

# NOTAS DE POBLACIÓN

Revista Latinoamericana de Demografía



LC/DEM/G.42

Octubre de 1986

**Las opiniones y datos que figuran en este volumen son responsabilidad de los autores, sin que el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE) sea necesariamente partícipe de ellos.**

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFÍA**

**NOTAS DE POBLACIÓN**

**AÑO XIV, No. 41, SANTIAGO DE CHILE, AGOSTO 1986**

**CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA**

**Oficial a cargo:** Carmen Arretx

La revista *Notas de Población* es una publicación del Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), cuyo propósito principal es la difusión de investigaciones y estudios de población sobre América Latina, aun cuando recibe con particular interés artículos de especialistas de fuera de la región y, en algunos casos, contribuciones que se refieren a otras regiones del mundo. Se publica tres veces al año (abril, agosto y diciembre), con una orientación interdisciplinaria, por lo que acoge tanto artículos sobre demografía propiamente tal, como otros que aborden las relaciones entre los fenómenos demográficos y los fenómenos económicos, sociales y biológicos.

**Editor:**

Jorge Arévalo  
Casilla 91, Santiago, Chile

**Comité Editorial:**

Carmen Arretx  
Miguel Villa

**Secretaría:**

Sylvia Kracht  
Enrique Pemjean

**Redacción y Administración:**

Casilla 91, Santiago, Chile

Precio del ejemplar: US\$ 8

Suscripción anual: US\$ 20

## SUMARIO

### Página

El procesamiento de los censos de población de América Latina en la década de 1990: un vistazo al futuro. <i>Ari Silva</i>	9
Tendencias y diferenciales de la fecundidad en América Latina: un análisis con los datos de la Encuesta Mundial de Fecundidad. <i>Michael Vlassoff</i>	25
Estabilidad urbana regional y desarrollo económico. Los casos de América Latina (1940-1970) y Argentina (1947-1980). <i>Mario Boleda</i>	53
Los huérfanos y la mortalidad adulta. El ejemplo de Francia de 1740 a 1829. <i>Alain Bideau</i>	113

# EL PROCESAMIENTO DE LOS CENSOS DE POBLACION DE AMERICA LATINA EN LA DECADA DE 1990: UN VISTAZO AL FUTURO

*Ari Silva*  
(CELADE)

## RESUMEN

El propósito de este documento es definir los métodos de procesamiento de datos que se usarán en los censos de población de la década de 1990, en los distintos países de América Latina. Para ello, se usa como variable principal la población estimada de cada país a la fecha, agregándose las experiencias recogidas durante el procesamiento de los censos de los años 80, y una previsión "futurista" de los avances tecnológicos (de equipos y programas) en el campo de la computación.

Se dividen los países en cuatro grupos, y para cada una de las ocho principales etapas del procesamiento censal, se sugieren procedimientos y metodologías. Para las cinco primeras etapas (planificación, cartografía, empadronamiento, entrada de datos y control primario), el microcomputador, con algunas variaciones, deberá atender a todos los países, exceptuándose la etapa de entrada de datos de los grupos más grandes (más de diez millones de habitantes), para los cuales se recomienda la utilización de lectoras ópticas. En las tres últimas etapas (consistencia, tabulación y base de datos), el microcomputador es indicado sólo para los países del grupo de menos de un millón de habitantes. Para los otros se propone la utilización de computadores grandes en forma centralizada.

Esta visión global debe ser aplicada tomando en cuenta las variables particulares de cada país, y deberá variar sustancialmente de acuerdo al nivel de "acierto" en las previsiones acerca de los adelantos en materia de computación.

⟨CENSOS DE POBLACION⟩  
⟨PROGRESO TECNICO⟩

⟨PROGRAMA DE COMPUTADORA⟩  
⟨COMPUTADORAS⟩

# THE PROCESSING OF POPULATION CENSUSES IN LATIN AMERICA FOR THE 1990 DECADE: A VIEW INTO THE FUTURE

## SUMMARY

The purpose of this paper is to define the data processing methods that will be used in the 1990 population censuses in the different countries of Latin America. For this purpose, the population estimated for each country at the present date is used as the main variable, in addition to the experience gained during the processing of the 1980 censuses and a "futurist" forecast of the technological advances in the field of computers (equipments and programmes).

The countries are divided into four groups, and procedures and methodologies are suggested for each of the main eight stages of a census processing. During the first five stages (planning, cartography, enumeration, data entry and primary control) the microcomputer, with some variations, will serve all the countries with the exception of the data entry stage for the two largest groups (more than ten million inhabitants) for which the utilization of optical readers has been recommended. In the last three stages (consistency, tabulation and database) the microcomputer is recommended only for countries in the group under one million inhabitants. For the other countries, the centralized use of large computers is suggested.

This overall view should take into account the specific characteristics of each country and will vary substantially depending on the "educated guess" regarding future technological developments in the field of data processing.

⟨POPULATION CENSUSES⟩  
⟨COMPUTER PROGRAMMES⟩

⟨COMPUTERS⟩  
⟨TECHNOLOGICAL PROGRESS⟩

## *I. INTRODUCCION*

Este documento tiene como objetivo principal dar una mirada previa a los métodos de procesamiento que deberán ser usados, en cada país, en la producción de los datos censales de la década de 1990. Se examinan las etapas más importantes en el flujo de procesamiento, y para cada una de ellas se proponen una o más opciones, de acuerdo a sus características.

Un análisis estricto de las condiciones que regirán el procesamiento de los datos censales en el decenio de los años 90 implicaría un franco ejercicio de adivinación. En efecto, el ritmo de cambio tecnológico en materia de computación es tan veloz que incluso en un lapso tan breve como cinco años, pueden producirse modificaciones substanciales. Por lo tanto, lo que se pretende es efectuar una previsión, dentro de los márgenes de probabilidades conocidas, de las condiciones en las que se desenvolverá el procesamiento de los datos de los censos de población, teniendo en cuenta la variación de los requerimientos según el distinto tamaño de la población de cada país.

En el capítulo II se comenta la tecnología computadorizada, presente y futura, desde la óptica del procesamiento censal. Como elementos de referencia se mencionan algunos aspectos ya históricos del procesamiento de los censos de los años 80, y se indican los nuevos equipos disponibles –o previsibles– en el mercado. El capítulo III tiene el mismo objetivo del capítulo anterior, pero se concentra en la discusión de los paquetes existentes o susceptibles de estar en operación en el futuro.

El capítulo IV está dedicado a establecer agrupaciones de los países de América Latina y el Caribe según el tamaño de sus poblaciones, y se discuten también algunas otras variables particulares de cada país, que pueden afectar esta tipificación. En el capítulo V se describen, de acuerdo a las agrupaciones definidas



en el capítulo anterior, las técnicas que pueden ser usadas en cada etapa del procesamiento censal.

Finalmente, se hace un resumen de los puntos más importantes, con comentarios generales, de la "futurológica" aplicada.

## II. EVOLUCION DE LA TECNOLOGIA EN COMPUTACION

Antes de considerar las propuestas propiamente tales, es necesario presentar algunos aspectos que, ciertamente, tendrán gran influencia en el tipo de procesamiento censal que deberá utilizarse.

En los censos de América Latina de la década de 1980, los equipos más utilizados fueron los de gran tamaño y los minicomputadores. Hubo alguna utilización de los microcomputadores, sobre todo en la etapa de digitación, y se puede mencionar también la lectora óptica, usada en varios países.<sup>1</sup>

Para los años 90, se espera que el gran protagonista sea el microcomputador; si no se le usa para todo el procesamiento, al menos será utilizado en gran parte del mismo. Su capacidad de memoria central ha venido aumentando rápidamente: ya hay en el mercado microcomputadores con 4 Mb (Megabytes) de memoria real, siendo difícil prever un límite para el valor que eventualmente se alcanzará. El espacio disponible en los discos duros "convencionales" también ha experimentado un aumento considerable: los más comunes están alrededor de los 20 Mb; existen, además, los de 70 Mb, y, tal como la memoria central, no se tiene una idea clara de sus límites.

La nueva tecnología "láser" de grabación ya promete discos removibles de 400 Mb, lo que torna prácticamente ilimitado el espacio disponible para almacenamiento. Para tener una idea de lo que significaría esta capacidad traducida a archivos censales, se puede mencionar el caso de Chile, donde está siendo usado para probar un sistema de base de datos en elaboración en el CELADE, llamado REDATAM. El censo de Chile de 1982 tiene cerca de 3 millones 750 mil viviendas, con más o menos 12 millones de habitantes, lo que ocuparía alrededor de 1200 Mb. Con el método de comprensión de variables usado en REDATAM, este espacio se reduce a 220 Mb<sup>2</sup>.

Las unidades de cinta magnética ya están apareciendo incorporadas a los microcomputadores, a un costo aún relativamente alto, pero sólo es una cuestión de tiempo para que se tengan cintas a precios accesibles. Esta adaptación es necesaria, principalmente para aumentar la capacidad de almacenamiento y para

---

<sup>1</sup> Para mayores detalles, véase Silva, A., *Procesamiento de Datos Censales: Lecciones de la Experiencia Latinoamericana*, Santiago, CELADE, serie A, número 170, junio de 1985.

<sup>2</sup> CELADE, *Resumen del Proyecto REDATAM*, presentado al Centro Internacional de Investigación y Desarrollo de Canadá, 1985.

facilitar la conexión y transferencia de información con los equipos de gran tamaño.

La comunicación de los microcomputadores con los computadores grandes ya es un hecho consumado, ya sea en conexión directa o a través de la telecomunicación. Los microcomputadores también se comunican fácilmente entre ellos, haciendo prever una tendencia al establecimiento de redes locales a la distribución espacial del procesamiento.

Otro equipo que jugará un papel importante en los futuros censos es la lectora óptica. Sus características negativas, tales como la necesidad del uso de un papel especial, con una impresión técnicamente perfecta, están siendo eliminadas a pasos muy rápidos. Hoy día ya existen, por ejemplo, tabletas de lectura óptica acopladas a microcomputadores, uniéndose así las dos tecnologías.

Y, por supuesto, los precios y costos operativos de todos los avances señalados han seguido bajando inexorablemente, y a medida que se domina la técnica, aumenta la competencia y la producción masiva de dichos equipos.

### III. SISTEMAS PARA EL PROCESAMIENTO CENSAL

Los denominados "paquetes" de computación son programas genéricos prefabricados, que se ejecutan a través de comandos o parámetros escritos por el usuario. El objetivo principal de los paquetes es ahorrar mano de obra especializada y producir resultados en corto plazo y con un nivel mínimo de errores.

En los países de América Latina, es muy importante la existencia de estos paquetes. La falta de mano de obra especializada, la gran "migración" de personal de los institutos de estadística hacia la empresa privada, los sueldos generalmente bajos, la muy reducida frecuencia de procesamiento censal (promedio de 10 años), son algunas de las razones que demandan la casi obligatoriedad del procesamiento censal mediante paquetes de computación.

En el procesamiento de los censos de los años 80 se usaron, con mucha frecuencia y éxito, algunos programas que estaban disponibles, tales como el CONCOR para la crítica y corrección, el SISTMARG para el cálculo de frecuencias, el CENTS para la tabulación y, en menor escala, el SPSS o el SAS para cruces básicos y análisis de variables.<sup>3</sup>

Para la etapa de entrada de datos ya existen también algunos programas que, dentro de sus limitaciones (y precios), podrían ser usados en los censos.

Sin embargo, estos esfuerzos no serán suficientes para hacer frente a la labor involucrada en los próximos censos, no sólo porque no tocan todas las etapas del procesamiento, sino también porque los requisitos y características deseables para

---

<sup>3</sup>Silva, A., *Procesamiento de Datos...*, op. cit., capítulo IV, pgs. 31-32.

los programas deberán tener mayor amplitud, disminuyendo aun más la tarea de programación. Este es un tema muy importante, que merece ser discutido más profundamente.<sup>4</sup>

La existencia o no de estos paquetes para las diversas etapas censales, principalmente versiones para instalar en los microcomputadores, será la variable fundamental que operará como limitante o potencial de expansión para la utilización de los micros en los censos de los años 90.

De acuerdo a lo señalado anteriormente, se espera un gran aumento de las potencialidades de los microcomputadores, pero en el caso de América Latina, es necesario que este desarrollo –para que sea totalmente provechoso– esté acompañado por la existencia de paquetes apropiados para el procesamiento estadístico.

#### IV. TIPIFICACION SEGUN EL TAMAÑO DE LA POBLACION

Aunque la experiencia censal en América Latina pueda ser transmitida de uno a otro país, hay problemas específicos difíciles de generalizar. Radicalizando el raciocinio, no se pueden tomar los conceptos de procesamiento utilizados en México, por ejemplo, y aplicarlos en Santa Lucía, ya que la diferencia básica está en el tamaño de sus respectivas poblaciones.

Evidentemente, éste no es el único factor que se debe tomar en cuenta, pero, desde el punto de vista del proceso de computación, es sin duda el más importante. Existen otros elementos diferenciales, como por ejemplo el grado de avance tecnológico de los respectivos institutos de estadística, las diferentes posibilidades de acceso a equipos más poderosos, la situación económica local, la importancia que los respectivos gobiernos asignen a la información estadística, o más bien, la cantidad de fondos que será reservada para el proyecto censal, etc. Todas estas consideraciones tienen un mayor o menor grado de impredecibilidad, que puede variar significativamente desde ahora hasta la época del censo; además, esos factores serán afectados, directamente, por una eventual variación de la política de los organismos internacionales que tradicionalmente prestan su aporte financiero y tecnológico a los proyectos censales.

Por consiguiente, de todos los aspectos susceptibles de considerar en estas proyecciones acerca del procesamiento de los datos censales en la década del 90, el tamaño de la población constituye la variable menos aleatoria. Usando las cifras proyectadas al año 1990 de los distintos países de América Latina, es posible identificar cuatro grupos de países, que se describen sucintamente a continuación<sup>5</sup>; estos grupos serán determinantes para el establecimiento de los procesos que se usarán en las diferentes etapas de los censos.

---

<sup>4</sup>Silva, A., *La Necesidad del Desarrollo de Sistemas para los Censos de América Latina*, Santiago, inédito.

<sup>5</sup>CELADE, *Boletín Demográfico*, Santiago, año XVIII, número 35, enero de 1985.

### 1. *Países muy grandes* (población de más de 20 millones)

En este grupo están Argentina, Brasil, Colombia, México, Perú y Venezuela. En rigor, ésta es una agrupación algo disímil, pues si se consideran los extremos (Brasil con 153 millones y Venezuela con 21 millones, proyectados), se advierte un rango muy amplio. Quizás sería preferible aislar a Brasil, o crear un grupo separado sólo para Brasil y México (89 millones). Sin embargo, para efectos de especificación de los métodos de trabajo en las etapas de computación que se mencionan, estos dos países se comportan de la misma manera que los demás del grupo. Además, como ésta es una agrupación puramente teórica, sujeta a adaptaciones de acuerdo a la futura realidad de cada país, se estima prudente considerar al grupo tal como aquí se le ha identificado.

### 2. *Países de gran población* (entre 10 y 20 millones)

Es el caso de Chile, Cuba y Ecuador. Se podría también integrar a Guatemala (9,6 millones) en este grupo, sin mayores problemas de homogeneidad.

### 3. *Países de tamaño medio* (población entre 1 y 10 millones)

Forman parte de este grupo, entre otros, Bolivia, Honduras, Paraguay y Uruguay. Dentro de este grupo, la ayuda de los organismos internacionales juega un rol importante, lo que puede diferenciar el tipo de procesamiento entre un país y otro. De la misma manera, la dependencia del desarrollo de paquetes es más acentuada que en los grupos anteriores.

### 4. *Países de poca población* (menos de 1 millón)

Básicamente, este grupo está conformado por la mayoría de los países del Caribe de habla inglesa, con la excepción de Jamaica (perteneciente al grupo 3). Los casos de Guyana y Trinidad Tobago (1 millón y 1,3 millones, respectivamente) son discutibles, pudiendo incorporárselos al grupo 3 o 4, de acuerdo al avance de la tecnología de microcomputadores. Como la elección de los límites entre los grupos no es rígida, se incluyen ambos países en el grupo 4.

Tal como se ha sostenido reiteradamente, estos agrupamientos son puramente teóricos y tienen un carácter provisional; otros factores, como los mencionados anteriormente, pueden reubicar a un país dentro de los diferentes grupos, lo que también puede suceder con los cambios tecnológicos, que a su vez introducirían cambios en estos conceptos.

## V. *MÉTODOS DE PROCESAMIENTO*

No se trata aquí de mencionar todas las etapas del procesamiento censal, ni tampoco de describirlas o definir las en profundidad. Más que nada, la labor está

centrada en los elementos o etapas que tienen una gran correlación con el volumen de datos que deben procesarse. Estas etapas son:

- Planificación
- Cartografía
- Empadronamiento
- Entrada de datos
- Control primario
- Consistencia y limpieza de datos
- Tabulación
- Base de datos

### *V.1 Planificación.*

Nunca está de más insistir en la necesidad de una buena planificación en un proyecto tan complejo como los censos de población. Esta etapa, en el pasado muchas veces olvidada, o acortada, puede verse notablemente facilitada con la utilización de los computadores.

Independientemente de la tipificación descrita en el capítulo anterior, todos los países deberán usar los microcomputadores en la planificación para el diseño de cronogramas, elaboración y seguimiento del presupuesto, preparación de toda la documentación, etc.

### *V.2 Cartografía.*

La introducción de los procedimientos computarizados en el trabajo cartográfico es una necesidad. Sin la ayuda del computador va a ser muy difícil garantizar una cobertura plena y sistemática para todo el país en los próximos censos. La creación de una base cartográfica computarizada permitirá la producción automática de mapas con mucho mayor precisión y rapidez, en cualquier nivel político-administrativo, y permitirá también la conjugación de los archivos censales con los datos cartográficos, generando resultados en forma gráfica.

Igual que en la planificación, los microcomputadores deben ser usados en esta fase, en todos los países, de manera centralizada por las oficinas de estadística.

### *V.3 Demás etapas.*

La agrupación de los países según el tamaño de su población no tuvo ninguna influencia en el establecimiento de los microcomputadores como instrumento de trabajo para las etapas anteriores. A partir del empadronamiento se hacen notar las diferencias, y por eso, se presentan estas etapas dentro de cada grupo.

## 1. Países muy grandes (población de más de 20 millones)

### 1.1. Empadronamiento.

Ya en la década de 1980, cuatro de los cinco países de este grupo (Argentina, Brasil, Colombia y Perú), levantaron sus censos, en parte, por muestra, variando el porcentaje de muestreo y el método de selección según cada país.

En todos los casos, el procedimiento de recolección de datos fue el mismo: se usaron dos tipos de cuestionario, uno llamado "Básico", para toda la población, que contenía pocas preguntas (parentesco, sexo y edad, por ejemplo), y otro llamado "Ampliado" o "Extendido", que contenía, además de las preguntas del cuestionario básico, las otras consultas tradicionales de un censo de población. El cuestionario "Ampliado" fue aplicado a una fracción (la muestra) de las viviendas, y el cuestionario Básico se empleó en las viviendas restantes.

La razón fundamental para que los países de este grupo aplicaran el muestreo fue, sencillamente, el volumen total de información que debía procesarse, lo que significa, en última instancia, tiempo y costos. Aparentemente, este procedimiento dio resultados satisfactorios y no habría razón para repetirlo en el futuro.

El hecho de que se use o no un procedimiento de muestreo en el censo afecta al procesamiento de datos en varios puntos; citemos, por ejemplo:

- a) disminución del volumen total de procesamiento, en una proporción que es dependiente de los factores de muestreo;
- b) existencia de dos tipos de cuestionarios, lo que significa dos subsistemas de producción; y
- c) necesidad de una etapa adicional de ponderación, para el cálculo de los factores de expansión, cuya complejidad depende del método de selección de la muestra.

De todas maneras, la decisión debe tomarse en términos de la calidad de la información final frente a la rapidez y el costo de su procesamiento.

### 1.2 Entrada de datos.

La utilización de la técnica muestral en el empadronamiento es importante, porque puede variar fundamentalmente la cantidad de datos que debe ingresarse. Por ejemplo, el uso de una muestra del 20 por ciento significaría una reducción de alrededor de dos tercios en la entrada de datos, dependiendo del número de preguntas en cada cuestionario. En el caso de Venezuela, por ejemplo, se podría decir que el volumen censal correspondería a alrededor de 7 millones de registros, lo que, a primera vista, podría significar un cambio de grupo de procesamiento, pero no hay que olvidarse de los otros efectos colaterales de la muestra.

Independientemente del uso del muestreo en la recolección, se pueden prever

dos decisiones básicas para el procedimiento de entrada de la información: *lectora óptica* o *digitación*, por un lado, y por el otro *centralización* o *descentralización*. Estos dos criterios son combinables entre sí, generando cuatro hipótesis distintas para la entrada de datos.

#### 1.2.1. Lectora óptica o digitación.

La definición del método que se empleará para ingresar los datos se restringe a una comparación de las ventajas y desventajas de cada uno. Sin profundizar demasiado en el tema, se podría caracterizar a la lectora óptica actual como un equipo caro, rápido que demanda un frecuente ajuste y mantenimiento, necesita un papel y una impresión de buena calidad para el cuestionario, y que exige un mayor cuidado en el manejo de las boletas en todas las etapas previas a la lectura.

Por otro lado, la digitación es un proceso relativamente más barato, más lento (dependiendo del número de operadores), con un mayor porcentaje de errores, y como involucra una mayor cantidad de personal, necesita más entrenamiento, espacio físico para el trabajo, administración, etc.<sup>6</sup>

Como regla general, se puede deducir entonces que la lectora óptica es adecuada cuando se tiene un gran volumen de información, siempre y cuando sea posible controlar los problemas de su utilización. La digitación sería el método más indicado en los otros casos.

Los avances tecnológicos hacen prever, para este grupo de países, una clara opción a favor de las lectoras ópticas. La utilización del ingreso por medio de la digitación dependería de criterios secundarios, tales como el aprovechamiento de la mano de obra disponible en el país, etc.

Por incongruente que pueda parecer, los dos mayores países de este grupo (Brasil y México) no usaron lectoras ópticas en sus censos de los años 80.

#### 1.2.2. Centralización o descentralización.

En el caso de las lectoras ópticas, el criterio más razonable sería el de la centralización, para concentrar los recursos de entrada, usarlos como respaldo entre ellos, etc. En los casos de Brasil y México (los dos países más grandes), dependiendo de los recursos disponibles, se podría pensar excepcionalmente en la descentralización de las lectoras ópticas. Para los demás, esta descentralización dependería de la cantidad de equipos que se usarán en el censo y, lógicamente, de sus costos.

