundidad observada entre grupos urbanos y educados puede deberse a una mayor incidencia del aborto inducido y a una correspondiente menor incidencia de otras variables tradicionalmente asociadas con estos grupos socioeconómicos. Estos hallazgos también entregan a los responsables de la planificación familiar información sobre el grado en que la prevalencia del uso de anticonceptivos tendría que aumentar, en estos subgrupos, con el objeto de erradicar el aborto practicado como una forma de control de la natalidad.

A pesar que el análisis comparativo de los datos de las EMF lleva a muchos avances en el conocimiento –y a las correspondientes implicaciones relacionadas con políticas, como ya se ha reseñado– también deben mencionarse las limitaciones inherentes a los datos. Un defecto, que ya fue comentado, es que los datos socioeconómicos de la EMF son un tanto superficiales. Las dos principales variables socioeconómicas disponibles son: lugar de residencia actual y años de educación. Se encontró que la condición ocupacional está muy próxima a la variable educación, mientras que la experiencia de trabajo de las mujeres –un tema importante– se operacionalizó por medio de variables que no permiten un análisis profundo de esta materia. Debe recordarse, sin embargo, que, en aras de la generalización, el análisis comparativo requiere avenirse con las mediciones usadas, pero que en ciertos países está disponible un conjunto de información socioeconómica más rica. Estudios en países específicos sobre el rol laboral de la mujer y la fecundidad, por ejemplo, han permitido adentrarse más profundamente en estas relaciones (véase, por ejemplo, Gougain, 1983 y Schoemaker, 1981). Es también lamentable la falta de información confiable sobre la práctica del aborto. Como se ha visto, el aborto presenta una gran importancia en la explicación de los niveles de fecundidad en ciertos grupos socioeconómicos, pero la evidencia se obtuvo indirectamente, por medio de un complejo conjunto de inferencias. La primera prioridad al combatir los efectos perniciosos del aborto, practicado como una forma de anticoncepción, debe ser obtener información exacta y, a este respecto, la experiencia de la EMF fue, desafortunadamente, una oportunidad desaprovechada.

#### REFERENCIAS

- Alam, I. and J. Casterline, 1984, "Socio-economic differentials in recent fertility", *WFS Comparative Studies*, Vol. 33.
- Allman, J., 1982, "Fertility and family planning in Haiti", *Studies in Family Planning*, Vol. 13(8), pp. 237-245.
- Anderson, J. and J. Cleland, 1984, "The World Fertility Survey and Contraceptive Prevalence Surveys: a comparison of substantive results", *Studies in Family Planning*, Vol. 15(1), pp. 1-13.

- Argüello, O., 1980, "Variables socioeconómicas y fecundidad", *Notas de Población*, Vol. 8(23), pp. 123-148.
- Baldión, E., 1981, *Mortalidad infantil en relación al nivel de fecundidad*, mimeografiado (Santiago de Chile, CELADE).
- Balkaran, S., 1982, "Evaluation of the Guyana Fertility Survey 1975", *WFS Scientific Reports*, Vol. 26.
- Bongaarts, J., 1978, "A framework for analysing the proximate determinants of fertility", *Population and Development Review*, Vol. 4(1), pp. 105-132.
- Bongaarts, J., 1982, "The fertility-inhibiting effects of the intermediate fertility variables", *Studies in Family Planning*, Vol. 13(6), pp. 179-189.
- Cabrera, G., 1984, "Some aspects of population policy: the Mexican case", presented at IUSSP workshop, 22-25 Oct., 1984, Liege, mimeograph.
- Camisa, Z., 1978, "La nupcialidad de las mujeres solteras en la América Latina", *Notas de Población*, Vol. 6(18), pp. 9-75.
- CEPAL, 1983a, "Situación demográfica de América Latina evaluada en 1983: estimaciones para 1960-1980 y proyecciones para 1980-2025", E/CEPAL/CEGAN/POB.2/L.2.
- Céspedes, Y., 1982, "Evaluation of the Peru National Fertility Survey 1977-78", *WFS Scientific Reports*, Vol. 33.
- Cleland, J., *et al.*, 1983, "Preferences for the sex of children and their influence on reproductive behaviour", *WFS Comparative Studies*, Vol. 27.
- Conning, A., 1982, "Tendencias de la fecundidad en los países de América Latina. 1950-1975", en A. Simmons *et al.*, eds., *El Contexto Social de Cambio de la Fecundidad en América Latina Rural*, mimeografiado, (Santiago de Chile, CELADE).
- Davis, K. and J. Blake, 1956, "Social structure and fertility: an analysis framework", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 4(4), pp. 211-235.
- Delgado, H. *et al.*, 1978, "Nutrition and birth interval components: the Guatemala experience", in H. Mosley, ed., *Nutrition and Human Reproduction* (New York, Plenum), pp. 385-399.
- Ebanks, G.E. *et al.*, 1974, "Fertility and number of partnerships in Barbados", *Population Studies*, Vol. 28(3), pp. 449-462.
- ECLAC, 1983b, "Some population estimates and projections for the English-speaking Caribbean", presented at meeting of CEGAN, Havana, 30 Sept. 1983, E/CEPAL/CEGAN/POB.2/L.2/Add.1.
- ESCAP, 1984, "The influence of infant and child mortality on fertility in the countries of the ESCAP region: an analysis of data from the WFS", presented at working group on comparative analysis of WFS Data, sixth meeting, New York, 22-25 Oct., 1984, Reference no. UN/UNFPA/WFS.VI/5.
- Ferry, B. and D. Smith, "Breastfeeding differentials", *WFS Comparative Studies*, Vol. 23.
- Florez, C.E. and N. Goldman, 1980, "An analysis of nuptiality data in the Colombia national fertility survey", *WFS Scientific Reports*, Vol. 11.
- Goldman, N., 1981, "Dissolution of first unions in Colombia, Panama and Peru", *Demography*, Vol. 18(4), pp. 659-680.
- González, G. and V. Ramírez, 1980, "Diferenciales socioeconómicas de la