En el caso del ingreso de datos mediante digitación, la descentralización de actividades parece ser lo más adecuado, siempre que se mantenga el número de centros de operación dentro de cantidades manejables —y sólo en las grandes

---

<sup>6</sup>Para mayores detalles, véase Silva, A., *Procesamiento de Datos... op. cit.*, capítulo III, pgs. 23-24.

ciudades— para evitar o disminuir los factores negativos del proceso (administración y coordinación de los centros, disponibilidad de mano de obra calificada, uniformidad de procedimientos y costos, etc.)

### 1.3. Control primario (cantidades).

La ejecución del subsistema de control primario, también llamado de control de cantidades, es necesaria para verificar, entre otros aspectos, el volumen de material que se procesará (cuestionarios y personas) y garantizar las variables de “ubicación geográfica” en la boleta censal.

Como el objetivo de esta etapa es controlar el ingreso de todas las boletas y personas, garantizando que no haya duplicación, este proceso debe realizarse lo más cerca posible del local del ingreso de datos, con el fin de facilitar las correcciones. Así, la decisión de descentralizar o no la entrada de datos será la que, a la postre, localizará también el control primario.

Con relación al tipo de equipo que debe utilizarse, ello dependerá también de la posibilidad de conexión entre una lectora óptica y un microcomputador, o de que las propias lectoras ópticas aumenten sus capacidades de procesamiento o funciones. Como ambas posibilidades son perfectamente previsibles, esta etapa puede ser ejecutada con microcomputadores.

### 1.4. Consistencia y limpieza.

En la década de 1980, en la casi totalidad de los países (de todos los grupos), esta etapa fue realizada con procedimientos automáticos, especificándose las reglas de consistencia y de corrección, con buenos resultados. Para los años 90, estos procedimientos deben ser repetidos. Como se trata de modalidades de operación puramente automáticas, ellas deben ser centralizadas, de modo que se pueda usar la mayor velocidad de los computadores de mayor tamaño, y que se consiga maximizar el refinamiento y la calidad en los procesos de asignación y análisis de la información recolectada.

En los casos en que la entrada de datos es descentralizada, es necesario definir el método de transmisión de los datos al computador central. El avance en los sistemas de telecomunicación, la utilización de satélites, etc., aparentemente llevarían la decisión por este camino. Sin embargo, el procesamiento censal no exige una transmisión de datos en línea y “al minuto”, ni mucho menos. Es perfectamente razonable una demora de 5 a 10 días, a veces más, entre el ingreso de la información (incluyendo el control primario), y el inicio del procesamiento centralizado. Por lo tanto, es recomendable que esta transferencia de datos sea hecha a través del transporte físico de algún medio magnético (cintas, cartuchos, etc.). Esta es una práctica más barata y más segura, que no exige los sofisticados controles necesarios para garantizar la transmisión segura de los datos por medio de la telecomunicación, a menos que se produzcan cambios substanciales en las



telecomunicaciones, acompañados de una disminución de sus costos, y que, lógicamente, esté disponible en los países de América Latina.

Finalmente, faltaría decidir entre la utilización de los computadores de gran tamaño o los microcomputadores. Aunque se tome en cuenta todo el avance de la tecnología, actual y del futuro próximo, es difícil imaginar estos procedimientos en microcomputadores, sobre todo en países en vías de desarrollo. Todo lo anterior lleva a pensar que lo más apropiado sea la utilización de los grandes computadores.

### 1.5. Tabulación.

Una vez decidida la centralización del proceso anterior, es razonable que esta etapa también lo sea. El gran volumen de información (magnética), los procesos automatizados de procesamiento y el tamaño de los programas de tabulación, son las razones principales para preferir la centralización.

Adicionalmente, se puede mencionar la sofisticación de estos programas, con la posibilidad de conexión directa con equipos de fotocomposición y producción de microfichas. En rigor, es más que una posibilidad; se trata, más bien, de una obligatoriedad, toda vez que ella permite aumentar la calidad de los volúmenes publicados y facilita tanto el almacenamiento como las consultas de otros resultados no publicados.

### 1.6. Base de datos.

La creación de una base de datos censales también sería centralizada, decisión que se basa en los mismos motivos de centralización del proceso anterior. Eso no significa, sin embargo, que no se pueda tener copias de una parte (o del todo) en otros computadores. Por otro lado, la comunicación entre computadores facilita al investigador el acceso a la base de datos casi en cualquier región del país.

## 2. Países de gran población (entre 10 y 20 millones)

### 2.1. Empadronamiento.

Como se mencionó anteriormente, el empadronamiento no corresponde a una decisión que se adopte como parte del procesamiento de datos.

### 2.2. Entrada de datos.

Igual que para el grupo 1 de países, hay que decidir entre la lectora óptica y/o la descentralización.

#### 2.2.1. Lectora óptica.

En este caso, no parece tan obvia la ventaja de la lectora óptica sobre digitación. Su utilización dependerá básicamente de los costos de esta tecnología

en 1990. Como ejemplo, en este grupo está el caso de Chile, que usó la lectora óptica en su censo de 1982 y cuyos resultados, desde el punto de vista de la entrada de datos, fueron buenos. Los problemas producidos fueron consecuencia de que las etapas posteriores al ingreso de datos no tuvieron la misma velocidad.<sup>7</sup>

### 2.2.2. Descentralización.

Aquí tampoco es clara la decisión en favor de la descentralización. Su adopción dependerá de la disponibilidad de los recursos existentes en las ciudades principales. Como precedente, en este grupo está el caso del Ecuador, que descentralizó su entrada de datos (por digitación) en dos ciudades, Quito y Guayaquil, con algunos problemas iniciales de ajuste de procedimientos (que luego se solucionaron), pero cuyos resultados finales fueron satisfactorios.

### 2.3. Control primario.

Valen las mismas observaciones hechas en el punto 1.3.

### 2.4. Consistencia, tabulación y base de datos.

Estos procesos deben ser centralizados y ejecutados en equipos de gran tamaño, por las mismas razones mencionadas en los puntos 1.4, 1.5 y 1.6.

## 3. Países de tamaño medio (población entre 1 y 10 millones)

### 3.1. Empadronamiento.

El beneficio obtenido al reducirse los volúmenes de datos para procesar no justifica los problemas y dificultades que se presentan en el manejo de dos tipos de cuestionarios, como ocurre cuando se hace uso del muestreo, excepto en el caso en que el número de preguntas "extras" sea muy grande. Aun así, quizás sería más práctico realizar una encuesta paralela al censo, que tuviera sólo las preguntas específicas adicionales.

### 3.2. Entrada de datos.

No tiene sentido pensar en una descentralización de estas actividades, sino más bien en concentrar los recursos para su mejor aprovechamiento.

La utilización de una lectora óptica no sería recomendable, excepto en el caso, ya comentado anteriormente, en que los costos operativos y las exigencias técnicas del equipo descendan hasta alcanzar magnitudes que los países de este grupo puedan solventar.

---

<sup>7</sup>Tacla, O., *Chile: XV Censo Nacional de Población y IV de Vivienda, 1982: Breves comentarios, según etapas censales, con especial énfasis en ingreso de datos*, Buenos Aires, mayo de 1985. presentado en el Taller de Análisis y Evaluación de los Censos del 80.

### 3.3 Control primario.

Deberá ser ejecutado centralizadamente, en un microcomputador. La elección de esta tecnología para el grupo considera el hecho de que, primero, la entrada de datos es por medio de microcomputadores y, segundo, que los volúmenes son perfectamente manejables si son trabajados por lotes de procesamiento.

### 3.4. Consistencia y tabulación.

Estos dos procesos se realizarán, probablemente, en un equipo grande. La posibilidad de utilización de microcomputadores dependerá de un futuro aumento en su capacidad de memoria secundaria (discos duros y/o cintas magnéticas), y de la existencia de paquetes de programación razonablemente eficientes.

### 3.5. Base de datos.

La creación de la base de datos se haría en el mismo computador usado para las etapas anteriores. Para su máximo aprovechamiento, se puede prever la utilización de microcomputadores, apoyados en los paquetes específicos para tales trabajos.<sup>8</sup>

## 4. Países de poca población (menos de 1 millón)

Para estos países, se prevé la utilización de los microcomputadores en todas las etapas, con un procesamiento centralizado.

Con el objeto de facilitar el uso de microcomputadores, es imprescindible la existencia de un conjunto de paquetes destinados al procesamiento censal (véase el capítulo III), sobre todo porque se trata de países pequeños que no pueden asignar recursos a proyectos de esta naturaleza.

La utilización de una lectora óptica dependerá de consideraciones relativas a costos y a la capacidad de acoplamiento a un microcomputador (o una microlectora óptica).

## 5. Resumen.

Los cuadros 1 y 2, que se presentan a continuación, proporcionan la composición de los grupos de países y una visión resumida de las opciones más probables para cada etapa del procesamiento censal, según el grupo de países.

---

<sup>8</sup>CELADE, *Resumen del proyecto... op. cit.*

Cuadro 1  
COMPOSICION DE LOS GRUPOS DE PAISES  
(y población estimada, en miles, para la década de 1990)

PAISES MUY GRANDES (más de 20 millones)

---

Argentina	30 277	México	89 012
Brasil	153 271	Perú	23 355
Colombia	31 820	Venezuela	21 284

PAISES GRANDES (entre 10 y 20 millones)

---

Chile	13 061	Ecuador	10 949
Cuba	10 540	Guatemala	9 676

PAISES MEDIANOS (entre 1 y 10 millones)

---

Bolivia	7 314	Nicaragua	3 778
Costa Rica	2 766	Panamá	2 346
El Salvador	6 484	Paraguay	4 231
Haití	7 509	Puerto Rico	4 747
Honduras	5 105	República Dominicana	6 971
Jamaica	2 535	Uruguay	3 128

PAISES PEQUEÑOS (menos de 1 millón)

---

Antillas-Neerlandesas	313	Guyana Francesa	73
Bahamas	295	Guyana	1 069
Barbados	292	Martinica	337
Belice	205	Santa Lucía	136
Dominica	95	Suriname	527
Granada	123	Trinidad y Tabago	1 337
Guadalupe	339		

Cuadro 2  
OPCIONES PROBABLES PARA EL PROCESAMIENTO DE LOS CENSOS DE  
1990, POR ETAPAS, SEGUN TIPO DE PAIS

TIPOLOGIA DE PAISES SEGUN TAMAÑO  
(en millones)

Etapas	Muy Grandes (más de 20)	Grandes (10 - 20)	Medianos (1 - 10)	Pequeños (menos de 1)
1. Planif.	Microcomp.	Microcomp.	Microcomp.	Microcomp.
2. Cartogr.	Microcomp.	Microcomp.	Microcomp.	Microcomp.
3. Empadr.	Muestra	Universo	Universo	Universo
4. Entrada de datos	Lectora descentr.	Lectora descentr.  Digitación descentr.	Digitación central.	Digitación microcomp. central
5. Control primario	Microcomp. descentr.	Microcomp. c/entrada	Microcomp. central.	Microcomp. central.
6. Consist	Computador grande central.	Computador grande central.	Computador grande central.	Microcomp. central.
7. Tabulac.	Computador grande central.	Computador grande central.	Computador grande central.	Microcomp. central.
8. Base de datos	Computador grande central.	Computador grande central.	Generación computador grande  Explotación microcomp.	Microcomp. central.

## VI. CONCLUSION

La tipificación de los países según el tamaño de su población es una simplificación muy gruesa, y por lo tanto peligrosa. Sin embargo, el volumen de material es uno de los más importantes factores en la elección del método de procesamiento.

Adicionalmente, se deben "ajustar" las decisiones adoptadas en base a los volúmenes de información, tomando en cuenta otros elementos específicos de cada país, como por ejemplo, el grado de sofisticación tecnológica alcanzada por sus respectivas oficinas de estadística.

Finalmente, deberán estudiarse los dos grandes imponderables del futuro, que son las nuevas tecnologías en computación (principalmente los microcomputadores) y la disponibilidad de paquetes estadísticos. La existencia de estos programas, dirigidos al procesamiento censal, deberá ser el punto neurálgico que dirigirá las decisiones sobre la utilización masiva de los microcomputadores en los años 90.

# 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.



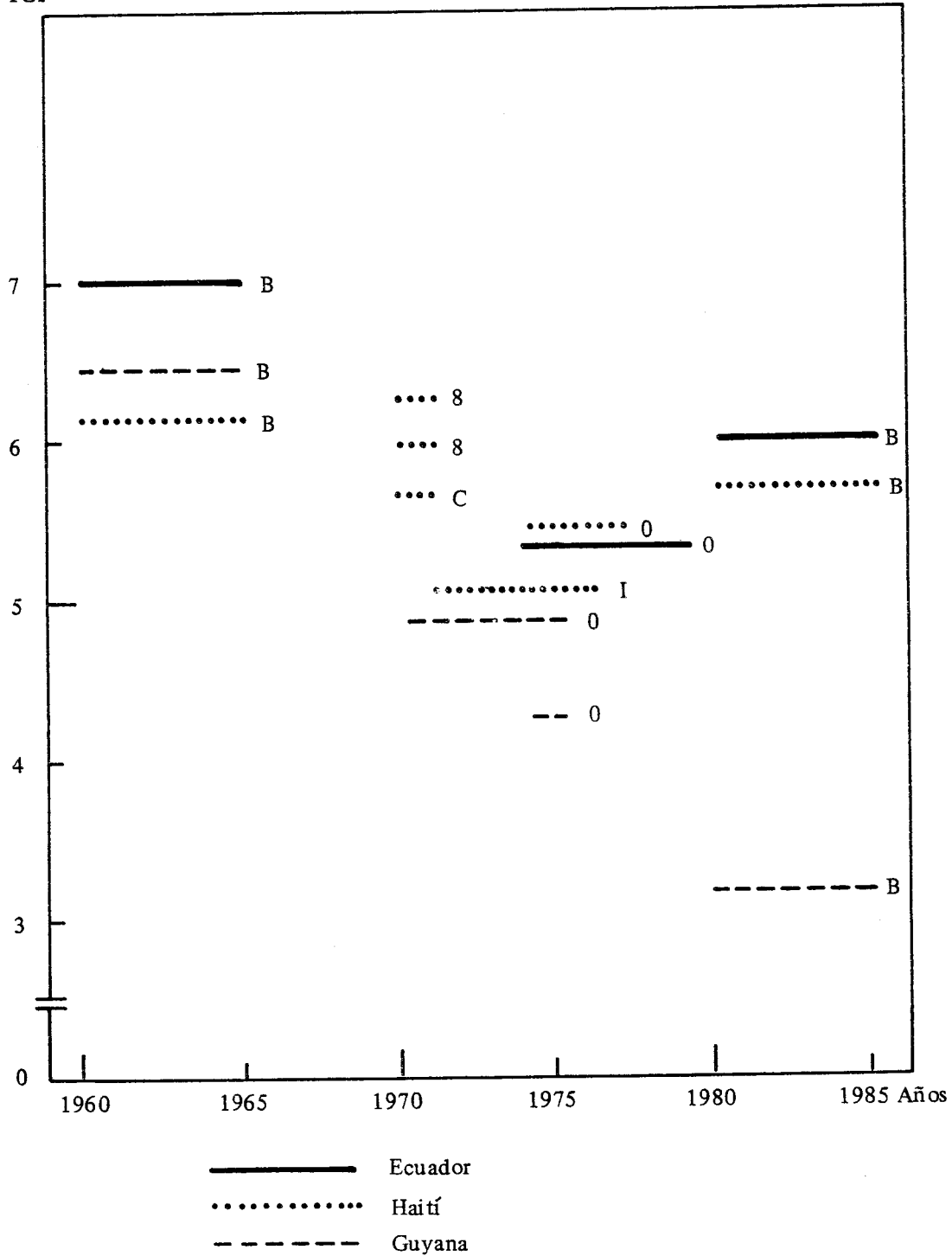
La declinación en la fecundidad, sin embargo, no se ha producido en todos los países de América Latina y el Caribe. En el cono sur, en países como Argentina y Uruguay, por ejemplo, la fecundidad permaneció estacionaria en el período o declinó apenas. En Bolivia y Haití, la fecundidad permaneció alta, 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.

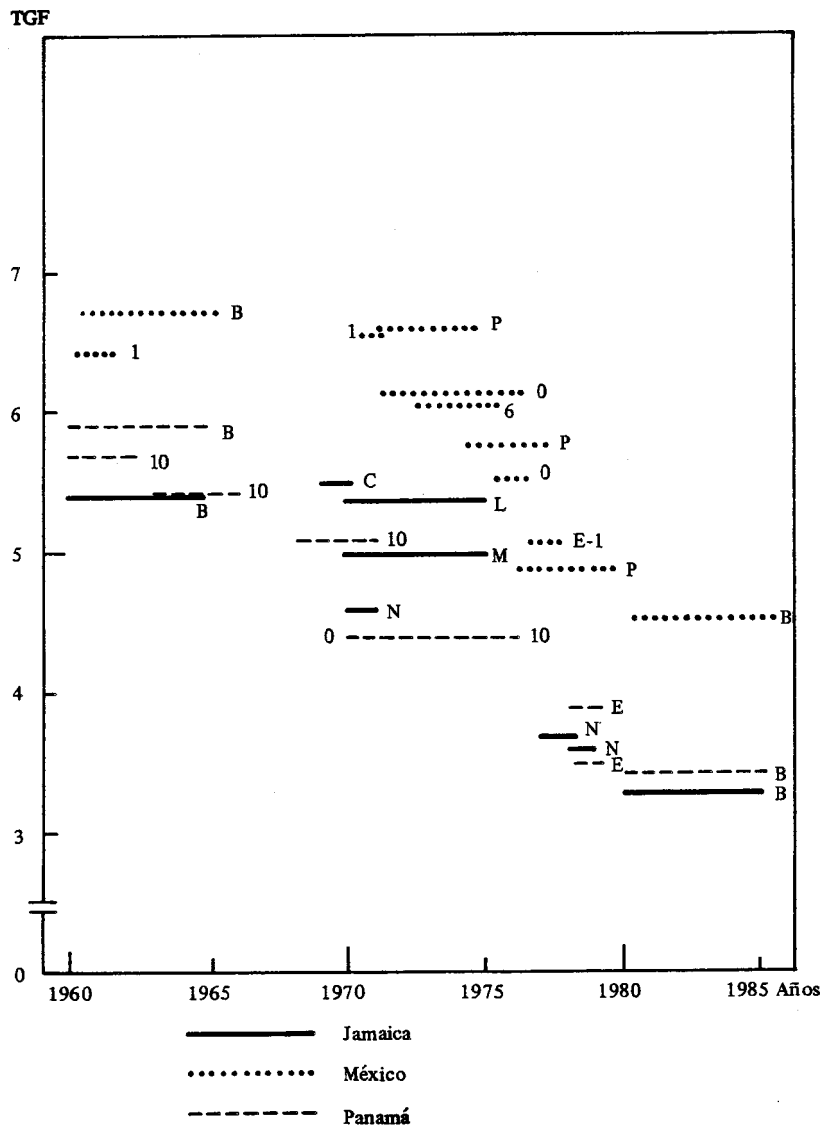
Gráfico 1

TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD ESTIMADAS EN EL PERIODO 1960-1985

TGF



TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD ESTIMADAS EN EL PERIODO 1960-1985



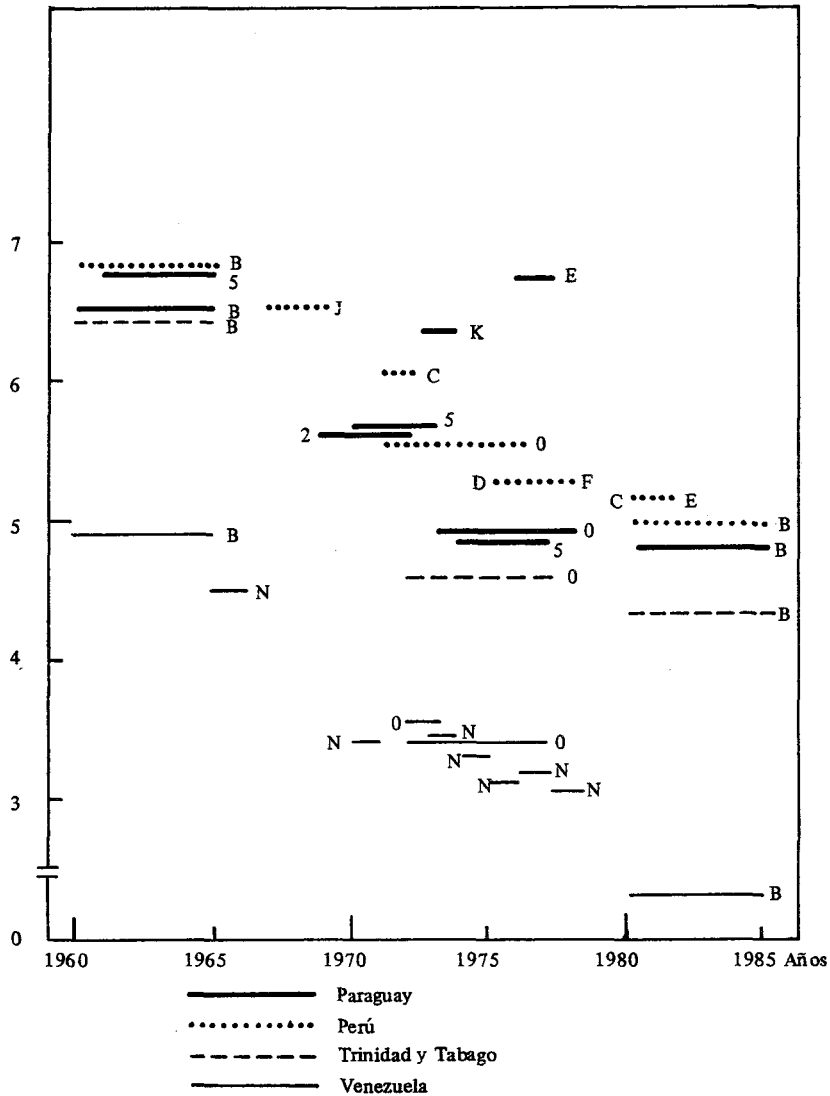
Fuentes del Gráfico 1:

- |                                       |                                 |
|---------------------------------------|---------------------------------|
| 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), Gómez
- 8. Citado en Conning (1982), Hobcraft
- 9. Citado en Conning (1982), Jiménez
- 10. Citado en Conning (1982), Médica
- 11. Citado en Conning (1982), Ortega
- 1982
- J. PECFAL, Céspedes, 1982
- K. Schoemaker, 1984
- L. Singh, 1982
- M. United Nations, 1984d
- N. Jamaica, 1980; Trinidad and 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"			Total
	40-44	25-49	<25	25-34	35-44	45 +	
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 ( ${}_1q_0$ ) y la mortalidad bajo los cinco años de edad ( ${}_5q_0$ ).

Cuadro 2

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

	Mortalidad infantil ( ${}_1q_0$ )		Mortalidad de la niñez ( ${}_5q_0$ )		TMI como % de TMN (1) / (3)
	Tasa (por 1000) (1)	10-19 años antes encuesta (2)	Tasa (por 1000) (3)	10-19 años antes encuesta (4)	
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. (*Ibid*).

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 monotónica 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.

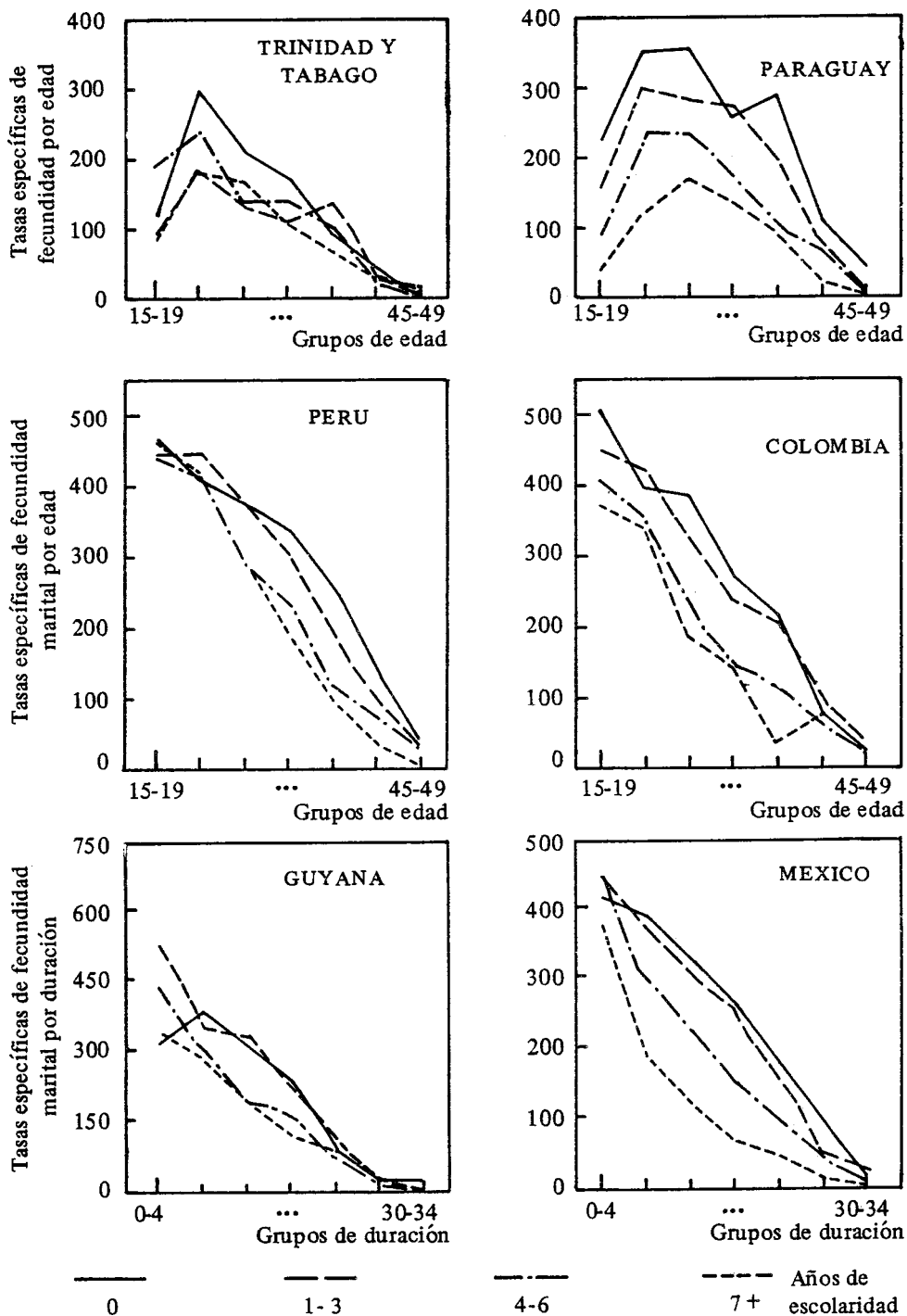
Las columnas 7-14 del cuadro 4 presentan las tasas globales de fecundidad según los años de educación aprobados. Se pone en evidencia un patrón de TGF pequeñas entre las mujeres de alta educación en todos los países, con diferencias máximas de 5,3 nacidos vivos en Paraguay y 4 a 5 niños nacidos vivos 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.

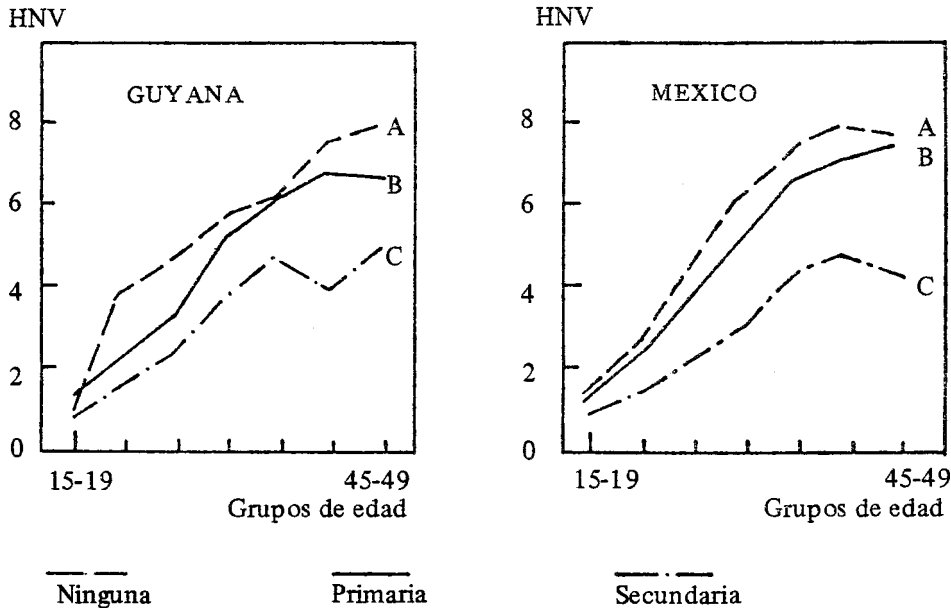
Por razones de espacio, no es posible dar una explicación completa del modelo de regresión en el que se basa el presente análisis. (Para una descripción

---

<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.

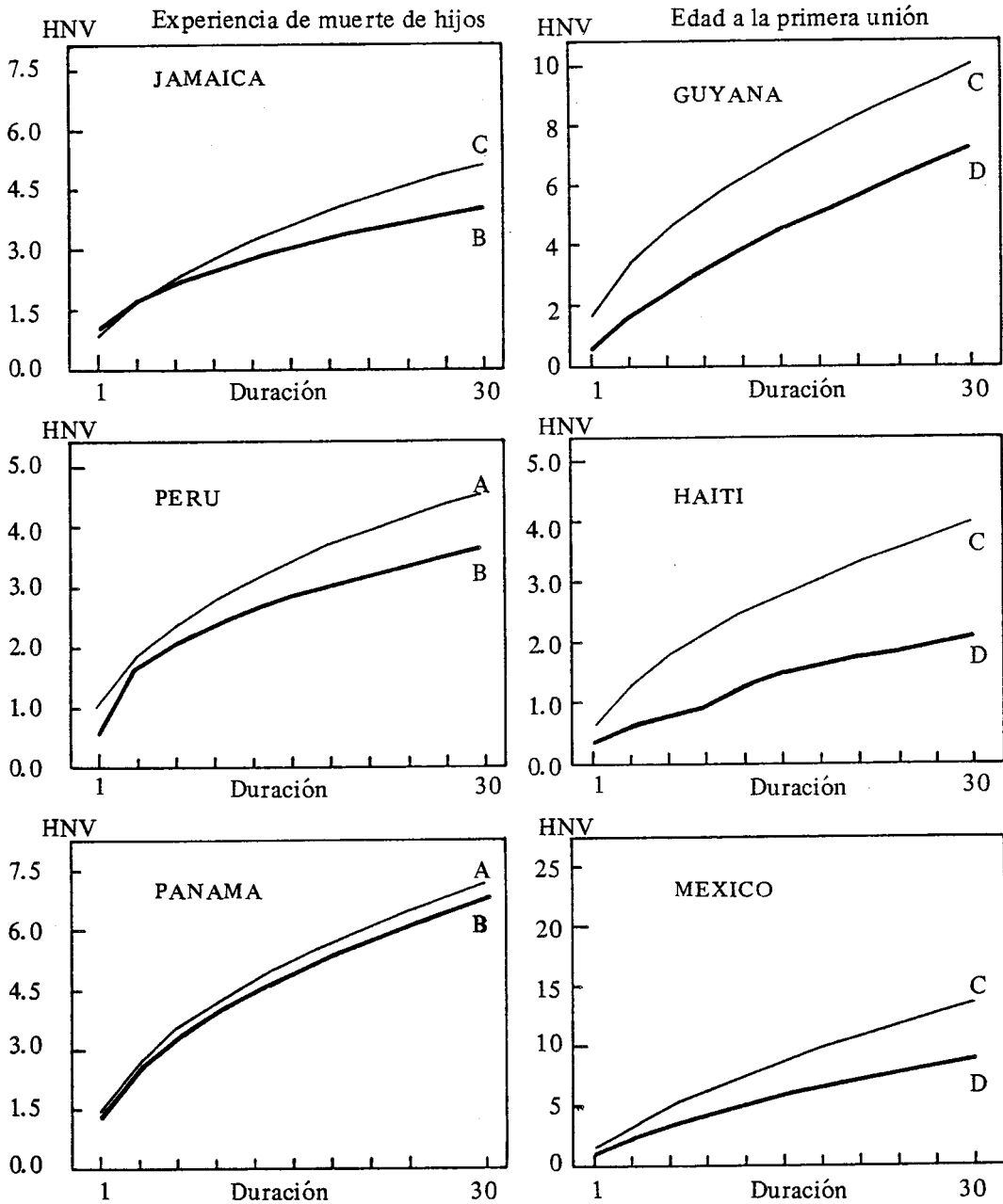
completa véase Hermalin y Mason (1980) y United Nations, (1984).) El modelo es de forma log-lineal, con énfasis en las interacciones entre la duración de la unión y otras variables independientes. Además de la duración de la unión, se agregan al modelo, como variables demográficas, la edad a la primera 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						
	Rural	Migrante	Urbano	Rural	Migrante	Urbano
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.

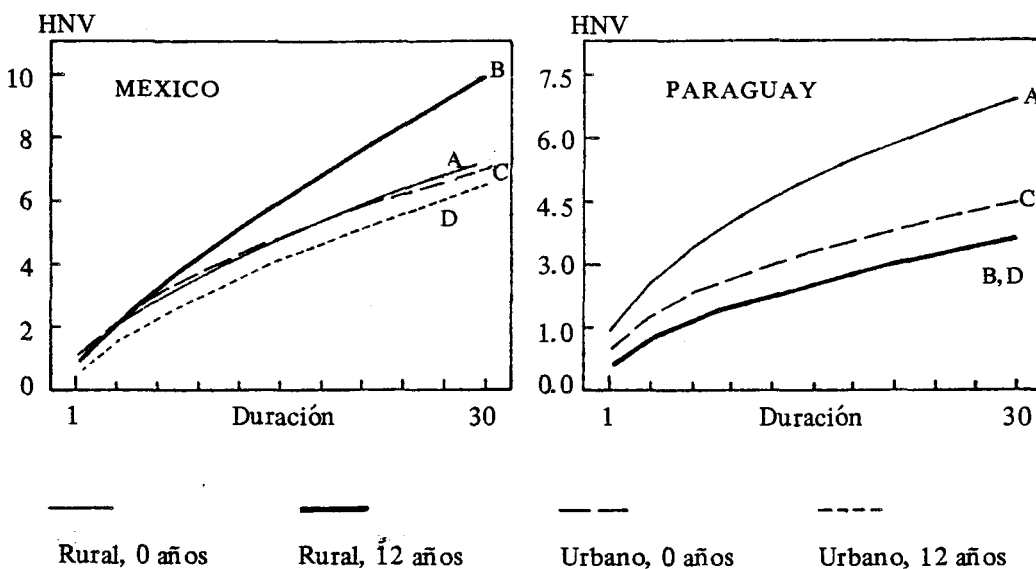
RUR = rural durante varios años, MIG = migrante; URB = urbano durante varios años.

- 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)

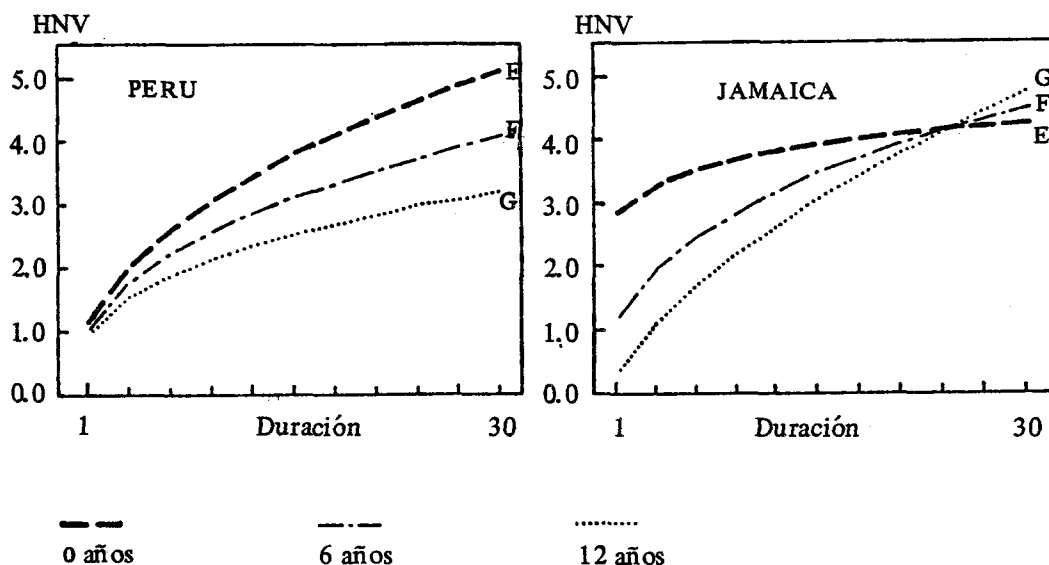
Sin controlar por residencia						
	Duración: 8 años			Duración: 25 años		
	0	6	12	0	6	12
Colombia *	100	87	76	100	88	77
Costa Rica *	100	87	65	100	76	58
Ecuador *	100	81	65	100	76	57
Guyana * *	100	81	65	100	98	96
Haití *	100	79	61	100	81	65
Jamaica * *	100	73	53	100	100	99
México * *	100	94	89	100	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 práctica 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).

**ESTABILIDAD URBANA REGIONAL Y DESARROLLO  
ECONOMICO. LOS CASOS DE AMERICA LATINA  
(1940-1970) Y ARGENTINA (1947-1980)**

*Mario Boleda*  
*Universidad Nacional de Salta*

**RESUMEN**

Existe una perspectiva ya tradicional en ciencias sociales que enfoca la urbanización como un proceso estrechamente relacionado con el desarrollo económico y social. No ha sido diferente con la tipología de estabilidad urbana que Jorge E. Hardoy diera a conocer en los años 1973/75. Sin embargo, si se ponen en tela de juicio algunos de sus principios constitutivos, los lazos entre una esfera y otra no resultan tan firmes.

En este trabajo se aplica la metodología de Hardoy a regiones de países latinoamericanos, detectándose en el instrumento algunas deficiencias técnicas de importancia. Ahora bien, cuando éstas son subsanadas mediante un procedimiento alternativo que el autor propone, la asociación entre estabilidad urbana e indicadores de desarrollo desaparece por entero.

⟨URBANIZACION⟩

⟨JERARQUIA DE CIUDADES⟩

⟨DESARROLLO URBANO-REGIONAL⟩

⟨INDICADORES SOCIOECONOMICOS⟩

# REGIONAL URBAN STABILITY AND ECONOMIC DEVELOPMENT. THE CASES OF LATIN AMERICA (1940-1970) AND ARGENTINA (1947-1980)

## *SUMMARY*

It is already traditional in the social sciences to approach urbanization as a process that is closely related to economic and social development. The same applies to the typology of urban stability established by Jorge E. Hardoy in the years 1973/75. However, in scrutinizing some of its constituent principles, the links between both spheres appear to be less strong.

In this paper, when applying the Hardoy methodology to regions in Latin American countries, some important technical deficiencies are detected. However, when these deficiencies are corrected through an alternative procedure proposed by the author, the association between urban stability and development indicators disappears altogether.

⟨URBANIZATION⟩

⟨URBAN HIERARCHY⟩

⟨URBAN-REGIONAL DEVELOPMENT⟩

⟨SOCIO-ECONOMIC INDICATORS⟩



## *INTRODUCCION*

Habitualmente, los especialistas tienden a pensar en la urbanización como un fenómeno ligado a procesos de mayor envergadura. Así, la aparición de los primeros núcleos urbanos ha sido conectada con la gran transformación llamada revolución neolítica (Davis, 1955). En épocas no tan remotas, una extensa literatura se ha abocado a señalar los puntos de contacto entre la urbanización y la industrialización, la terciarización de la economía y las funciones administrativas cumplidas por el Estado. Hay, entonces, un fuerte consenso que permite sustentar la asociación entre urbanización y desarrollo socioeconómico. Sin embargo, análisis más refinados, concernientes a períodos más acotados en el tiempo, pueden mostrar que ello no es tan evidente.

### *I. LA MEDIDA DE LA URBANIZACION*

Se encuentra disponible una amplia gama de técnicas aplicables al estudio de la urbanización (Arriaga, 1975), cada una de las cuales atiende algunos de los aspectos en que suele segmentarse el fenómeno. Todas ellas responden, de una manera u otra, al enfoque propuesto por Tisdale hace ya cuatro décadas (1942), según el cual la urbanización debe ser vista como la concentración de población en el espacio.

El tema puede ser analizado con muy distintos enfoques. Desde un punto de vista demográfico, la preocupación fundamental pasa por el crecimiento poblacional de los conglomerados urbanos y los factores que lo determinan. Así, se suelen distinguir dos tipos de análisis: el que apunta a determinar el nivel de urbanización alcanzado en un momento dado y el que concierne al ritmo del crecimiento producido durante un período. Como en otras disciplinas, existen también procedimientos propuestos para la elaboración de tipologías. Es éste el terreno en el que incursiona el presente trabajo.

Hace ya unos diez años, Jorge E. Hardoy presentó una tipología para América Latina con el objeto de clasificar los países según su estabilidad urbana o, visto desde el otro extremo del concepto, según su potencial de crecimiento urbano. La idea que da forma al modelo consiste en asumir que el nivel de urbanización alcanzado impone un correlato al ritmo de crecimiento futuro de la población residente en centros urbanos. Cuanto mayor sea dicho nivel, menor será el potencial para crecer o, en otras palabras, mayor será la estabilidad urbana.

Desde el punto de vista práctico, todo se reduce a encarar el problema a la luz de dos fuentes de variación: por un lado, el potencial de las zonas rurales para alimentar el crecimiento de las regiones urbanizadas y, por el otro, el potencial de éstas para generar su propio crecimiento. La tipología resulta en una variable ordinal, en la cual las unidades espaciales quedan agrupadas en *estables*, *moderadamente estables*, *inestables* y *muy inestables*, serie de categorías que, según el autor, constituye una tipología más dinámica que las anteriores, por ejemplo aquella elaborada por Miller en 1971.

En un primer momento Hardoy (1973) construyó una clasificación de 22 países latinoamericanos en base a las siguientes variables: 1) porcentaje de población rural en 1970, 2) tasa media anual de crecimiento de la población rural durante el período inmediato anterior a 1970, 3) tasa media anual de crecimiento de la población total durante el mismo período, y 4) la diferencia entre esta última tasa y la estimada para 1985. Un par de años más tarde (Hardoy, 1975), reemplazó los dos últimos elementos por las mismas medidas, pero correspondientes esta vez exclusivamente al ámbito urbano. En este artículo se trabajará con esta segunda versión de la tipología, ya que las variantes introducidas apuntan más directamente al objeto de análisis. Cabe notar, sin embargo, que la diferencia entre los dos ordenamientos no es significativa (coeficiente de correlación  $r$  igual a 0,9796; Hardoy, 1973: 171, y Hardoy, 1975: 47)<sup>1</sup>.

Como es el caso de Miller, entre otros, Hardoy perseguía objetivos que iban más allá de la sola ordenación de países en función de sus características urbanas. Bajo el supuesto de que la estabilidad correspondiente a un espacio dado no es independiente de sus aspectos socioeconómicos, este autor trató de establecer relaciones entre su tipología y una variada serie de indicadores de desarrollo: siete de salud, tres de educación, cinco de carácter macro-económico y cinco asociados al consumo. Argentina, por ejemplo, aparece como uno de los países de gran estabilidad urbana y, simultáneamente, como uno de aquéllos con más alto desarrollo económico y social.

Siguiendo la línea de estudio propuesta por el mismo Hardoy (1975: 41, 95 y 96), el objetivo de este ejercicio apunta a aplicar su tipología en dos momentos

---

<sup>1</sup>Si bien puede objetarse la condición cuantitativa de la sumatoria de Hardoy, se usa aquí el coeficiente de correlación de Pearson. Es un procedimiento cómodo, que permite la posterior comparación con otros factores de naturaleza cuantitativa indiscutible.

diferentes. El *primero* concierne a la dimensión regional de tres países latinoamericanos, relativamente característicos por su estabilidad urbana, entre 1940 y 1970. Se trata de Argentina, Ecuador y México, aunque se verá que el caso de Ecuador no reviste mayor interés, porque sólo se cuenta con un período. Como resultado de dicha aplicación, se propondrá una metodología alternativa. El *segundo* momento avanza con más detalle en la dimensión regional de Argentina, entre 1947 y 1980.

## II. CONSTRUCCION DE LA TIPOLOGIA HARDOY

La tarea concreta que debe desarrollarse es bastante sencilla, y puede ser condensada en las siguientes etapas:

- a) se obtienen los valores de cada unidad territorial para cada una de las cuatro variables;
- b) se divide la diferencia entre los datos extremos de cada variable en 10 intervalos iguales;
- c) estos intervalos establecen 10 posiciones y, por lo tanto, un puntaje entre 1 y 10 para cada unidad, en cada variable;
- d) se suman los cuatro puntajes de cada región, lo que da un índice sumatorio simple cuyos límites teóricos, mínimo y máximo, son 4 y 40;
- e) se divide en 4 la diferencia entre las cifras extremas empíricamente obtenidas en esta sumatoria, determinándose así la clasificación final que fija las cuatro categorías ya mencionadas; unidades *estables*, *moderadamente estables*, *inestables* y *muy inestables*.