fecundidad en América Latina”, mimeografiado (Santiago de Chile, CELADE).

Gougain, L., 1983, “Fecundidad y participación laboral femenina en Panamá”, mimeografiado (Santiago de Chile, CELADE).

Guzmán, J.M., 1980, “Evaluation of the Dominican Republic National Fertility Survey 1975”, *WFS Scientific Reports*, Vol. 14.

Hedgson, M. and J. Gibbs, 1980, “Children ever born”, *WFS Comparative Studies*, Vol. 12.

Hajnal, J., 1953, “Age at marriage and proportions marrying”, *Population Studies*, Vol. 7, pp. 111-132.

Hermalin, A. and W. Mason, 1980, “A strategy for the comparative analysis of WFS data, with illustrative examples”, in *The United Nations Programme for Comparative Analysis of WFS Data* (New York, UNFPA).

Hobcraft, J., 1970, “Illustrative analysis: evaluating fertility levels and trends in Colombia”, *WFS Scientific Reports*, Vol. 15.

Hobcraft, J. and J. Mc Donald, 1984, “Birth intervals”, *WFS Comparative Studies*, Vol. 28.

Hobcraft, J. and G. Rodríguez, 1982, “The analysis of repeat surveys: examples from Dominican Republic”, *WFS Scientific Reports*, Vol. 29.

Hunte, D., 1983, “Evaluation of the Trinidad and Tobago Fertility Survey 1977”, *WFS Scientific Reports*, Vol. 44.

Jamaica, 1980, *Demographic Statistics 1979* (Kingston, Dept. of Statistics).

Knodel, J. and E. van de Walle, 1967, “Breastfeeding, fertility and infant mortality: an analysis of some early German data”, *Population Studies*, Vol. 21, pp. 109-131.

Lightbourne, R., 1981, “Distinguishing major urban from other urban in 41 WFS countries”, *WFS Technical Paper*, no. 1725, mimeograph (London, WFS).

McClelland, G., 1979, “Determining the impact of sex preferences on fertility: a consideration of parity progression ratio, dominance and stopping rule measures”, *Demography*, Vol. 16(2), pp. 377-388.

Mc Donald, P., 1984, “Nuptiality and completed fertility: a study of starting, stopping and spacing behaviour”, *WFS Comparative Studies*, Vol. 35.

Mier y Terán, M., 1978, “El espaciamiento de los nacimientos en zonas rurales de México y algunos factores que lo condicionan”, en *Memorias de la I Reunión sobre la Investigación Demográfica en México* (México, Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología).

Morris, L., 1984, “Contraceptive Prevalence Surveys: a new source of family planning data”, *Population Reports*, Series M, no. 5 (Baltimore, The Johns Hopkins University).

Page, H. et al., 1982, “Illustrative analysis: breastfeeding in Pakistan”, *WFS Scientific Reports*, Vol. 37.

Panamá, 1983a, *Situación Demográfica: Estadísticas Vitales, Año 1980* (Panamá, Dirección de Estadística y Censos).

Panamá, 1983b, *Situación Demográfica: Estadísticas Vitales, Año 1981* (Panamá, Dirección de Estadística y Censos).

Panamá, 1984, *Situación Demográfica: Estadísticas Vitales, Año 1982* (Panamá, Dirección de Estadística y Censos).