Debe señalarse que la estabilidad urbana resulta determinada aquí por la presencia de bajos valores, en tanto que los altos identifican la inestabilidad.

Para justificar este sistema, puede pensarse en países cuyos sectores rurales desempeñan un papel preponderante, tanto en términos puramente demográficos como socioeconómicos. Naturalmente, es allí en donde la inestabilidad será mayor, ya que el potencial de crecimiento urbano será comparativamente más alto. Por el contrario, en aquellas áreas en las cuales la instalación del modo de producción capitalista es de antigua data, la situación demográfica ha evolucionado de tal manera que dicho potencial es de escasa importancia. Puede postularse, entonces, una suerte de *continuum* irreversible. Partiendo de un estadio precapitalista, con condiciones demográficas acordes —es decir, altas tasas de natalidad y de mortalidad— el potencial de crecimiento urbano debe ir reduciéndose a medida que el nuevo sistema se universaliza. Puesto que la evolución demográfica paralela tiende a bajas tasas, la estabilidad urbana debe necesariamente aumentar.

Desde este punto de vista, la técnica de Hardoy supone asumir una direccionalidad determinada del cambio. En efecto, las unidades espaciales sólo pueden variar de la inestabilidad a la estabilidad en el transcurso del proceso por el cual las transformaciones socioeconómica y poblacional se verifican. No es la primera vez que se plantea esta especie de *continuum* cuando se busca entender las variaciones

en el tiempo. La misma unidireccionalidad puede encontrarse en la famosa clasificación de culturas realizada por Morgan en el siglo XIX o, más contemporáneamente, en las etapas discriminadas por Rostow cuando se refiere a la evolución económica. Entre otros ejemplos, cabe también recordar la teoría de la transición demográfica y, en el campo propio de las tipologías de urbanización, aquella producida por Miller (1971). El problema radica en que Hardoy estudió un solo período, sin advertir la reversibilidad de su metodología.

Ahora bien, la combinación de los elementos en juego a través de una simple suma (etapa *d*) conduce a resultados unívocos exclusivamente cuando las unidades observadas son consistentes a lo largo de las cuatro variables. En cambio la interpretación de la sumatoria se vuelve difícil cuando se registran puntajes muy distintos en cada factor, ya que adiciones de cifras muy disímiles pueden concluir en el mismo índice final. Esto será aún más importante cuando las regiones en estudio se encuentren en plena transición. Asimismo, puede agregarse que la suma en cuestión supone la adición de medidas correspondientes a dos dimensiones diferentes –nivel y ritmo– cuya aditividad puede ser puesta en tela de juicio.

Finalmente, conviene destacar que toda la clasificación resulta de operar propiedades comparativas, según las cuales cada unidad de análisis es evaluada no por sus propios valores, sino por las relaciones que éstos mantienen con los correspondientes a las otras. Se da, así, un paso decisivo a la acción de unidades territoriales atípicas y/o pequeñas.

### III. NUESTRO USO DE LA TIPOLOGIA HARDOY

El primer problema que debe plantearse es el de las variables que hay que considerar. Para la aplicación regional aquí ensayada se han retenido solamente las primeras tres variables de 1975, considerando que la cuarta suponía la realización de estimaciones riesgosas para regiones que habían ya demostrado enormes variaciones en el crecimiento de sus poblaciones urbanas. Por lo demás, puede discutirse hasta qué punto esta proyección no es el resultado de la estabilidad implícitamente esperada por el investigador. Ha de notarse que esta decisión no sería bien vista por Hardoy, por cuanto es este cuarto factor el que, según su propia opinión, da a su tipología el carácter particularmente dinámico. Con un sentido pragmático, en el cuadro se presentan las modificaciones introducidas cuando se trabaja con la tipología restringida a tres variables, sobre la base de la misma información utilizada por Hardoy. Es claro que en los 22 países latinoamericanos estudiados, las diferencias entre las sumatorias no son significativas (correlación  $r = 0,9598$ ). En cuanto al ordenamiento final –columnas 3 a 5 del cuadro 1– sólo la categoría de inestables sufre alguna alteración, incorporando dos unidades de las dos clases adyacentes. Es decir, el sistema pierde algo de discriminación en su tramo intermedio, sin que ninguna diferencia de peso pueda deducirse de la aplicación limitada a tres factores.

Cuadro 1

ESTABILIDAD URBANA EN AMERICA LATINA (22 PAISES). TIPOLOGIA  
HARDOY Y TIPOLOGIA HARDOY MODIFICADA. (1960-1970)

Países	Tipol. Hardoy <sup>a</sup>		Estab. urbana	Tipol. Hardoy <sup>b</sup> modificada	
	Sumat. 4 var.	Orden final		Orden final	Sumat. 3 var.
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Haití	35	4	MUY  INES- TA- BLES	4	25
Honduras	34	4		4	27
Costa Rica	32	4		4	25
El Salvador	32	4		4	22
Guatemala	31	4		4	23
Paraguay	31	4		4	23
Ecuador	30	4		4	24
Rep. Dominicana	30	4		4	25
Nicaragua	31	4		3	21
Panamá	29	4		3	21
Bolivia	28	3	INES- TA- BLES	3	20
México	25	3		3	20
Perú	25	3		3	19
Colombia	22	3		3	19
Brasil	21	2	MODERAD.  ESTA- BLES	3	17
Jamaica	20	2		3	19
Cuba	18	2		2	12
Venezuela	17	2		2	15
Trinidad y Tabago	15	2		2	14
Chile	11	1	ESTA- BLES	1	7
Uruguay	8	1		1	3
Argentina	7	1		1	3

$r$  entre columnas (2) y (6) = 0,9598

<sup>a</sup> Hardoy 1975. Las cuatro variables son: 1) porcentaje de población rural en 1970; 2) tasa media anual de crecimiento de la población rural entre 1960 y 1970; 3) tasa media anual de crecimiento de la población urbana en el mismo período, y 4) la diferencia entre esta última tasa y la estimada para 1985.

<sup>b</sup> Hardoy, 1975. Se retienen sólo las tres primeras variables. Consecuentemente, la sumatoria de la columna (6) varía teóricamente entre 3 y 30.

Fuente: Hardoy, 1975.

#### IV. EL CASO DE AMERICA LATINA (1940-1970)<sup>2</sup>

##### IV.1. Aplicación regional de la tipología Hardoy modificada.

En los cuadros 2 y 3 se consignan los resultados del trabajo emprendido. Contra lo esperado, los cambios en Argentina y México tienden hacia la *inestabilidad*; este análisis no fue posible para Ecuador, por cuanto no se tiene más que un intervalo.

Puede verse, también, que el fenómeno ha evolucionado comparativamente menos en Argentina, ya que la correlación entre los índices sumatorios de 1947-60 y 1960-70 es alta. Esta no es totalmente la situación de México, que ha cambiado más entre 1940-50 y 1960-70, lo que depende ante todo del proceso experimentado en la última década.

Cuadro 2

#### ESTABILIDAD URBANA REGIONAL (INDICE SUMATORIO) EN TRES PAISES DE AMERICA LATINA. TIPOLOGIA HARDOY MODIFICADA. (1940-1970)

Argentina			Ecuador	
Provincias	1947-60	1960-70	Provincias	1950-62
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Capital Federal	3	3	Azuay	14
Buenos Aires	12	7	Bolívar	19
Catamarca	17	15	Cañar	15
Córdoba	10	13	Carchi	15
Corrientes	13	15	Cotopaxi	13
Chaco	20	17	Chimborazo	17
Chubut	20	16	El Oro	23
Entre Ríos	13	12	Esmeraldas	22
Formosa	28	26	Guayas	17
Jujuy	22	16	Imbabura	15
La Pampa	12	17	Loja	19
La Rioja	18	16	Los Ríos	26
Neuquén	21	18	Manabí	22
Mendoza	17	16	Pichincha	14
Misiones	27	23	Tungurahua	10
Río Negro	23	21	Oriente y Arch. de Colón	24
Salta	20	17		
San Juan	19	14		
San Luis	12	15		
Santa Fe	8	12		
Stgo. del Estero	15	19		
Tucumán	19	10		
Sta. Cruz, T. del Fuego e Islas del A.S.	18	19		

$r$  entre columnas (2) y (3) = 0,7948

(continúa)

<sup>2</sup>Este capítulo se basa en una versión previa, que Agustín Grajales y Porras, Zulma Recchini de Lattes y Alan Simmons comentaron. El autor agradece sus observaciones.

Cuadro 2: (conclusión)

México			
Estados	1940-50	1950-60	1960-70
(6)	(7)	(8)	(9)
Aguascalientes	10	10	15
Baja California, Norte	25	20	14
Baja California, Sur	13	17	23
Campeche	11	12	17
Coahuila	11	8	12
Colima	11	15	15
Chiapas	18	18	20
Chihuahua	14	15	14
Distrito Federal	11	9	10
Durango	15	14	18
Guanajuato	13	13	17
Guerrero	17	17	21
Hidalgo	13	14	19
Jalisco	11	13	15
México	15	17	23
Michoacán	13	15	18
Morelos	16	15	17
Nayarit	15	16	18
Nuevo León	11	10	14
Oaxaca	16	15	19
Puebla	14	13	18
Querétaro	14	16	21
Quintana Roo	18	27	24
San Luis Potosí	14	15	18
Sinaloa	16	16	21
Sonora	14	16	15
Tabasco	16	19	24
Tamaulipas	15	13	9
Tlaxcala	13	13	15
Veracruz	14	16	19
Yucatán	9	8	13
Zacatecas	13	14	18

$r$  entre columnas (7) y (8) = 0,7494

$r$  entre columnas (8) y (9) = 0,6893

$r$  entre columnas (7) y (9) = 0,3437

*Fuente:* Argentina: Z. Recchini de Lattes y A. Lattes (1975). Ecuador: (ca. 1970). México: (1954), (1970), (1972).

El análisis de los cambios en el tiempo lleva inmediatamente al problema de los valores extremos y las propiedades comparativas. Como la tipología se basa en la máxima diferencia para fijar las categorías, una unidad espacial de comportamiento atípico, por marginal que sea en el orden nacional, puede hacer variar significativamente la clasificación. Es lo que se muestra en el cuadro 3.

Entre las provincias argentinas, Neuquén (0,7% de la población total en 1970) fue aquella que registró la variación más amplia en su tasa de crecimiento urbano: de 5,3% entre 1947 y 1960, pasó a 9,8% durante el último decenio. Al excluirla, se obtiene, en el período 1960-70, una distribución de provincias sensiblemente parecida a la del intervalo precedente (columnas 2 y 4 del cuadro 3).

Entre los estados mexicanos, Tamaulipas tuvo entre 1960 y 1970 una tasa de crecimiento rural fuertemente negativa (pasando de 2% anual en 1950-60, a - 8,4%), mientras que el estado de México manifestó un alto crecimiento urbano (pasando de 7,1% en 1950-60, a 12,5% en 1960-70). Si se eliminan estas dos divisiones políticas (cuadro 3, columna 11), la gran variación antes mencionada se reduce en forma notable. Hasta 1960, 28 de las 32 unidades mexicanas se clasificaban como estables (sumando *estables* y *moderadamente estables*). Manteniendo los 32 estados, en 1970 este grupo se reducía a 12, en tanto que excluyendo Tamaulipas y México (3,0% y 7,9%, respectivamente, de la población total en 1970) su número llega a 22. Si sólo se elimina Tamaulipas, este grupo queda integrado por 21 unidades territoriales (columna 9, cuadro 3).

En consecuencia, la tendencia hacia una mayor inestabilidad que antes señaláramos desaparece por completo en el caso argentino-cuando se deja de lado Neuquén. El ejemplo mexicano no es tan definitivo, pero es evidente que el cambio inicialmente detectado disminuye ampliamente cuando Tamaulipas y México no forman parte de la estimación. Por cierto, si no se introducen estas exclusiones, la tipología conduce a situaciones conflictivas, pues el principio de irreversibilidad, que puede asociarse tanto al sistema de categorías propuesto por Hardoy como al de Miller, aparece cuestionado.

La construcción de esta tipología no asegura, entonces, que las unidades de análisis no involucionen con el tiempo. ¿Será éste un fenómeno igualmente posible al trabajar con países? La respuesta debe ser en un principio afirmativa, sólo que, en este nivel de agregación, la incidencia de las migraciones como factor de cambio es seguramente menor. Por el contrario, tratándose de las divisiones internas de los países, la mano de obra se desplaza con mayor libertad, lo que puede acarrear efectos importantes, en parte como resultado de las subpoblaciones pequeñas.

Otro aspecto destacable tiene que ver con las características nacionales. Podría haberse supuesto que, en un país estable como Argentina, las provincias inestables serían muy pocas. Del mismo modo, serían escasos los estados estables en México. Nada de eso sucede en realidad. La independencia entre la clasificación del país dentro de la región latinoamericana y la diferenciación interna parece



Cuadro 3

ESTABILIDAD URBANA REGIONAL (CLASIFICACION FINAL) EN TRES PAISES DE AMERICA LATINA. NUMERO DE UNIDADES ESPACIALES (PROVINCIAS O ESTADOS) EN CADA CATEGORIA. TIPOLOGIA HARDOY MODIFICADA. (1940-1970)

Clasific. final	Argentina		Ecuador	México						
	1947-60	1960-70	1960-70	1950-62	1940-50	1950-60	1960-70	1960-70	1960-70	1960-70
(1)	(2)	(3)	(4) <sup>a</sup>	(5)	(6)	(7)	(8)	(9) <sup>b</sup>	(10) <sup>c</sup>	(11) <sup>d</sup>
Muy inestables	4	3	3	4	1	1	8	3	5	2
Inestables	10	13	9	4	3	3	12	7	9	6
Moderadamente estables	7	5	8	7	20	22	9	16	13	16
Estables	2	2	2	1	8	6	3	5	4	6
<i>Total de unidades espaciales</i>	<i>23</i>	<i>23</i>	<i>22</i>	<i>16</i>	<i>32</i>	<i>32</i>	<i>32</i>	<i>31</i>	<i>31</i>	<i>30</i>

<sup>a</sup>Eliminando Neuquén.

<sup>b</sup>Eliminando Tamaulipas.

<sup>c</sup>Eliminando México.

<sup>d</sup>Eliminando Tamaulipas y México simultáneamente.

Fuentes: Las mismas del Cuadro 2

total. Como antes, esto debe ser atribuido al hecho de operar con propiedades comparativas.

#### IV.2. Una tipología alternativa

Es posible diseñar un procedimiento diferente, si bien emparentado, partiendo de algunos principios simples. En primer lugar, no hay punto de arranque preciso. Así, países muy rurales pueden ser tan estables como los que ya han experimentado el proceso de urbanización masiva, simplemente permaneciendo rurales. Puesto que no hay punto de arranque, tampoco existe punto de llegada. La noción es, consecuentemente, reversible.

En segundo término, y como corolario del primer principio, la tipología alternativa no puede presentarse como una clasificación del "potencial" de crecimiento urbano. El objetivo que se persigue no es otro que medir la estabilidad que las unidades de análisis han mostrado durante un período histórico dado, sin ninguna inclusión de variables tendientes a prolongar la estimación hacia el futuro.

Tercero, y también como efecto del primer principio, no deben esperarse altas correlaciones con indicadores de desarrollo económico. En verdad, la existencia de altas correlaciones tendería a demostrar que las unidades observadas pueden ser ordenadas a lo largo de un *continuum* con puntos de partida y de llegada prefijados.

Finalmente, las unidades espaciales deben ser evaluadas en función de propiedades absolutas. Evitando el uso de tipologías fundadas en propiedades comparativas, los valores resultantes son comparables en el tiempo y en el espacio.

El esquema en que se ha pensado utiliza los mismos elementos que la tipología de Hardoy presentada antes, pero relacionándolos de manera distinta. Se rescatan las tasas de crecimiento de las poblaciones urbana y rural durante los intervalos estudiados, así como la proporción de población rural, pero al comienzo del período. Con esta información se construye una pequeña medida de estabilidad urbana (*e.u.*), que puede expresarse como sigue:

$$e.u. = \frac{a_{(0,n)}^{PU}}{a_{(0,n)}^{PR}} \cdot \frac{PR_{(0)}}{PR_{(0)} + PU_{(0)}}$$

en donde  $a_{(0,n)}^{PU}$  y  $a_{(0,n)}^{PR}$  simbolizan, respectivamente, las tasas de crecimiento medio anual de las poblaciones urbana y rural para el lapso observado, en tanto que  $PR_{(0)}$  y  $PU_{(0)}$  representan las poblaciones rural y urbana al inicio de dicho lapso.

El primer factor de *e.u.* es decisivo, pues fija primariamente el valor de la estabilidad urbana. Cuanto mayor sea el numerador en relación con el denominador, mayor será la inestabilidad. Inversamente, cuanto mayor sea el denominador en relación con el numerador, mayor será la estabilidad. En este sentido, un resultado igual a 1 (tasas de crecimiento equivalentes entre la población urbana y la

población rural) constituye el punto de separación entre las dos condiciones. Cabe agregar que esta primera relación puede adquirir tanto valores positivos como negativos.

En cuanto al segundo factor de *e.u.* (proporción de población rural en  $t_0$ ) su rol consiste en ajustar el primer componente por la fracción de población que estaba sin urbanizar en el momento de partida. Naturalmente, se trata de un componente que atañe a la dimensión del nivel de crecimiento.

Así, en el marco de la metodología aquí propuesta, la estabilidad urbana queda definida por el ritmo diferencial de crecimiento de las poblaciones urbana y rural, ponderado por el peso inicial de la población sujeta al "riesgo" de urbanización a lo largo del intervalo.

De acuerdo con estos comentarios, se admitirá que todas las unidades territoriales cuyas *e.u.* estén entre 1 y  $-1$  son estables, más estables cuanto más próximas de cero. Complementariamente, aquellas regiones con *e.u.* mayores que 1 y menores que  $-1$  serán consideradas inestables, siendo sus límites  $+$  y  $-$  infinito. Nótese que un resultado igual a cero se obtiene en dos circunstancias: cuando la tasa de crecimiento urbano es nula, o cuando la proporción de población rural es nula. Si la tasa de crecimiento rural es cero, el índice *e.u.* no puede calcularse.

Dado que *e.u.* variando entre 1 y 0 puede registrarse en áreas con muy diversas estructuras, este modelo alternativo contempla dos polos bien opuestos: el de las unidades espaciales muy rurales y el de aquéllas ya muy urbanizadas. La nueva tipología entraña, por tanto, la no distinción entre estas situaciones, en sí muy diferentes. Por cierto, el segundo componente de la medida cumple precisamente la función de controlar hasta cierto punto este aspecto, pero en ausencia de estandarización es imposible determinar qué porción de los valores entre 1 y 0 corresponde a cada polo. Y, en verdad, es probable que tal separación no sea practicable.

#### *IV.3. Aplicación de la tipología alternativa a nivel regional*

En el cuadro 4 se detallan los resultados obtenidos con este procedimiento. Viendo primero el caso de Argentina, es lógico que la Capital Federal aparezca con total estabilidad, por cuanto su población rural es inexistente. En cuanto a La Rioja, entre 1947 y 1960, el primer componente de *e.u.* no pudo ser calculado ya que la tasa de crecimiento rural fue nula.

Comparando los dos intervalos intercensales, es notorio que la tipología de un período tiene poco que ver con la del otro. El coeficiente de correlación *r* es despreciable. Cabe indicar que entre las 22 unidades observadas —excluyendo La Rioja— hay cinco que pasaron de la inestabilidad a la estabilidad (Prov. de Buenos Aires, Catamarca, Corrientes, San Juan y Tucumán), mientras que dos provincias (La Pampa y Córdoba) hicieron el camino inverso, ubicándose en un nivel inestable entre 1960 y 1970.

Es oportuno subrayar que estos dos grupos se encuentran integrados por provincias de condición muy disímil, lo que se pone de manifiesto por el simple expediente de examinar las respectivas porciones de población rural:

Cuadro 4  
ESTABILIDAD URBANA REGIONAL EN TRES PAISES DE AMERICA LATINA.  
TIPOLOGIA ALTERNATIVA. (1940-1970)

Argentina			Ecuador	
Provincias	1947-60	1960-70	Provincias	1950-62
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Cap. Federal	0,000	0,000	Azuay	24,958
Buenos Aires	- 1,541	- 0,166	Bolívar	1,505
Catamarca	- 5,282	- 0,796	Cañar	0,583
Córdoba	- 0,796	- 1,254	Carchi	0,899
Corrientes	- 1,050	- 0,900	Cotopaxi	- 2,058
Chaco	4,153	- 1,520	Chimborazo	0,870
Chubut	9,633	- 2,408	El Oro	2,253
Entre Ríos	- 0,935	- 0,439	Esmeraldas	2,413
Formosa	2,070	4,593	Guayas	1,044
Jujuy	2,131	- 1,674	Imbabura	3,765
La Pampa	- 0,700	- 1,745	Loja	1,723
La Rioja	<sup>a</sup>	- 1,302	Los Ríos	1,925
Neuquén	18,582	- 2,385	Manabí	1,040
Mendoza	3,137	17,084	Pichincha	0,759
Misiones	4,162	1,165	Tungurahua	- 1,403
Río Negro	5,530	- 18,950	Oriente y Arch. de Colón	1,278
Salta	2,837	- 3,649		
San Juan	1,622	- 0,892		
San Luis	- 1,094	- 1,016		
Santa Fe	- 0,475	- 0,494		
Santiago del Estero	- 1,552	- 1,930		
Tucumán	1,130	- 0,279		
Sta. Cruz, T. del Fuego e I.A.S.	- 5,335	- 8,260		
<i>Total</i>	- 2,056	- 0,532	<i>Total</i>	1,872

$r$  entre columnas (2) y (3) = - 0,0427

<sup>a</sup>Estimación imposible ya que  $a^{PR}$  nula.

Cuadro 4 (conclusión)

Estados	México		
	1940-50	1950-60	1960-70
(6)	(7)	(8)	(9)
Aguascalientes	0,221	1,174	0,656
Baja California, Norte	0,913	1,023	0,832
Baja California, Sur	0,254	1,130	4,323
Campeche	1,737	1,017	0,400
Coahuila	1,655	-10,932	15,635
Colima	10,663	0,483	1,170
Chiapas	2,769	0,990	1,520
Chihuahua	1,748	3,409	3,088
Distrito Federal	0,082	0,128	0,133
Durango	1,673	3,295	2,125
Guanajuato	2,027	1,228	1,339
Guerrero	3,929	1,684	3,048
Hidalgo	3,464	1,205	3,116
Jalisco	2,449	2,682	8,272
México	1,852	4,074	3,558
Michoacán	1,471	2,689	1,646
Morelos	3,965	2,001	16,151
Nayarit	1,250	2,184	1,481
Nueva León	4,383	-14,137	0,743
Oaxaca	3,734	1,958	1,653
Puebla	1,961	2,464	2,301
Querétaro	3,349	1,747	1,954
Quintana Roo	0,962	1,083	0,971
San Luis Potosí	1,950	1,381	1,976
Sinaloa	2,292	3,544	1,697
Sonora	3,530	2,161	2,032
Tabasco	1,903	1,596	1,467
Tamaulipas	1,102	1,162	-0,369
Tlaxcala	3,710	1,759	2,232
Veracruz	1,628	1,628	1,552
Yucatán	2,311	1,722	1,660
Zacatecas	0,846	1,214	2,360
<i>Total</i>	<i>2,058</i>	<i>1,847</i>	<i>1,615</i>

$r$  entre columnas (7) y (8) = -0,1272

$r$  entre columnas (8) y (9) = -0,2557

$r$  entre columnas (7) y (9) = 0,0694

*Fuentes:* Las mismas del Cuadro 2.

Unidades espaciales	Proporción de población rural		
	1947	1960	1970
Prov. de Buenos Aires	0,280	0,157	0,087
Catamarca	0,687	0,565	0,471
Corrientes	0,658	0,514	0,427
San Juan	0,540	0,466	0,375
Tucumán	0,502	0,452	0,354
La Pampa	0,700	0,604	0,500
Córdoba	0,469	0,311	0,249

Como se ve, hay regiones que han comenzado a urbanizarse desde hace tiempo (casos de la Provincia de Buenos Aires y, en menor medida, Córdoba), mientras que otras mantenían, aún en 1970, alrededor de la mitad de la población en zonas rurales (Catamarca y La Pampa). De esta forma, queda demostrada la bipolaridad del método aplicado.

No es fácil determinar las razones de los cambios mencionados, ya que son muchos los factores en juego. Pueden, sin embargo, formularse algunas observaciones empíricas. Por ejemplo, entre las cinco unidades del primer grupo que se hicieron estables durante los años 60, hay cuatro en las cuales el elemento decisivo fue la tasa de crecimiento rural. En las provincias de Buenos Aires y Catamarca esta tasa se hizo significativamente más negativa entre 1960 y 1970, con un valor de por lo menos 3,5 veces el registrado durante el intervalo precedente. En San Juan y Tucumán el proceso fue parecido, sólo que aquí la tasa pasó de positiva a negativa.

Las otras dos provincias sufrieron una evolución particular. Córdoba redujo notoriamente su tasa negativa de crecimiento rural, siendo en 1960-70 un tercio de la registrada entre 1947 y 1960. La Pampa, en cambio, duplicó su tasa de crecimiento de la población urbana.

Considerando ahora los resultados de la aplicación a los estados mexicanos, el primer aspecto que debe remarcarse tiene que ver, como en el caso de Argentina, con la escasa correlación detectada entre las mediciones de los tres períodos. En segundo lugar, hay tres unidades territoriales que cambiaron, entre 1940 y 1970, de la inestabilidad a la estabilidad. Tamaulipas lo hizo en función de su tasa rural que, como se vio, pasó en la última década a un nivel altamente negativo. Por su parte, Nuevo León siguió esta línea entre 1940 y 1960, pero luego volvió a registrar una tasa rural positiva. Finalmente, Campeche constituye el ejemplo más novedoso, en el sentido de que el acceso a la estabilidad dependió aquí de tasas rurales positivas y en aumento durante los tres períodos.

Hay también dos estados (Baja California, Sur y Zacatecas) que pasaron de la estabilidad a la inestabilidad y, en los dos casos –sobre todo el primero– a causa de un incremento sensible en las tasas de crecimiento de la población urbana.

Por otra parte, se observa otro grupo de cinco estados que experimentaron

cambios más complejos. Colima y Chiapas comenzaron y terminaron en un nivel inestable, pero pasando por la estabilidad en la década de los 50. Aguascalientes, Baja California, Norte y Quintana Roo hicieron el camino exactamente opuesto. La explicación es idéntica para los dos primeros. La tasa de crecimiento urbano se redujo significativamente entre 1950 y 1960, mientras que aumentó la correspondiente a la población rural. Esta combinación de factores llevó a estos dos estados hacia una posición de estabilidad. Contrariamente, entre 1960 y 1970, la tasa urbana aumentó y la rural disminuyó marcadamente.

Tanto Aguascalientes como Quintana Roo se clasificaron como inestables entre 1950 y 1960 porque sus crecimientos urbanos fueron más abultados que los rurales, y regresaron a la estabilidad durante el período siguiente porque estos últimos aumentaron proporcionalmente más. El caso de Baja California Norte no es tan diáfano, ya que todas las tasas de crecimiento redujeron sus valores en los tres intervalos intercensales. El proceso es, empero, el mismo, puesto que la reducción fue menos sensible para la población urbana al comienzo (entre 1950 y 1960), llevando a la inestabilidad, en tanto que posteriormente (1960-70) fue mucho más severa, regresando a la estabilidad.

Los comentarios recién expuestos sobre las provincias argentinas y los estados mexicanos muestran que la evolución *hacia la estabilidad* se ha gestado, principalmente, en base a la disminución del ritmo de crecimiento de la población rural, o bien por la aparición de tasas directamente negativas para este sector de la población. Como se acepta generalmente, las migraciones rural-urbanas conforman uno de los fenómenos decisivos en la dinámica poblacional latinoamericana, por lo menos desde 1930, y seguramente han jugado un papel importante en la determinación de los ritmos de crecimiento de las poblaciones urbanas y rurales en el curso de los períodos que se han observado.

En último término, debe señalarse que la variabilidad detectada gracias a la metodología alternativa es mucho más amplia que la observada mediante la tipología Hardoy, y esto es válido tanto para Argentina como para México.

#### *IV.4. La tipología alternativa en América Latina*

En el cuadro 5 se presentan los resultados de la aplicación de la técnica propuesta a los 22 países tratados por Hardoy, siempre para el mismo decenio 1960-70. Como era de esperar, se registran grandes diferencias con respecto al cuadro 1. Los cambios más claros son los de Costa Rica, El Salvador y Paraguay, por un lado, que ahora aparecen como estables, cuando antes figuraban entre los muy inestables. Por otro lado, Chile es ahora uno de los más inestables, lo mismo que Trinidad y Tabago, Colombia, Venezuela, Jamaica y Brasil. En realidad, de los diez países clasificados por Hardoy como muy inestables, Haití es el que mantiene el valor de más alta inestabilidad en el nuevo sistema (2,141), pero no es más que el séptimo en orden de inestabilidad decreciente.

Agreguemos que, probablemente por cuestiones de redondeo en la fuente (Hardoy, 1975), los valores correspondientes a Argentina y México en el cuadro 5 son más débiles que los consignados en el cuadro 4 (véase el *total*), aproximadamente 20% menores. Dado que, además, las cifras de Ecuador para 1950-62 son muy parecidas a las de México (columnas 5 y 8 del cuadro 4), y esto se mantiene

Cuadro 5  
ESTABILIDAD URBANA EN AMERICA LATINA (22 PAISES). TIPOLOGIA  
ALTERNATIVA (1960-1970)

Países	1960-70
(1) <sup>a</sup>	(2)
Haití	2,141
Honduras	1,522
Costa Rica	0,970
El Salvador	0,981
Guatemala	1,215
Nicaragua	1,222
Paraguay	0,993
Ecuador	1,388
Rep. Dominicana	2,135
Panamá	1,226
Bolivia	1,560
México	1,318
Perú	1,198
Colombia	4,160
Brasil	3,637
Jamaica	3,953
Cuba	1,102
Venezuela	4,067
Trinidad y Tabago	5,461
Chile	-4,155
Uruguay	-0,454
Argentina	-0,447
<i>Total 22 países</i>	<i>1,918</i>

<sup>a</sup> Se mantuvo el mismo orden que en el Cuadro 1 para facilitar la comparación.

Fuente: Hardoy, 1975

inalterable en el cuadro 5, es posible pensar que todos los resultados de éste deben ser ponderados por un factor igual a 1,2. Al hacerlo, Costa Rica, El Salvador y Paraguay superarían el límite de la estabilidad (1,000) quedando en la categoría de inestables. De todos modos, aun así sería cierto que la tipología alternativa cambia sustancialmente la evaluación de los países antes identificados como muy inestables.



#### IV.5. Los factores socioeconómicos

Ya se indicó que la metodología propuesta no tiene por qué encontrarse en alta correlación con indicadores de desarrollo económico. Efectivamente, en los 22 países latinoamericanos, el coeficiente  $r$  con el PBI per cápita correspondiente a 1970 fue de  $-0,1288$ , mientras que para la tipología Hardoy modificada fue de  $-0,7723$  (es decir, cuanto mayor ingreso per cápita, mayor estabilidad).

En el análisis regional, la falta de correlación fue aún más manifiesta. En los casos de Argentina<sup>3</sup> y Ecuador<sup>4</sup> los coeficientes fueron despreciables, tanto para la tipología Hardoy como para la alternativa. Ocurrió lo mismo con el estudio regional de México en lo concerniente a la tipología alternativa, pero la Hardoy modificada del período 1960-70 apareció relativamente correlacionada con el PBI per cápita de los años 1965 y 1970 ( $r$  de  $-0,4528$  y  $-0,4664$ , respectivamente).

En verdad, el PBI no parece ser una variable de gran significación cuando se trabaja con la desagregación interna de los países. Una vez más, las migraciones interiores muestran su gran importancia, ya que los salarios constituyen una parte sustancial del PBI. Si la mano de obra actúa con mayor libertad dentro de las fronteras nacionales, los movimientos migratorios —dirigiéndose hacia lugares de destino con salarios más elevados— pueden tender a homogeneizar las diferencias regionales en términos del PBI per cápita, lo que también sería válido para el procedimiento Hardoy modificado.

De cualquier modo, es claro que el sistema alternativo es ajeno a otros indicadores económicos. Esto se vio de manera más evidente con las provincias argentinas, para las cuales se dispuso de otras dos variables: porcentaje de población económicamente activa ocupada en el sector primario, y porcentaje de población analfabeta. Los coeficientes  $r$  para la década 1960-70 fueron los siguientes:

	Tipol. Hardoy modificada	Tipol. Alternativa
% PEA primaria (1970)	0,8676	-0,1047
% analfabetos (1970)	0,6492	-0,0599

<sup>3</sup> Correlaciones entre las tipologías para 1947-60, y el PBI per cápita de los años 1953 y 1959:  $-0,2061$  y  $-0,2711$  para la Hardoy modificada;  $-0,0615$  y  $-0,1706$  para la alternativa. Correlaciones entre las tipologías para 1960-70, y el PBI per cápita de los años 1964 y 1968:  $-0,0766$  y  $-0,3435$  para la Hardoy modificada;  $-0,2565$  y  $-0,2087$  para la alternativa.

<sup>4</sup> Correlación entre las tipologías para el período 1950-62, y el PBI per cápita de 1965:  $0,0333$  para la modificada, y  $-0,0828$  para la alternativa.

La correlación es fuerte cuando se trata del modelo elaborado por Hardoy, pero es inexistente cuando se utiliza el nuevo método. Podría objetarse la fecha de los indicadores (1970). Todo hace suponer, sin embargo, que con estimaciones correspondientes a 1960, o a mitad de período, los resultados hubieran sido muy semejantes.<sup>5</sup>

Ahora bien, siempre es posible tratar de controlar los dos extremos de la estabilidad mediante el recurso de discriminar aquellas unidades muy rurales de las muy urbanas. Este es el objeto del cuadro 6, en el que dicha distinción se ha realizado de manera muy gruesa, usando el valor del total como factor de separación. Hay una clara concentración de casos allí donde coinciden proporciones de población rural superiores al promedio —es decir, superiores al total— y condición de inestabilidad urbana. No obstante, algunos escapan a esta línea, sobre todo en el ejemplo mexicano. Es por eso que los coeficientes de asociación no son totalmente concluyentes, en particular los valores obtenidos para *phi*. Las estimaciones *c*) y *g*) (estabilidad regional de Argentina y México para la década del 60) parecen mostrar, empero, relaciones fuertes.

Podría suponerse que si se trabaja exclusivamente con las regiones inestables que tienen proporciones de población rural superiores al promedio, las correlaciones con los indicadores económicos llegarían a ser más importantes. En verdad, algo de esto sucede. Es, por ejemplo, relativamente cierto en el caso de los países latinoamericanos —13 en este caso—, aunque nunca con la intensidad encontrada antes con la tipología Hardoy modificada, ya que el coeficiente *r* con el PBI per cápita fue de 0,4633. Pero el fenómeno fue más notorio en la estimación regional mexicana correspondiente al período 1960-70, registrando 0,6323 con el PBI de 1965, y 0,6457 con el PBI de 1970.

Cabe señalar, por último, que la tipología alternativa parece comportar una característica nacional. En efecto, el número de regiones en condición de estables fue proporcionalmente mayor en Argentina.

## V. EL CASO DE ARGENTINA (1947-1980)<sup>6</sup>

### V.1. *Objetivos del presente análisis*

Con este *segundo momento* de la aplicación se persiguen dos propósitos centrales. Primeramente, profundizar el estudio del caso argentino, incorporando el último decenio (1970-80) y, en segundo lugar, aportar más información sobre las conexiones existentes entre la estabilidad urbana y el proceso socioeconómico.

---

<sup>5</sup> En el acápite siguiente se considerarán además otros indicadores, con una adecuación cronológica más ajustada.

<sup>6</sup> Este capítulo se basa en la comunicación "Les rapports entre la stabilité urbaine régionale et le développement économique. L'exemple de l'Argentine, 1947-1980", presentada en el XX Congreso General de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (I.U.S.S.P.), Florencia, junio de 1985.

Cuadro 6  
**ESTABILIDAD URBANA EN AMERICA LATINA (22 PAISES), Y ESTABILIDAD URBANA REGIONAL EN TRES PAISES DE AMERICA LATINA, SEGUN LA PROPORCION DE POBLACION RURAL. TIPOLOGIA ALTERNATIVA. (1940-1970)**

Estimación	Prop. poblac. rural	
	Superior al promedio	Inferior al promedio
(1)	(2) <sup>h</sup>	(3) <sup>h</sup>
a) América Latina, 1960-70		
- Países estables	3	2
- Países inestables	13	4
b) Argentina, 1947-60		
- Provincias estables	4	1
- Provincias inestables	16	1
c) Argentina, 1960-70		
- Provincias estables	6	2
- Provincias inestables	15	-
d) Ecuador, 1950-62		
- Provincias estables	3	1
- Provincias inestables	11	1
e) México, 1940-50		
- Estados estables	2	4
- Estados inestables	18	8
f) México, 1950-60		
- Estados estables	1	2
- Estados inestables	18	11
g) México, 1960-70		
- Estados estables	1	6
- Estados inestables	18	7

	<i>Coef. Q</i>	<i>Coef. phi</i>
a)	-0,368	-0,155
b)	-0,600	-0,206
c)	-1,000	-0,423
d)	-0,571	-0,218
e)	-0,636	-0,289
f)	-0,532	-0,171
g)	-0,878	-0,486

<sup>h</sup> El promedio es el valor correspondiente al total de América Latina para la estimación a), y al total de cada uno de los tres países para las estimaciones restantes. Se trata de la proporción de población rural en  $t_0$ .

*Fuentes:* Las mismas del Cuadro 2.

Como se recordará, los resultados de Hardoy mostraban una fuerte asociación entre su tipología (versión modificada) y el desarrollo de las unidades de análisis involucradas. Situación evidentemente enigmática, habida cuenta de las dificultades señaladas en lo atinente a la estimación misma de la estabilidad urbana. La metodología alternativa, por otra parte, no manifiesta —ni conceptual, ni empíricamente— correlaciones importantes con indicadores de desarrollo económico. De esta forma, se rompe con la perspectiva tradicional comentada al principio de este artículo, aunque sólo se trate de un ámbito restringido de los estudios posibles en el campo de la urbanización. Estas observaciones exigen, no obstante, mayor abudamiento de datos, ya que la gama de variables disponibles en ocasión del momento precedente (capítulo IV) era limitada.

## V.2 *La estabilidad urbana regional en Argentina (1947-1980)*

En los cuadros 7, 8 y 9 se sintetiza la evaluación del fenómeno según que se utilice la técnica de Hardoy —reducida a tres variables— o la que aquí se propone.

En cuanto a la primera, puede verse (cuadro 8) que hay cuatro unidades espaciales que efectivamente han aumentado en estabilidad entre los dos primeros intervalos, pero hay otras cinco que han seguido el camino inverso. En los dos últimos períodos intercensales, estos dos grupos están constituidos, respectivamente, por una y diez provincias. Consecuentemente, la reversibilidad es clara y creciente.

Debe destacarse, sin embargo, que si se trabaja con la sumatoria que precede a la clasificación final —cuadro 7, columnas 2 a 4— la medida de la estabilidad parece constante. En efecto, los coeficientes de correlación ( $r$ ) son fuertes:

	1947-60	1960-70
1960-70	0,7948	- - -
1970-80	0,7662	0,7613

En otras palabras, la gran variación antes mostrada en la clasificación final (cuadro 8) esconde una cierta inmutabilidad (cuadro 7). Es por esto que la técnica de construir intervalos iguales en base a las diferencias extremas no es un procedimiento adecuado. Lo que es aún más grave, incluso la sumatoria del cuadro 7 resulta del mismo sistema, en oportunidad de la constitución de los 10 intervalos iniciales. En verdad, es muy difícil evaluar la validez de estas estimaciones, precisamente a causa de su carácter comparativo.

Cuadro 7

ESTABILIDAD URBANA REGIONAL, SEGUN LA TIPOLOGIA HARDOY  
MODIFICADA<sup>a</sup> Y LA TIPOLOGIA ALTERNATIVA. ARGENTINA (1947-1980)

provincias	Tipol. Hardoy modificada (la suma de 3 variables)			Tipol. Alternativa (e.u)		
	1947-60	1960-70	1970-80	1947-60	1960-70	1970-80
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Cap. Federal	3	3	3	0,000 <sup>b</sup>	0,000 <sup>b</sup>	0,000 <sup>b</sup>
Buenos Aires	12	7	15	-1,541	-0,166	-0,384
Catamarca	17	15	24	-5,282	-0,796	1,671
Córdoba	10	13	16	-0,796	-1,254	-0,447
Corrientes	13	15	21	-1,050	-0,900	-3,246
Chaco	20	17	24	4,153	-1,520	-2,435
Chubut	20	16	18	9,633	-2,408	-0,599
Entre Ríos	13	12	18	-0,935	-0,439	-0,663
Formosa	28	26	26	2,070	4,593	-4,530
Jujuy	22	16	23	2,131	-1,674	<sup>c</sup>
La Pampa	12	17	21	-0,700	-1,745	-1,153
La Rioja	18	16	23	<sup>c</sup>	-1,302	-3,689
Neuquén	21	18	24	18,582	-2,385	5,275
Mendoza	17	16	22	3,137	17,084	0,759
Misiones	27	23	29	4,162	1,165	7,847
Río Negro	23	21	25	5,530	-18,950	<sup>c</sup>
Salta	20	17	22	2,837	-3,649	-5,406
San Juan	19	14	20	1,622	-0,892	-1,142
San Luis	12	15	19	-1,094	-1,016	-0,690
Santa Fe	8	12	15	-0,475	-0,494	-0,499
S. del Estero	15	19	26	-1,552	-1,930	18,984
Tucumán	19	10	21	1,130	-0,279	3,477
Sta. Cruz, T. del Fuego, I.A.S.	18	19	12	-5,335	-8,260	-0,207

<sup>a</sup> Tipología reducida a tres variables. La suma varía entre 3 y 30.

<sup>b</sup> Estabilidad total, puesto que la fracción de población rural es nula.

<sup>c</sup> Cálculo imposible porque la tasa de crecimiento rural es nula.

*Nota:* Aquí se reproducen datos ya presentados en los cuadros 2 y 4.

*Fuentes:* Z. Recchini de Lattes y A. Lattes. (1975)  
Censos de Población 1970, 1980

En cuanto al método alternativo (cuadro 9), la variabilidad en el tiempo es muy grande.<sup>7</sup> Entre los dos primeros períodos intercensales, cinco unidades territoriales viraron de la inestabilidad a la estabilidad, en tanto que dos produjeron el cambio opuesto. Comparando los dos últimos intervalos, estos números son cuatro

<sup>7</sup> La clasificación final de la tipología alternativa consta sólo de dos categorías: unidades estables y unidades inestables.

Cuadro 8  
 CLASIFICACION FINAL DE PROVINCIAS SEGUN  
 LA TIPOLOGIA HARDOY MODIFICADA<sup>a</sup>.  
 ARGENTINA. (1947-1980)

		1947-1960																	
		Estables				Moderadamente Estables				Inestables				Muy Inestables					
1970-80	1960-70	Total	E	ME	I	MI	E	ME	I	MI	E	ME	I	MI	E	ME	I	MI	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)		
Estables (E)	1	1																	
Moderadamente Estables (ME)	4		1			1	1					1							
Inestables (I)	9						1	3			2	3							
Muy Inestables (MI)	9							1				4					1	3	
<i>Total</i>	23	1	1			1	2	4			2	8					1	3	

<sup>a</sup> Tipología reducida a tres variables.

Fuente: Cuadro 7.

y cinco, respectivamente. Por otro lado, la correlación ( $r$ ) entre los índices *e.u.* de los tres períodos bajo observación (cuadro 7, columnas 5 a 7) es inexistente:

	1947-60	1960-70
1960-70	-0,0427	----
1970-80	0,0773	-0,0146

Cuadro 9  
CLASIFICACION FINAL DE PROVINCIAS SEGUN LA TIPOLOGIA  
ALTERNATIVA. ARGENTINA. (1947-1980)

		1947-1960					
		Total	Estables		Inestab.		Indeter. <sup>a</sup>
1970-80	1960-70	E	I	E	I	E	I
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Estables (E)	9	3	1	1	4		
Inestables (I)	12		1	4	6		1
Indeterminado <sup>a</sup>	2				2		
<b>Total</b>	<b>23</b>	<b>3</b>	<b>2</b>	<b>5</b>	<b>12</b>		<b>1</b>

<sup>a</sup> Casos para los cuales es imposible el cálculo del índice *e.u.*

Fuente: Cuadro 7.