- Perú, 1983, *Aspectos demográficos y Prevalencia de Anticonceptivos en el Perú* (Lima, Instituto Nacional de Estadísticas).
- Potter, 1977, "Problems in using birth-history analysis to estimate trends in fertility", *Population Studies*, Vol. 31(2), pp. 335-364.
- Preston, S., ed., 1978, *The Effects of Infant and Child Mortality on Fertility* (New York, Academic Press).
- Repetto, R., 1972, "Son preference and fertility behaviour in developing countries", *Studies in Family Planning*, Vol. 3(4), pp. 70-76.
- Rodríguez, B., 1984, "Evaluación de la Encuesta Nacional de Fecundidad de la República Dominicana de 1980", *WFS Scientific Reports*, Vol. 63.
- Roberts, G. and L. Braithwaite, 1962, "Mating among East Indian and Non-Indian women in Trinidad", *Social and Economic Studies*, Vol. 11, pp. 203-241.
- Rosero, L., 1978, "Nupcialidad y exposición al riesgo de embarazo en Costa Rica", *Notas de Población*, Vol. 6(17), pp. 33-62.
- Rosero, L., 1980, "La situación demográfica de Costa Rica", mimeografiado, (San José, Universidad de Costa Rica).
- Rosero, L., 1981, *Fecundidad y Anticoncepción en Costa Rica, 1981* (Maryland, Westinghouse Health Systems).
- Rutherford, R. and I. Alam, 1984, "Comparison of fertility trends estimated alternative for birth histories and own children", presented at WFS symposium, London, 24-27 April, 1984.
- Rutstein, S., 1983, "Infant and child mortality: levels, trends and demographic differentials", *WFS Comparative Studies*, Vol. 24.
- Sathard, Z. and V. Chidambaram, 1984, "Differentials in contraceptive use", *WFS Comparative Studies*, Vol. 36.
- Schoemaker, J., 1981, "Participación laboral femenina y fecundidad en Paraguay", mimeografiado (Santiago de Chile, CELADE).
- Schoemaker, J., 1984, "Evaluación de la Encuesta Nacional de Fecundidad del Paraguay de 1979", *WFS Scientific Reports*, Vol. 62.
- Singh, S., 1982, "Evaluation of the Jamaica Fertility Survey 1975-76", *WFS Scientific Reports*, Vol. 34.
- Singh, S., et al, 1985, "The proximate determinants of fertility: sub-national variations", *Population Studies*, Vol. 39(1), pp. 113-135.
- Taucher, E., 1982, "Efectos del descenso de la fecundidad sobre los niveles de mortalidad infantil: un estudio basado en datos de cinco países latinoamericanos", mimeografiado (Santiago de Chile, CELADE).
- Trinidad and Tobago, 1981, *Population and Vital Statistics 1977 Report* (Port of Spain, Central Statistical Office).
- United Nations, 1972, "Measures, policies and programmes affecting fertility, with particular reference to national family planning programmes", *Population Study*, no. 51.
- United Nations, 1981, *Variations in the Incidence of Knowledge and Use of Contraception*, Reference no. ST/ESA/SER. R/40 (New York, Dept. of Economic and Social Affairs).
- United Nations, 1982, *Populations and Vital Statistics Report*, Series A, Vol. 34(2), Reference no. ST/ESA/STAT/SER. A/140.

- United Nations, 1984a, *Populations and Vital Statistics Report*, Series A, Vol. 36(3), Reference no. ST/ESA/STAT/SER. A/150.
- United Nations, 1984b, "Education and fertility", presented at working group on comparative analysis of WFS data, sixth meeting, New York, 22-25 Oct. 1984, Reference no. UN/UNFPA/WFS.VI/12.
- United Nations, 1984c, *Some Relationship between Nuptiality and Fertility in Countries of the West Indies*, Reference no. ST/ESA/SER. R/46 (New York, Dept. of Economic and Social Affairs).
- United Nations, 1984d, "Levels and trends in actual fertility", presented at working group on comparative analysis of WFS data, sixth meeting, 22-25 Oct., 1984, New York.
- Vaessen, M., 1984, "Childlessness and infecundity", *WFS Comparative Studies*, Vol. 31.
- Vielma, G., 1982, "Evaluation of the Venezuela Fertility Survey 1977", *WFS Scientific Reports*, Vol. 35.
- WFS, 1980, *Data Processing Guidelines* (London, World Fertility Survey).
- Williamson, N., 1976, *Sons or Daughters: A Cross-Cultural Survey of Parental Preferences* (Beverly Hills, Sage Publications).
- Yunes, J., 1975, "Estudo da lactacao em mulheres do distrito de Sao Paulo, Brasil", *Saúde Pública* Vol. 9(2), pp. 191-213.
- Zavala, E., 1984, *Niveles y Tendencias de la Fecundidad en México 1960-1980*, Centro de Estudios Demográficos y de Desarrollo Urbano (México, El Colegio de México).