De esta forma, sea que se enfoque el problema en función de la clasificación final o de la medida de base (los *e.u.*), se obtienen visiones semejantes de la realidad en estudio.

### V.3. Los factores de la estructura económica

En el cuadro 10 se consignan los coeficientes de correlación ( $r$ ) entre cada uno de los modelos expuestos y 26 indicadores socioeconómicos, según su adecuación cronológica. Tal como se indicó, el sistema alternativo –al reconocer dos polos de la estabilidad urbana y cambios multidireccionales en el tiempo– no debe registrar importantes asociaciones con este tipo de variables.

Los datos muestran que, efectivamente, el método de Hardoy es el que aparece más ligado a estos factores. Ello ocurre, en especial, con la proporción de

población analfabeta y con la porción de población activa ocupada en actividades primarias. A estos elementos puede agregarse la importancia relativa de los trabajadores agrícolas temporarios entre 1947 y 1960, así como la producción de electricidad por habitante entre 1960 y 1970.

Por el contrario, ninguna de las correlaciones concernientes a la tipología alternativa alcanzó significación. Si, en fin, se intenta un análisis de regresión múltiple partiendo de los coeficientes de primer orden más abultados, se llega a fracciones de variancia explicada decididamente marginales<sup>8</sup>:

$$R^2 \text{ 5, 13.16.19.} = 0,1862$$

$$R^2 \text{ 6, 12.20.29.} = 0,1267$$

$$R^2 \text{ 7, 15.18.34.36.} = 0,1838$$

Como se hizo anteriormente (acápite IV.5.), podría suponerse que, trabajando con las regiones en las que la porción de población rural es más importante, las correlaciones del cuadro 10 –columnas 5 a 7– aumentarían de manera sensible. Tras este objetivo, conviene apuntar primero los datos básicos que completan el cuadro 6:

---

	Prop. población rural	
	Superior al promedio*	Inferior al promedio*
Argentina, 1970-80		
Provincias estables	7	2
Provincias inestables	12	–

---

Coefficiente  $Q = -1$

Coefficiente  $phi = -0,471$

\*El “promedio” es el valor correspondiente al total del país. Se trata de la proporción de población rural en  $t_0$ .

y considerar, luego, la cifras presentadas en el cuadro 11. Ninguna de éstas alcanza significación. De hecho, la mayoría de los datos del cuadro 11 son equivalentes a los registrados en el cuadro 10, con la excepción del coeficiente que concierne al número promedio de trabajadores en establecimientos comerciales para 1974. Así, el trabajo con las áreas “más rurales” no facilita, en el caso argentino, una mejor ligazón entre la tipología alternativa y las variables socioeconómicas.

---

<sup>8</sup> En las  $R^2$ , la cifra a la izquierda de la coma indica la columna del cuadro 10, en tanto que las que figuran a la derecha indican las líneas.



Cuadro 10

**CORRELACIONES ( $r$ ) ENTRE LAS DIVERSAS MEDIDAS DE LA ESTABILIDAD URBANA REGIONAL Y ALGUNOS INDICADORES SOCIOECONOMICOS. ARGENTINA (1947-1980)**

Variables <sup>a</sup>	Tipol. Hardoy modificada (la suma de 3 variab.)			Tipol. alternativa ( <i>e.u.</i> )		
	1947-60	1960-70	1970-80	1947-60	1960-70	1970-80
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
11. PBI, 1953	-0,2199			-0,0615		
12. PBI, 1964		-0,0782			-0,2565	
13. ANAL, 1947	0,5799 <sup>d</sup>			0,3902		
14. ANAL, 1960		0,5928 <sup>d</sup>			-0,0632	
15. ANAL, 1975			0,6636 <sup>d</sup>			0,2602
16. PA-Pr, 1947	0,6406 <sup>d</sup>			0,3208		
17. PA-Pr, 1960		0,8627 <sup>d</sup>			-0,1303	
18. PA-Pr, 1970			0,7598 <sup>d</sup>			0,1899
19. TA-Ag, 1952	0,1019			-0,1734		
20. TA-Ag, 1960		0,2014			-0,3217	
21. TA-Ag, 1969			-0,3014			-0,0661
22. TRA-Ag, 1952	0,2988			-0,0916		
23. TRA-Ag, 1960		0,2073			-0,1501	
24. TRA-Ag, 1969			0,3739			-0,0625
25. TRAS-Ag, 1952	0,4033			-0,0299		
26. TRAS-Ag, 1960		0,2774			-0,1258	
27. TRAS-Ag, 1969			0,0640			-0,2275
28. TRAT-Ag, 1952	0,4575 <sup>b</sup>			-0,0378		
29. TRAT-Ag, 1960		0,0684			-0,1902	
30. TRAT-Ag, 1969			0,3444			-0,0845
31. TRA-In, 1974			-0,3493			-0,0417
32. TRA-Co, 1954	-0,1533			0,0807		
33. TRA-Co, 1964		-0,3894			-0,0857	
34. TRA-Co, 1974			-0,4939 <sup>c</sup>			0,1847
35. ELE, 1965		-0,5658 <sup>d</sup>			0,0919	
36. ELE, 1975			-0,0177			0,1730

<sup>a</sup> *Definiciones:* PBI: producto bruto interno por habitante; ANAL: proporción de analfabetos; Pa-Pr: proporción de población activa en actividades primarias; TA-Ag: tamaño promedio de las unidades de producción agropecuarias; TRA-Ag: número promedio de trabajadores por unidad de producción agropecuaria; TRAS-Ag: proporción de trabajadores asalariados en las unidades de producción agropecuarias; TRAT-Ag: proporción de trabajadores asalariados temporarios en dichas unidades; TRA-In: número promedio de trabajadores en establecimientos industriales; TRA-Co: número promedio de trabajadores en establecimientos comerciales; ELE: producción de electricidad por habitante.

<sup>b</sup> Significativo al 0,05. <sup>c</sup> Significativo al 0,02. <sup>d</sup> Significativo al 0,01.

*Fuentes:* Cuadro 7, censos de población 1947, 1960; censos económicos 1954, 1964, 1974; CEPAL (1981) e INDEC (1984).

Cuadro 11

**CORRELACIONES ( $r$ ) ENTRE LA TIPOLOGIA ALTERNATIVA DE ESTABILIDAD URBANA REGIONAL ( $e.u.$ ) Y ALGUNOS INDICADORES SOCIOECONOMICOS. ARGENTINA (1947-1980) (UNIDADES TERRITORIALES CON PROPORCION DE POBLACION RURAL MAYOR QUE EL PROMEDIO)**

Variables <sup>a</sup>	Tipol. alternativa ( $e.u.$ )		
	1947-60	1960-70	1970-80
(1)	(5) <sup>b</sup>	(6) <sup>b</sup>	(7) <sup>b</sup>
11. PBI, 1953	-0,0182		
12. PBI, 1964		-0,2739	
13. ANAL, 1947	0,3040		
14. ANAL, 1960		-0,0253	
15. ANAL, 1975			0,2528
16. PA-Pr, 1947	0,3632		
17. PA-Pr, 1960		-0,1242	
18. PA-Pr, 1970			0,1937
19. TA-Ag, 1952	-0,2425		
20. TA-Ag, 1960		-0,3108	
21. TA-Ag, 1969			-0,2454
22. TRA-Ag, 1952	-0,1899		
23. TRA-Ag, 1960		-0,1729	
24. TRA-Ag, 1969			-0,1935
25. TRAS-Ag, 1952	-0,1408		
26. TRAS-Ag, 1960		-0,1502	
27. TRAS-Ag, 1969			-0,3675
28. TRAT-Ag, 1952	-0,0785		
29. TRAT-Ag, 1960		-0,3091	
30. TRAT-Ag, 1969			-0,1986
31. TRA-In, 1974			0,0284
32. TRA-Co, 1954	0,1479		
33. TRA-Co, 1964		-0,1865	
34. TRA-Co, 1974			0,5006
35. ELE, 1965		0,1331	
36. ELE, 1975			0,1657

<sup>a</sup> *Definiciones:* Las mismas del Cuadro 10.

<sup>b</sup> Se mantuvieron los mismos números de columnas que en el Cuadro 10 para facilitar la comparación.

NB: Ningún coeficiente de este cuadro alcanza significación al 0,05.

*Fuentes:* Las mismas del Cuadro 10.

## VI. CONCLUSION

Desde el punto de vista técnico, en comparación con el sistema ideado por Hardoy, el método alternativo aquí propuesto parece recomendable. Este sirve para medir la estabilidad urbana correspondiente a períodos históricos concretos, en base a propiedades individuales de las unidades de análisis, a saber: el ritmo diferencial de crecimiento urbano/rural, ponderado por la importancia relativa de la población expuesta al "riesgo" de urbanizarse al principio del período observado.

El carácter absoluto de los atributos utilizados para evaluar las regiones posibilita todo tipo de comparación, y evita la incidencia de comportamientos atípicos o de subpoblaciones escasas. Puede agregarse que esta condición asegura completa independencia del universo elegido, ya que pueden adicionarse o eliminarse unidades sin que esto afecte los resultados precedentes. Es por tanto, un instrumento que facilita la acumulación ilimitada de observaciones.

Debe reconocerse, no obstante, la existencia de restricciones a la calidad universal de los *e.u.* La más fuerte está dada por las definiciones estadísticas de población urbana. En el caso del presente artículo no hay gran problema (2 000 habitantes y más en Argentina, 2 500 y más en México). Pero si se deseara aplicar el modelo alternativo en Africa, las dificultades crecerían (2 000 y más en Angola, 5 000 y más en Ghana, 20 000 y más en Nigeria). Estas diferencias adquieren una relevancia mayor cuando se trata de estimaciones regionales, debido a que muy raramente las estadísticas presentan la discriminación interna de la población según tamaño de los conglomerados.

El punto quizás de mayor repercusión que debe señalarse concierne a la relación existente entre las dos tipologías y el mundo socioeconómico. Es evidente que los *e.u.* no dicen nada de éste. Por el contrario, el modelo de Hardoy registra algunas correlaciones significativas con ciertos factores estructurales, a pesar de las debilidades metodológicas. Si se acepta el tratamiento que se ha hecho de éstas, así como la definición alternativa de estabilidad urbana (los *e.u.*), el especialista tenderá a rechazar el procedimiento de Hardoy, aun cuando ejerza un gran atractivo en virtud de las correlaciones mencionadas. Adoptando esta posición, el lazo que une urbanización y desarrollo —que la tradición fortaleció— se hace más frágil, por lo menos en términos de la estabilidad urbana.

Por último, como en el estudio de Hardoy, cabe lamentar que no haya sido posible integrar a la tipología la separación del crecimiento poblacional en sus componentes natural y migratorio. Fraccionar el primer factor de los *e.u.* en estos dos grandes elementos hubiera facilitado la comprensión de los cambios verificados. Los estudios de migración interna disponibles, o bien trabajan con corrientes específicas, o bien operan con las divisiones político-administrativas sin distinguir en población urbana y rural (Arévalo, 1974), en buena medida por las dificultades que dicha distinción supone.

## REFERENCIAS

- J. Arévalo, (1974): *Migración intercensal de seis países de América Latina*, CELADE, Santiago de Chile.
- ARGENTINA, –Censos de población de 1947, 1960, 1970 y 1980.  
–Censos económicos de 1954, 1964 y 1974.
- E. Arriaga, (1975): “Selected Measures of Urbanization”, (S. Goldstein and D.F. Sly (Ed.): *The Measurement of Urbanization and Projection of Urban Population*, IUSSP, Ordina Editions, Liège, pp. 19-87).
- CEPAL, (1981): *Distribución regional del producto interno bruto sectorial en los países de América Latina*, Cuadernos Estadísticos de la Cepal N° 6, Naciones Unidas, Santiago de Chile.
- K. Davis, (1955): “The Origin and Growth of Urbanization in the World”, *The American Journal of Sociology*, Vol. LX, March, pp. 429-437.
- ECUADOR, (ca. 1970): *Anuario de Estadística 1964-1969*, Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- J. E. Hardoy, (1973): “Potentials for Urban Absorption: the Latin American Experience”, (T.T. Poleman and D.K. Freebairn (Ed.): *Food, Population and Employment. The Impact of the Green Revolution*, Praeger Publishers, New York, pp. 167-192).
- (1975): “Un ensayo de interpretación del proceso de urbanización en América Latina”, (R. Cardona (Ed.): *América Latina: Distribución espacial de la población*, Corporación Centro Regional de Población, Bogotá, pp. 39-99).
- INDEC, (1984): *Anuario Estadístico de la República Argentina, 1981-82*, Buenos Aires.
- MEXICO, (1954): *Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos, 1951-52*, Dirección General de Estadística, México.
- (1970): *Anuario Estadístico Compendiado, 1968*, Dirección General de Estadística, México.
- (1972): *IX Censo General de Población, 1970, Resumen General*, Dirección General de Estadística, México.
- J. Miller, (1971): “The Urban Phase. Raison d’être for Policy”, (J. Miller and R.A. Gakenheimer (Ed.): *Latin American Urban Policies and the Social Sciences*, SAGE Publications, Beverly Hills, Ca. pp. 3-40).
- Z. Recchini de Lattes y A. Lattes (Edit), (1975): *La población de Argentina*, Cicred Series, Buenos Aires.
- H. Tisdale, (1942): “The Process of Urbanization”, *Social Forces*, Vol. 20, March.

# LOS HUERFANOS Y LA MORTALIDAD ADULTA. EL EJEMPLO DE FRANCIA DE 1740 A 1829\*

*Alain Bideau  
Centre Pierre Léon  
Laboratoire Associé au Centre National de la Recherche  
Scientifique, Université Lyon 2*

## RESUMEN

El autor se propone estudiar relaciones entre la mortalidad de adultos y la proporción de huérfanos, con datos sobre la sobrevivencia de los padres de recién casados recogidos en la encuesta del INED —que se apoya en una muestra de alrededor de 400 comunas— y las tablas de mortalidad entre 1740-49 y 1820-29, calculadas con información recolectada en la encuesta mencionada.

Se presentan dos capítulos. En el primero se examinan diversas proporciones de huérfanos, observadas entre los períodos indicados; en el segundo se cotejan esas proporciones con valores comparables derivados de tablas de mortalidad.

Se indaga acerca de la posibilidad de que la muerte del padre adelante el matrimonio de su hijo, así como que la de la madre difiera el casamiento de su hija mayor. Se detectan diferencias que podrían justificar tales tendencias, aunque son ellas tan reducidas que la conclusión es que la muerte del padre no es determinante en forma destacada del casamiento de su hijo y que tanto puede adelantar el de un hijo como el de una hija. También parece ser de menor importancia la asociación entre la muerte de la madre y el matrimonio de sus hijos, independientemente del sexo.

El estudio de los sesgos que pueden reflejar las estimaciones de orfandad debidas a errores en los registros lleva también a la conclusión de que no parecen excesivas.

La comparación de la proporción de huérfanos con valores esperados, según tablas de mortalidad (se calculan probabilidades de morir entre la edad 35 y la edad genérica  $a$ , para los hombres, y entre la edad 32 y la edad  $a$ , para las mujeres) muestra que la incidencia observada de orfandad cae por debajo de los valores esperados, salvo en el caso de edades al matrimonio muy jóvenes. Se concluye entonces que hay seguramente una asociación muy estrecha entre la muerte de la madre y la de sus hijos, que sesga la proporción observada de huérfanos maternos.

(MORTALIDAD DE LOS ADULTOS)  
(DEMOGRAFIA HISTORICA)

(ORFANDAD)

---

\*Documento presentado en el Seminario sobre Mortalidad Adulta y Orfandad en el Pasado, que se realizó en San José, Costa Rica, del 12 al 14 de diciembre de 1984, y que fue copatrocinado por el Comité de Demografía Histórica de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, la Universidad de Costa Rica y el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).

# ORPHANS AND ADULT MORTALITY. THE EXAMPLE OF FRANCE BETWEEN 1740 AND 1829

## SUMMARY

The author examines the relationships between adult mortality and the proportion of orphans, with data on the survival of the parents of newly-weds, gathered through a survey carried out by INED –with a sample of around 400 communes– and the mortality tables between 1740-49 and 1820-29, calculated on the basis of information collected in the INED survey.

The paper is divided in two chapters. The first chapter examines the different proportions of orphans, observed in the above mentioned periods. The second one confronts these proportions with comparable values derived from mortality tables.

The possibility is examined that the father's death might anticipate his son's marriage, while the mother's death might postpone her eldest daughter's one. Although some evidence has been detected to support these assumptions, it is rather negligible. It is therefore concluded that the father's death does not clearly determine his son's marriage and that it may anticipate both his son's and his daughter's marriages. The association of the mother's death with her children's marriage, regardless of their sex, also appears to be of lesser importance. It is also concluded that the biases in orphanhood estimations due to registry errors are not excessive.

The comparison of the proportion of orphans with the expected values according to mortality tables (the probabilities of dying between age 35 and generic age  $a$  for men, and between age 32 and age  $a$ , for women), shows that the observed incidence of orphanhood falls below the expected values, except for very young ages at marriage. It is then concluded that there is probably a very close association between the mother's death and her children's, which would bias the observed proportion of maternal orphans.

⟨ADULT MORTALITY⟩  
⟨HISTORICAL DEMOGRAPHY⟩

⟨ORPHANHOOD⟩

## INTRODUCCION

Con una fecundidad constante, la proporción de huérfanos de padre entre los niños de edad  $a$  en la fecha  $t$  depende de la edad del padre en el momento del matrimonio, la mortalidad del período que va de  $t-a$  a  $t$  y, asimismo, la mortalidad infantil entre el nacimiento y  $t$ ; igual cosa sucede con los huérfanos de madre. En vista de que en ciertas poblaciones, puede ser mucho más fácil conocer la proporción de huérfanos en cada edad que registrar las defunciones, pareció posible obtener de esta proporción un cálculo de la mortalidad, en particular, para las poblaciones del pasado, habida cuenta de que en las actas de matrimonio se mencionan desde hace mucho tiempo los padres de los desposados y se indica si están vivos o muertos.

De este modo, se puede calcular la proporción de huérfanos de padre o madre entre los casados de determinada edad.<sup>1</sup>

Sin embargo, este enfoque resultó más difícil de lo previsto, a tal punto que se ha utilizado muy poco en la práctica. Efectivamente, es de temer que la proporción de huérfanos de determinada edad, calculada con las actas de matrimonio, comporte errores no despreciables y sistemáticos, por las siguientes razones:

– no se precisa lo suficiente la distinción de los huérfanos y los no huérfanos; basta que el párroco o el alcalde que escribe “hijo del difundo fulano y fulana” agregue una “s” a difundo cuando no debe hacerlo, o por el contrario, olvide añadirla, para que se considere muerta a la madre cuando está viva, y viceversa; acontece, además, que el redactor del acta olvida con frecuencia señalar el deceso de los padres, aunque este olvido, común antiguamente, es menos frecuente hacia el final del Antiguo Régimen y comienzos del siglo XIX;

---

<sup>1</sup> Louis Henry, “Mesure indirecte de la mortalité des adultes”, en *Population*, 15, 1960, N° 3, pp. 457 a 456.

– no se mide la proporción de huérfanos del total de las personas de determinada edad, sino del total de los casados de esa edad, lo que introduce un sesgo si existe asociación entre la muerte del padre (o de la madre) y el casamiento de los hijos; ese sesgo presenta sus riesgos, ya que la muerte del padre debería apresurar el casamiento del hijo llamado a sucederle, mientras que la muerte de la madre podría retrasar el matrimonio de la hija, de quien se espera reemplace a la madre en los oficios domésticos.

En el presente artículo, nos proponemos estudiar las relaciones entre la mortalidad adulta y la proporción de huérfanos, a partir de las observaciones sobre la supervivencia de los padres de los casados, reunidas en la encuesta del INED<sup>2</sup>, y de las tablas de mortalidad de 1740-1749 a 1820-1829, calculadas a partir de los datos recopilados en esta encuesta. Esas tablas son para toda Francia, lo que nos obliga a utilizar los datos sobre la supervivencia de los padres para todo el país.

### *I. LOS HUERFANOS EN LA FRANCIA DE 1740 A 1829*

La elección del marco de referencia del análisis se enfrenta a otra dificultad: en el Antiguo Régimen, la proporción de actas de matrimonio en que se mencionaban a la vez los padres de los cónyuges y la edad de los desposados era pequeña y esa proporción variaba de una región a otra, de modo que las observaciones para toda Francia, que resultaban de la sencilla adición de las observaciones de las regiones, podían ser sólo una imagen deformada de la realidad. En la práctica, esa deformación se hizo bastante moderada hacia el final del Antiguo Régimen.

Utilizamos también una evaluación de los errores sobre la supervivencia de los padres de los casados, hecha por los registradores de las actas de matrimonio. Esa evaluación, obtenida al comparar las informaciones suministradas en las actas con las que proporciona la reconstitución de las familias, es muy sumaria, ya que sólo se ha comparado un muestreo muy pequeño, debido al tiempo que toman las operaciones manuales necesarias. Cuando se haya terminado de transcribir en cinta magnética las fichas familiares, operación que actualmente se lleva a cabo, se podrá hacer la comparación de todos los matrimonios de las aldeas en que se efectuó la reconstitución de las familias y se podrán evaluar los errores respecto de la supervivencia de uno de los padres, según que el otro esté vivo o haya fallecido.

En el cuadro 1 figura la proporción –entre los hombres que contraen matrimonio– de los que no tienen padre y de los que no tienen madre, según el decenio en que se efectuó el matrimonio, de 1740-1749 a 1820-1829; en el cuadro 2 se dan las proporciones análogas para las mujeres. Los grupos de edad utilizados van de 20-24 años a 35-39 años para los hombres, y de 15-19 a 30-34 años para las mujeres.

---

<sup>2</sup> La encuesta del INED se basa en un muestreo de aproximadamente 400 comunas, pero con un plan de sondeo tal que sólo se aprovechó completamente un acta entre 500; las observaciones son muy escasas a escala regional si se amplían las subdivisiones según el período, el sexo y la edad; por consiguiente, es preferible atenerse a las informaciones globales para Francia.



Cuadro I

FRANCIA: PROPORCION DE HOMBRES QUE CONTRAEN MATRIMONIO,  
SEGUN EL DECENIO DE CASAMIENTO Y ORFANDAD PATERNA Y  
MATERNA

DECENIO DE MATRIMONIO	Proporción (por mil), según el decenio de matrimonio, de los hombres con:									
	el padre fallecido					la madre fallecida				
	edad en el momento del matrimonio					edad en el momento del matrimonio				
	20-24 años	25-29 años	30-34 años	35-39 años	*MEDIA PONDERADA	20-24 años	25-29 años	30-34 años	35-39 años	*MEDIA PONDERADA
<b>MEDIA</b>	393					287				
1740-1749	434	498	607	677	502	257	348	396	345	322
1750-1759	458	458	578	723	492	327	388	368	554	371
1760-1769	373	494	554	558	462	340	303	360	558	340
1770-1779	407	530	594	774	508	319	358	406	451	356
1780-1789	367	459	623	650	462	300	347	401	610	352
1790-1799	357	434	514	614	428	230	282	364	437	284
1800-1809	390	446	544	655	452	257	324	414	584	328
1810-1819	366	439	565	710	447	256	329	432	591	333
1820-1829	385	426	507	675	437	297	327	415	509	340

\* Coeficiente 373, 410, 163, 54.

Cuadro 2

FRANCIA: PROPORCION DE MUJERES QUE CONTRAEN MATRIMONIO, SEGUN EL DECENIO DE CASAMIENTO Y CONDICION DE ORFANDAD PATERNA Y MATERNA

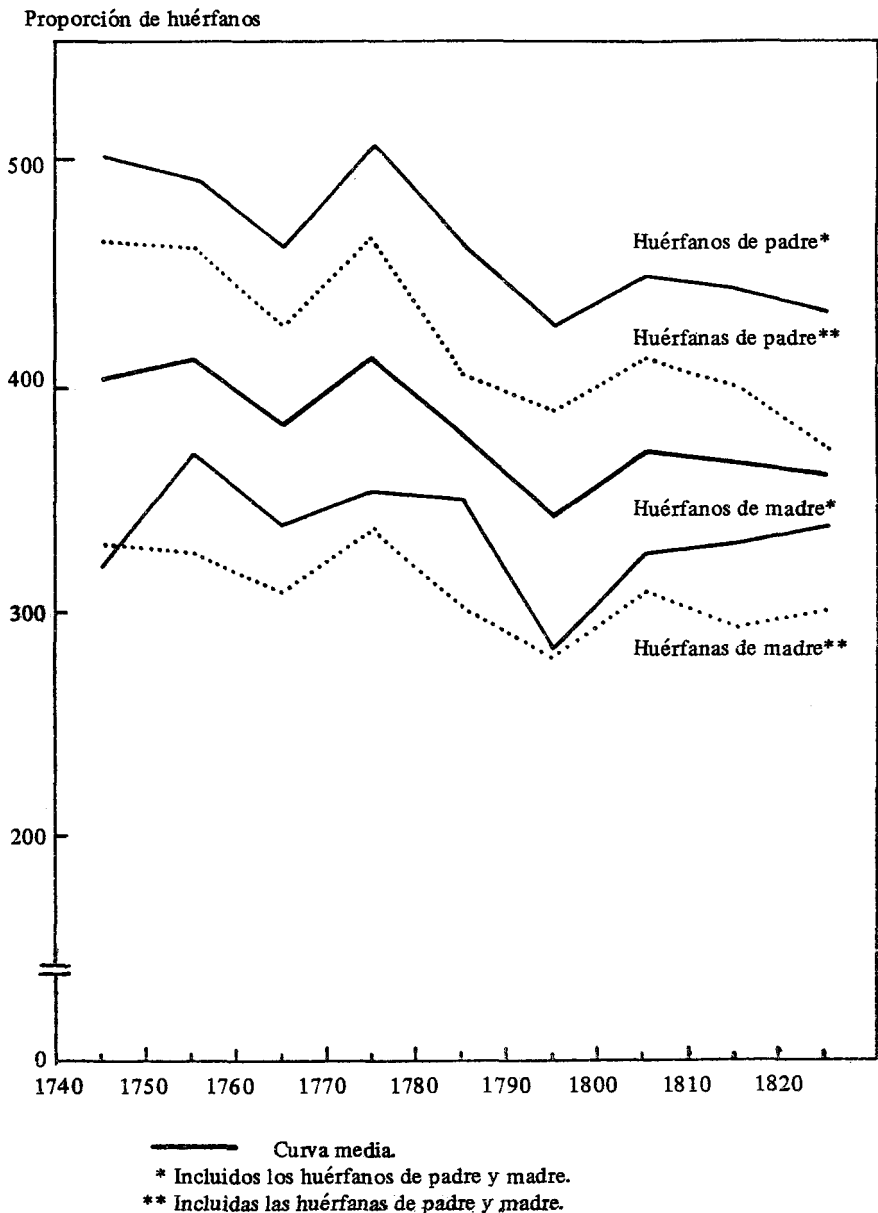
Proporción (por mil), según el decenio de matrimonio, de las mujeres con:										
	el padre fallecido					la madre fallecida				
	edad en el momento del matrimonio					edad en el momento del matrimonio				
DECENIO DE MATRIMONIO	15-19 años	20-24 años	25-29 años	30-34 años	*MEDIA PONDERADA	15-19 años	20-24 años	25-29 años	30-34 años	*MEDIA PONDERADA
MEDIA		385								
1740-1749	414	455	469	543	466	233	328	337	423	331
1750-1759	322	443	489	602	462	167	303	367	470	326
1760-1769	355	431	439	469	428	226	276	355	395	309
1770-1779	423	406	533	558	467	281	266	384	504	336
1780-1789	345	333	461	584	407	264	264	340	383	303
1790-1799	323	352	412	549	393	201	243	315	400	280
1800-1809	396	373	418	549	414	246	279	320	452	310
1810-1819	322	360	436	542	402	235	248	333	422	295
1820-1829	306	309	419	552	375	223	273	330	414	302

\* Coeficiente 139, 429, 293, 139.

Esas proporciones varían mucho de un decenio a otro, en parte al menos por razones aleatorias. Por consiguiente, es preferible juzgar la evolución del total de los cuatro grupos de edad, y para ese efecto se calculó una media ponderada de las cuatro proporciones con las ponderaciones proporcionales a los matrimonios en esas edades en el período 1820-1829. En el gráfico 1 se señalan las variaciones de esas medias ponderadas.

Gráfico 1

**PROPORCIÓN DE HUÉRFANOS ENTRE LOS HOMBRES CASADOS  
DE 20-24 AÑOS A 35-39 AÑOS Y LAS MUJERES CASADAS  
DE 15-19 AÑOS A 30-34 AÑOS**



Las variaciones de un decenio a otro son muy grandes y a menudo concuerdan. Por consiguiente, es interesante examinarlas respecto de la media aritmética de las cuatro proporciones, cuya curva representativa se halla en medio del gráfico 1<sup>3</sup>. A través de oscilaciones bastante fuertes, se descubre una evolución que hace pasar la proporción de los huérfanos de padre o madre de un nivel medio de casi 400 por mil en el período 1740-1749, a un nivel medio de casi 370 por mil en el período 1800-1829. Entre los dos, el período 1780-1789, con una proporción de 380 por mil, está más próximo del período 1800-1829 que de 1740-1779, lo que no es compatible con una discontinuidad, debida al paso del registro parroquial al registro civil. Si los párrocos olvidaban a menudo mencionar que los padres de los desposados habían fallecido, la proporción de huérfanos debería haber sido, antes de la Revolución, menor que después de ella. Esta proporción se halla al nivel mínimo en 1790-1799, período marcado por un exceso de matrimonios para escapar al servicio militar. ¿Existían exenciones para quienes sostenían una familia? En este caso, es asombroso que la baja se observe tanto para las mujeres como para los hombres y que sea más notoria para los huérfanos de padre que para los huérfanos de madre. Cuando se sabe que la calidad del registro se deterioró durante el Directorio, es de temer que durante los otros regímenes se haya olvidado, con mayor frecuencia, mencionar en las actas de matrimonio si los padres de los contrayentes estaban vivos o ya habían fallecido.

En la información anterior, las edades de los casados y las casadas no son las mismas, puesto que los cuatro grupos de edad utilizados para cada uno arrancan de 15 años para las mujeres y 20 años para los hombres. Examinemos entonces si, en igualdad de edades, la proporción de huérfanos varía según el sexo. Para reducir las fluctuaciones aleatorias, trabajemos con una media ponderada de las proporciones observadas en los tres grupos de edad que son comunes a los dos sexos: 20-24 años, 25-29 años y 30-34 años; las ponderaciones, comunes a los hombres y las mujeres, son proporcionales a la suma del número de casados y casadas de cada uno de los grupos de edad en 1820-1829. Esas medias ponderadas figuran en el cuadro 3.

En el gráfico 2, la curva de los hombres huérfanos de padre se halla ligeramente sobre la de las mujeres en la misma situación. En el caso de los huérfanos de madre, las dos curvas se entrecruzan y la desviación media que las separa es ínfima; para los huérfanos de padre, la desviación media es un poco mayor, ya que la proporción media de hombres huérfanos de padre se eleva a 450 por mil, contra 439 por mil para las mujeres. La diferencia representa solamente el 2,5% de la proporción de huérfanos de padre.

---

<sup>3</sup> Media aritmética de las cuatro proporciones:

1740	405	1790	346
1750	413	1800	376
1760	385	1810	369
1770	417	1820	364
1780	381		

Cuadro 3

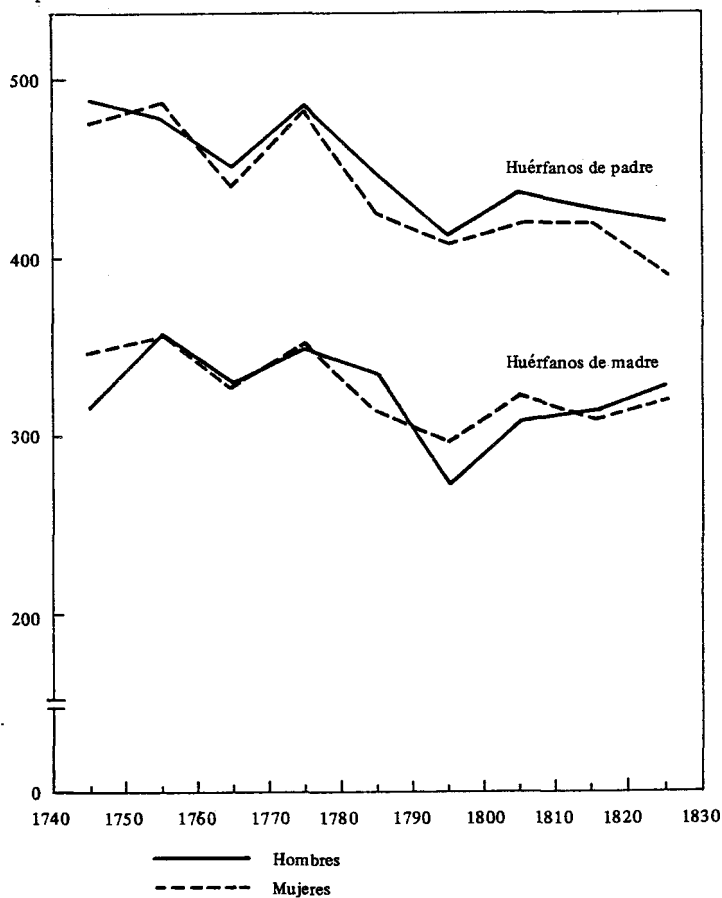
PROPORCION MEDIA (POR 1 000) DE HUERFANOS DE PADRE O MADRE PARA LOS HOMBRES Y LAS MUJERES CASADOS DE 20-24 AÑOS A 30-34 AÑOS

DECENIO DE MATRIMONIO	HUERFANOS DE PADRE		HUERFANOS DE MADRE	
	HOMBRES	MUJERES	HOMBRES	MUJERES
1740-1749	488	475	316	347
1750-1759	478	487	358	356
1760-1769	450	440	329	327
1770-1779	486	481	349	352
1780-1789	445	425	335	313
1790-1799	413	408	273	297
1800-1809	437	420	309	324
1810-1819	428	420	314	310
1820-1829	421	392	328	319
PROPORCION MEDIA	450	439	323	327

Gráfico 2

PROPORCION MEDIA (POR 1 000), DE HUERFANOS DE PADRE Y HUERFANOS DE MADRE ENTRE LOS HOMBRES Y LAS MUJERES CASADOS DE 20-24 AÑOS A 30-34 AÑOS

Proporción de huérfanos



Esos resultados son sorprendentes, ya que cabe esperar que la muerte del padre adelante el matrimonio al menos de un hombre por familia y que la muerte de la madre retrase el matrimonio al menos de una mujer por familia. Sin embargo, se puede objetar que si sólo se trata de retrasar el matrimonio, el intervalo de edad utilizado es demasiado grande, puesto que sería necesario que el matrimonio de los hombres y el de las mujeres se aplazara hasta los 35 años para que variaran las proporciones observadas. Limitémonos entonces a los hombres y las mujeres casados a la edad de 20-24 años. En el gráfico 3 figuran las proporciones correspondientes, obtenidas de los cuadros 1 y 2. Las desviaciones entre las dos curvas de cada serie son mucho más evidentes que en el gráfico 2, pero se dan también en ambos sentidos y los valores medios siguen siendo próximos: 393 contra 385, respectivamente, para los hombres y las mujeres cuyo padre falleció; 287 contra 276, respectivamente, para los hombres y las mujeres cuya madre falleció, es decir, diferencias del orden del 2% para los huérfanos de padre y del orden del 4% para los que perdieron a la madre.

Esta vez parece que la muerte del padre apresura un poco el matrimonio de los hombres, mientras que la muerte de la madre parece retrasar el matrimonio de las mujeres. Sin embargo, las diferencias son muy pequeñas para que el efecto de la muerte del padre sobre el matrimonio de los hijos haya sido corriente<sup>4</sup>, o que se haya limitado a los hijos. Como sólo sobrevivían hasta la edad adulta de la mitad de los hijos, a menudo sucedía que la explotación de la tierra pasaba del padre al yerno. Por consiguiente, la muerte del padre podría apresurar tanto el matrimonio de la hija como el del hijo. Por lo tanto, llegamos a la conclusión de que la muerte del padre casi no apresura el matrimonio de los hijos, o que apresura más o menos por igual el matrimonio de los hombres y de las mujeres. La muerte de la madre puede acelerar el matrimonio del hijo único que vive con los padres o del hijo en una familia que no tiene hijas. Por el contrario, puede retrasar el matrimonio de la hija; en este caso, los efectos varían según el sexo de los hijos y los resultados obtenidos permiten únicamente llegar a la conclusión de que tales efectos son pequeños, puesto que las dos curvas tienen una pequeña desviación media.

Debido a errores de lectura o de redacción, la proporción aparente de huérfanos de madre puede depender del destino del padre: fallecimiento anterior o supervivencia. La proporción verdadera también puede depender de ese hecho, ya que la mortalidad de uno de los cónyuges no es probablemente independiente de la

---

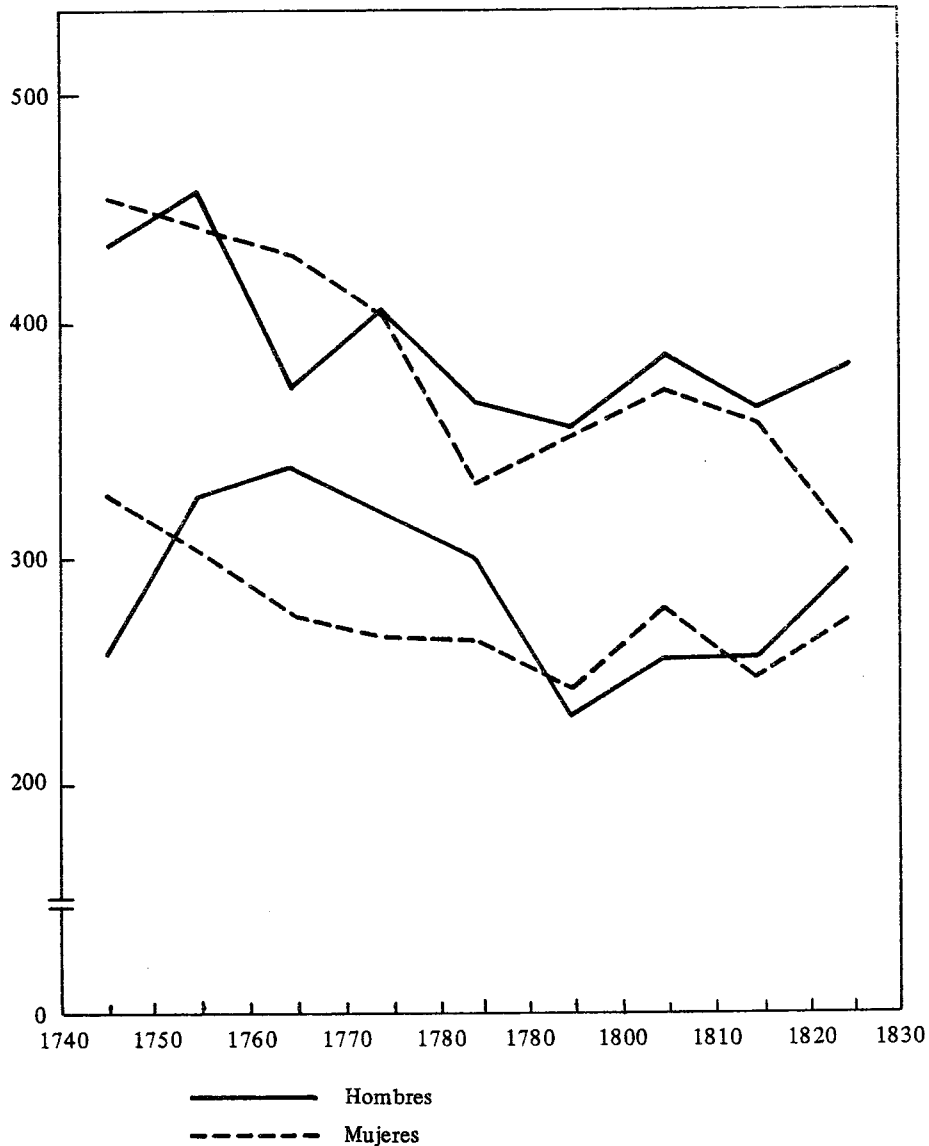
<sup>4</sup> Situémonos en el caso en que la proporción de padres fallecidos entre los hombres casados a la edad de 20-24 años fuera 0,400, a falta de cualquier vínculo entre la muerte del padre y la edad de los hijos en el momento del matrimonio, y supongamos que esta independencia existe para el 90% de los hijos y que el 10% restante no pueda casarse antes de los 25 años, mientras viva el padre. De 1 000 hijos que se casarían si hubiera independencia, 900 lo hacen sin tener en cuenta la supervivencia del padre, y de ellos 360 lo perdieron; de los 100 restantes, 60 aún tienen padre y no pueden casarse a esa edad; por consiguiente, sólo se casan 40 de ellos. En total, hay por lo tanto 400 casados que perdieron al padre, de un total de 940 casamientos, es decir, una proporción de 426 por mil, en vez de 400, lo que representa una desviación de 6,5%, claramente superior a la que se observa.

mortalidad del otro<sup>5</sup>. Calculemos, por consiguiente, las proporciones de los recién casados que perdieron a la madre, según que el padre viva o haya fallecido; esas proporciones figuran en el cuadro 4, que ilustra el gráfico 4.

Gráfico 3

PROPORCION (POR 1 000), DE HUERFANOS DE MADRE Y HUERFANOS DE PADRE ENTRE LOS HOMBRES Y LAS MUJERES CASADOS DE 20-24 AÑOS

Proporción de huérfanos



<sup>5</sup> Alain Bideau, "Widowhood and remarriage", en *Journal of Family History*, primavera de 1980, pp. 28 a 43. Según A. Mogneneins, en la aldea de Dombes, entre 1660 y 1739, cerca del 12% de los maridos y el 7% de las esposas fallecieron menos de cuatro meses después de la muerte de su cónyuge.

Cuadro 4

PROPORCION (POR 1 000) DE HOMBRES Y MUJERES RECIEN CASADOS QUE  
 PERDIERON A LA MADRE, SEGUN QUE EL PADRE VIVA O HAYA  
 FALLECIDO

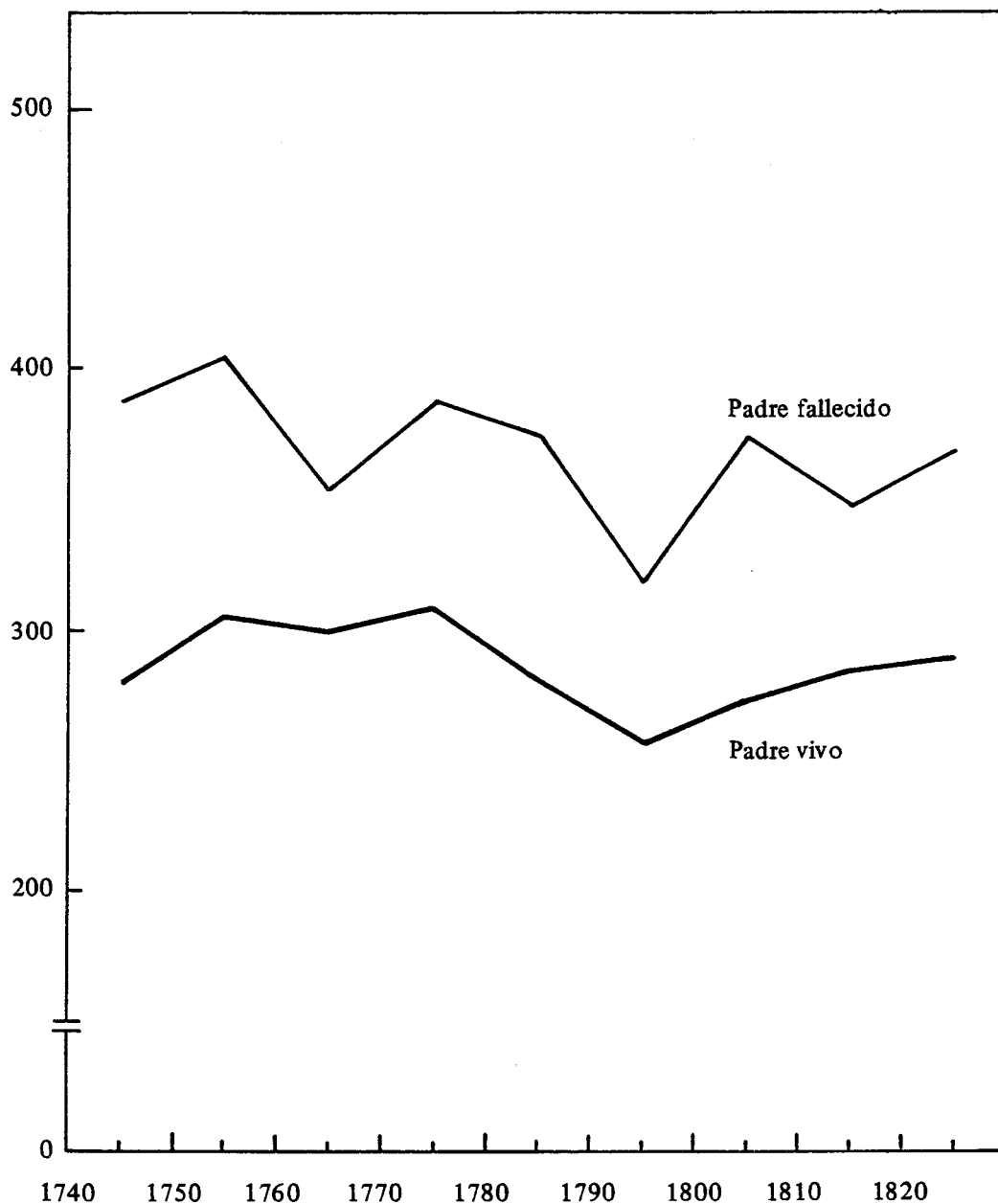
PERIODO DE MATRIMONIO	PADRE VIVO				PADRE FALLECIDO			
	EDAD AL MOMENTO DEL MATRIMONIO	EDAD AL MOMENTO DEL MATRIMONIO	EDAD AL MOMENTO DEL MATRIMONIO	MEDIA PONDERADA	EDAD AL MOMENTO DEL MATRIMONIO	EDAD AL MOMENTO DEL MATRIMONIO	EDAD AL MOMENTO DEL MATRIMONIO	MEDIA PONDERADA
	20-24 años	25-29 años	30-34 años		20-24 años	25-29 años	30-34 años	
1740-1749	266	295	277	279	337	394	501	387
1750-1759	288	329	296	305	345	434	496	405
1760-1769	282	311	324	300	336	347	422	355
1770-1779	253	329	410	309	338	407	474	387
1780-1789	246	302	325	281	338	393	437	376
1790-1799	222	270	333	259	265	336	420	318
1800-1809	229	275	394	274	335	384	460	375
1810-1819	225	314	379	285	300	352	468	348
1820-1829	260	290	369	290	330	381	455	371



Gráfico 4

PROPORCION MEDIA (POR 1 000), DE RECIEN CASADOS  
CUYA MADRE FALLECIO, SEGUN QUE EL PADRE  
VIVA O HAYA FALLECIDO

Proporción de recién casados



La proporción de los casados que perdieron a la madre es claramente mayor -372 por mil contra 296 por mil en término medio en el período 1760-1789; 364 por mil y 283 por mil en el período 1800-1829- cuando el padre también falleció

que cuando sobrevive. La desviación varía tan poco de 1760-1789 a 1800-1829 que puede desecharse. Como *a priori* es poco verosímil que las dos causas posibles de esa desviación hayan variado entre ambos períodos, de manera tal que los efectos de esas variaciones se hayan anulado mutuamente, la invariabilidad de la desviación significa más bien que ninguna de ambas causas varió sensiblemente del primer período al segundo.

Los errores de redacción o de lectura que, cuando el padre ha fallecido, llevan al registrador a inscribir a la madre como difunta cuando está viva o viceversa, son tanto más frecuentes cuanto que la lectura es más difícil y que el acta es menos explícita respecto de la presencia y el consentimiento de la madre cuando ésta sobrevive<sup>6</sup>. El error debería, por consiguiente, reducirse de 1760-1789 a 1800-1829, pero no necesariamente de manera muy sensible, puesto que en el período 1760-1789 los registros parroquiales se llevaban ya con mucho cuidado.

Otro de los errores de redacción, cuando el padre vive y está presente, consiste en dejar de señalar que la madre ha fallecido. Debido a la costumbre de dar mayor importancia al hombre que a la mujer, hay que temer más a este error que al anterior. Tiene por resultado la disminución de la proporción de huérfanos de madre entre los casados cuyo padre vive.

Sin embargo, esos errores no pueden ser la única causa de la desviación que se observa. Forzosamente, hay una clara correlación entre la mortalidad del padre y la madre, al igual que hay diferencias de mortalidad entre medios sociales, entre regiones e inclusive, sin duda, entre aldeas vecinas: la calidad del agua que se consume varía mucho, aun a poca distancia, la alimentación es más o menos rica y variada de una región a otra, las casas son más o menos salubres...<sup>7</sup> Como es muy frecuente que el marido y la esposa pertenezcan al mismo medio social y que corren los mismos riesgos epidémicos, no hay que extrañarse de que sus mortalidades se hallen vinculadas.

Después de haber subrayado que la proporción de huérfanos de una edad determinada era consecuencia de la mortalidad que debía permitir remontarse a la causa, expresamos dudas acerca de la aplicación que podría intentarse hacer a los casados de determinada edad, clasificados según la supervivencia o el fallecimiento anterior de sus padres, y enumeramos las razones, a primera vista de peso, de esas dudas: la relación entre el fallecimiento de los padres y la edad de los hijos en

---

<sup>6</sup> Supongamos que la desviación de 296 a 372 en el período 1760-1789 sea únicamente el resultado de los errores examinados. Ello significa que la proporción verdadera de madres fallecidas es de 296; como el valor medio de huérfanos de padre es de 441, debería haber 131 madres fallecidas en vez de 164; la diferencia, de 33, representa únicamente el 7,5% del número de padres fallecidos. De modo que con esta pequeña proporción de casos en que el fallecimiento del padre se extiende por error a la madre, se llega a un error de un 25% respecto de la proporción de madres fallecidas cuando el padre también ha fallecido.

<sup>7</sup> Alain Bideau, Guy Brunet y R. Desbos, "Variations locales de la mortalité des enfants: l'exemple de la Châtellenie de Saint-Trivier en-Dombes (1730-1869)", pp. 7 a 30.

el momento del matrimonio y los errores de los registradores y los lectores de las actas de matrimonio. Al final del análisis de los cuadros sobre los matrimonios, que proporcionó la encuesta del INED, esas reservas parecen excesivas, puesto que no se observó con certeza ninguno de los efectos esperados de los sesgos y los errores.

## II. RELACIONES ENTRE LA MORTALIDAD DE ADULTOS Y LA PROPORCION DE HUERFANOS

Comparemos esos datos con los de la mortalidad de adultos de 1740-1789 a 1820-1829, que se conoce mediante la encuesta del INED<sup>8</sup>.

En el cuadro 5 figura, únicamente para las mujeres de 15-19 años (por falta de matrimonio de los hombres antes de los 20 años), y para ambos sexos de las edades 20-24 años a 35-39 años, la proporción de casados que perdieron a su padre, por una parte, y a su madre, por otra, en cada uno de los decenios 1740-1749 a 1820-1829 y en los tres períodos 1740-1759, 1760-1789 y 1800-1829. Debido a la calidad inferior del registro, dejamos a un lado el período 1740-1759, en el que, al parecer, se subestimó la proporción de huérfanos, habida cuenta de la sobremortalidad del período 1740-1749.

Cuadro 5

### PROPORCION (POR 1 000) DE HOMBRES Y MUJERES CASADOS, HUERFANOS DE PADRE Y HUERFANOS DE MADRE

PERIODO DE MATRIMONIO	HUERFANOS DE PADRE EDAD EN EL MOMENTO DEL MATRIMONIO					HUERFANOS DE MADRE EDAD EN EL MOMENTO DEL MATRIMONIO				
	15-19*	20-24	25-29	30-34	35-39	15-19*	20-24	25-29	30-34	35-39
	años	años	años	años	años	años	años	años	años	años
1740-1749	414	446	484	580	644	233	297	343	407	407
1750-1759	322	450	472	589	660	167	314	378	414	514
1760-1769	355	406	468	519	604	226	304	328	375	530
1770-1779	423	406	531	579	766	281	288	370	448	535
1780-1789	345	347	460	606	696	264	278	344	393	593
1790-1799	323	354	423	528	628	201	237	299	379	447
1800-1809	396	380	432	546	659	246	269	322	430	567
1810-1819	322	363	437	555	702	235	252	331	428	600
1820-1829	306	343	423	528	649	223	284	328	414	502
MEDIA										
1740-1759	368	448	478	584	652	200	306	360	410	460
1760-1789	374	386	486	568	689	257	290	347	405	553
1800-1829	341	362	431	543	670	223	268	327	424	556

\* Únicamente mujeres.

<sup>8</sup> Yves Blayo, "La mortalité en France de 1740 à 1829", en *Population*, 30, número extraordinario, noviembre de 1975, pp. 123 a 142.

Las probabilidades medias de muerte que han de compararse con las proporciones de huérfanos se calcularon a partir de las tablas de mortalidad de la siguiente manera: según las fichas de familia, la edad media de las madres en el momento del nacimiento de sus hijos es de unos 32 años. Debido a la diferencia de edades entre los esposos, la edad media de los padres debe ser de unos 35 años; mediante una ligera corrección para los casados de 35 y 40 años, se puede hacer como si todas las madres tenían 32 años y todos los padres 35 años.

Una vez aclarado este punto, se trata de calcular las probabilidades medias de muerte,  ${}_a q_{35}$  y  ${}_a q_{32}$  de los padres y de las madres de los hijos que tienen la edad  $a$  en 1760-1789 y 1800-1829. Tomemos como ejemplo los padres de los hijos de edad  $a$  en 1760-1789: para  $a = 10$ , esos hijos nacidos de 1750 a 1779 cumplieron 10 años entre 1760 y 1789, de suerte que los decenios 1750-1759 y 1780-1789 intervienen en la mortalidad media de los padres con coeficientes proporcionales a 0,5 y los decenios 1760-1769 y 1770-1779 con coeficientes proporcionales a 1. Para  $a = 20$ , los coeficientes de los decenios 1740-1749 a 1780-1789, obtenidos mediante un cálculo análogo, son proporcionales a 0,5; 1,5; 2; 1,5 y 0,5, y así sucesivamente. Para  $a = 30$  y  $a = 40$ , interviene la mortalidad anterior a 1740; se sabe que en el decenio 1740-1749 está mal determinada, por lo que la mortalidad de los decenios 1720-1729 y 1730-1739 se tomó igual a la de 1750-1759; el error que puede resultar de esa elección arbitraria es muy leve.

En el cuadro 6 figura el detalle de los cálculos. La corrección antes citada se evaluó a partir de la tabla de mortalidad de 1760-1769 y de la repartición de los nacimientos según la edad de las madres en las uniones formadas en 1740-1769 (muestra nominativa).

Para las madres de los casados de 1760-1789 y de 1800-1829 se hizo un cálculo análogo, pero no para los padres de los casados de 1800-1829, ya que

Cuadro 6

CALCULO DE LA PROBABILIDAD MEDIA DE MUERTE DE LOS PADRES DE LOS HIJOS CASADOS EN EL PERIODO 1760-1789

Cálculo de la probabilidad media de muerte  ${}_a q_{35}$ . Sexo masculino.

$a$		1720	1730	1740	1750	1760	1770	1780	MEDIA	PROBA-CORREC- CION	BILIDAD MEDIA
10	PROBABILIDAD			171	157	143	128	139	140	-	140
	coeficiente				0,5	1	1	0,5			
20	PROBABILIDAD			374	343	327	292	343	327	-	327
	coeficiente			0,5	1,5	2	1,5	0,5			
30	PROBABILIDAD		(550)	602	550	530	497	576	546	-	546
	coeficiente		0,5	1,5	2,5	2,5	1,5	0,5			
40	PROBABILIDAD	(786)	(786)	836	786	795	768	806	797	-27	770
	coeficiente	0,5	1,5	2,5	3	2,5	1,5	0,5			

mortalidad de los hombres casados no pudo calcularse durante la Revolución y el Imperio, debido a las guerras. Las probabilidades calculadas de esa manera figuran en el cuadro 7.

Cuadro 7

PROBABILIDADES MEDIAS DE MUERTE  $a_{qx}$  CORRESPONDIENTES A LA MORTALIDAD DE FRANCIA

EDAD DE LOS HIJOS	HOMBRES		MUJERES
	EPOCA DEL MATRIMONIO DE LOS HIJOS		
	1760-1789	1760-1789	1800-1829
$a$	$a_{935}$	$a_{932}$	$a_{932}$
10	140	143	117
20	327	294	261
30	546	483	451
40	770	709	690

Los gráficos 5 y 6 permiten comparar fácilmente las proporciones de huérfanos con las probabilidades medias de muerte. En el gráfico 5, la proporción de los casados que no tienen padre es claramente mayor que la probabilidad media de muerte de los padres de los hijos (de las hijas únicamente a esas edades) que se casan antes de 20 años; de 20-24 años y 25-29 años, la proporción de huérfanos de padre es más o menos igual a la probabilidad media de muerte de los hombres de 35 a 57,5 años y de 35 a 62,5 años, respectivamente; más allá, de 30-34 años y 35-39 años, la proporción de huérfanos es un poco menor que la probabilidad media de muerte correspondiente.

En el gráfico 6, relativo a los huérfanos de madre, la situación se presenta de manera diferente: la curva de las proporciones de huérfanos, en cada uno de los períodos, está muy por debajo de la curva de probabilidades medias de muerte, salvo en el caso de las mujeres casadas antes de los 20 años, donde se interceptan las dos curvas. En comparación con el gráfico 5, la situación se presenta como si la curva de las proporciones de huérfanos se hubiera desplazado hacia abajo casi 90 milésimas. De modo que la proporción de huérfanos de madre subestima fuertemente la mortalidad de las mujeres casadas. ¿Cuál podría ser la razón?

Hasta el momento, hemos procedido como si la mortalidad de los hijos no tuviera vinculación con la de los padres; en realidad, hay dependencia de varias maneras:

1) Puesto que la población no es homogénea, la mortalidad de los hijos varía de un ambiente de vida a otro –local, regional, social–, al igual que la mortalidad de los padres. Los hijos que viven en ambientes favorables sobreviven con mayor frecuencia que los otros hasta la edad adulta; la proporción de huérfanos debe subestimar la mortalidad de los padres;

Gráfico 5

**PROBABILIDADES MEDIAS DE MORTALIDAD DE HOMBRES  
DE 35 AÑOS A 35 +a Y PROPORCION DE HUÉRFANOS  
DE PADRE DE EDAD a**

Proporción de huérfanos de edad a  
Probabilidades de muerte (por 1 000)  $a^{q_{35}}$

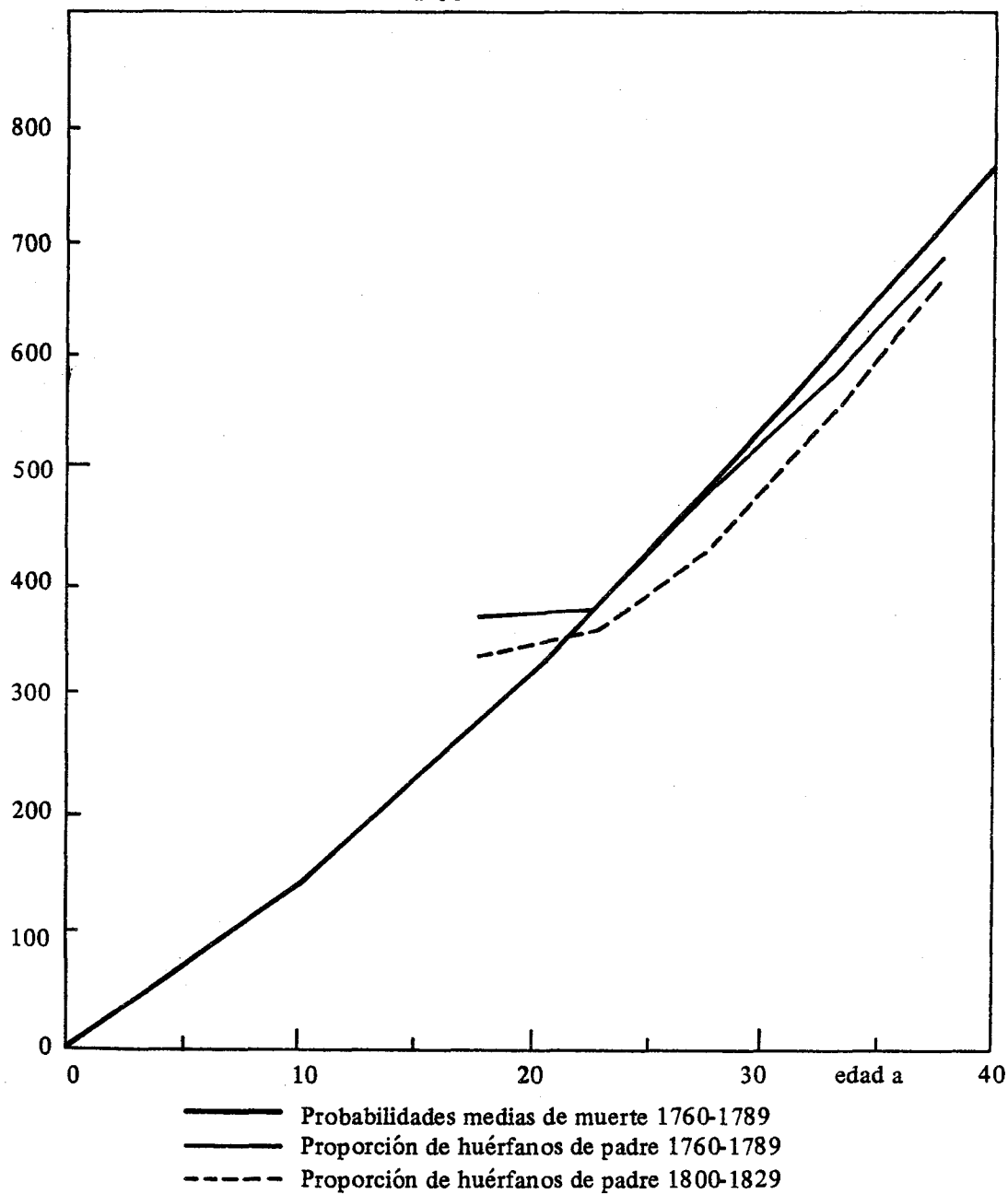
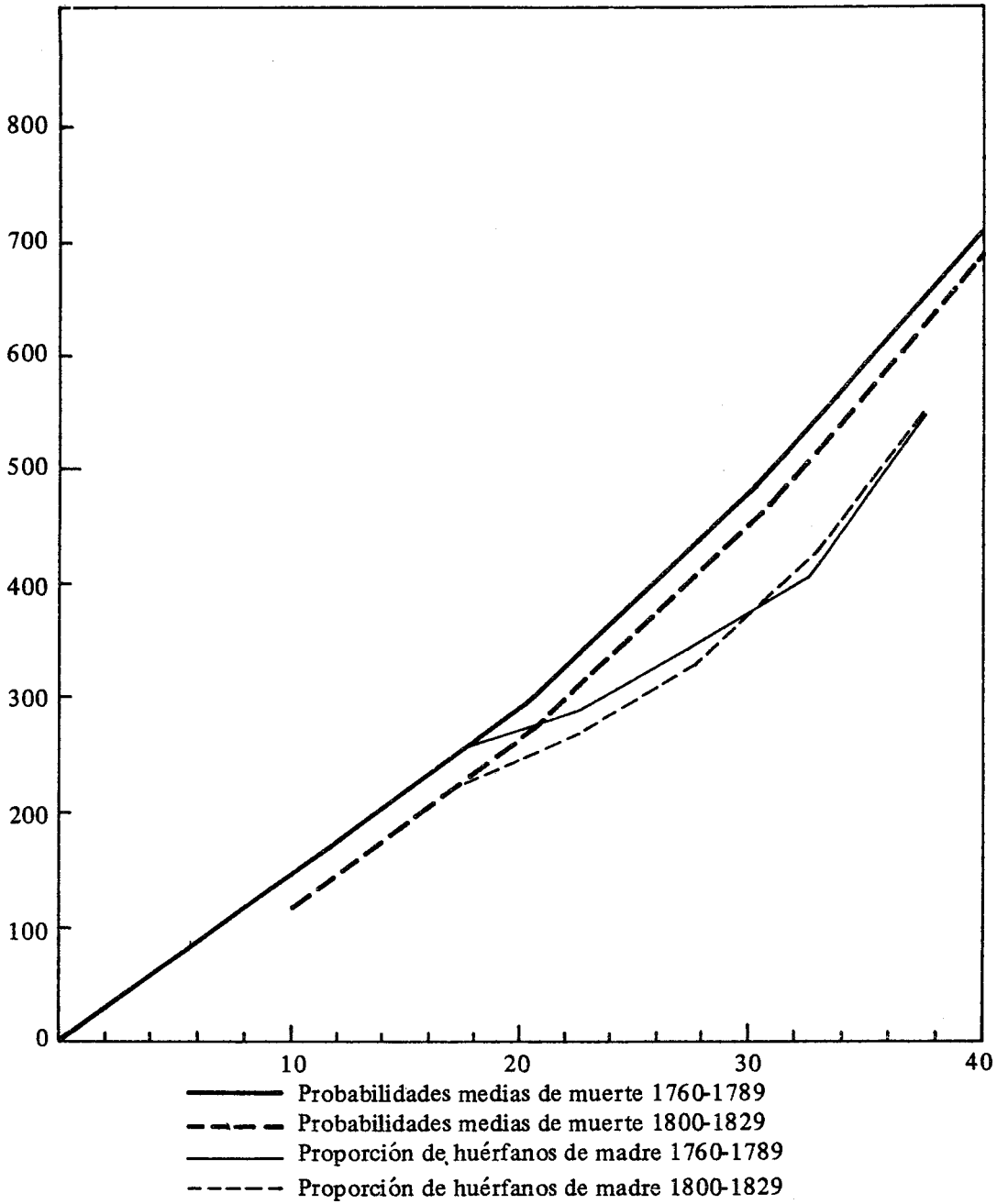


Gráfico 6

**PROBABILIDADES MEDIAS DE MORTALIDAD DE MUJERES  
DE 32,5 AÑOS A 32,5 + a Y PROPORCION DE HUÉRFANOS  
DE MADRE DE EDAD a**

Probabilidades de muerte por (1 000)  $a q_{32,5}$

Proporción de huérfanos de edad a



2) Aun en una población homogénea, la muerte de la madre acarrea a menudo la del hijo de corta edad; en caso de fallecimiento en el parto, en particular, la mortalidad infantil alcanza 600 a 700 por mil.<sup>9</sup>

3) La mortalidad infantil es probablemente más elevada cuando la madre es de edad, de suerte que los hijos que llegan a la edad adulta indudablemente nacieron de madres más jóvenes que la media.<sup>10</sup>

Aparentemente, las relaciones primera y tercera sólo juegan un papel secundario. En efecto, se aplican a los padres, la primera de manera evidente y la tercera debido a la correlación entre la edad de la madre y la del padre y se ha visto que la proporción de huérfanos de padres está próxima a las probabilidades de muerte correspondientes.

Por consiguiente, la segunda relación jugaría el papel principal; sin embargo, la desviación que se observa es tal, que existe indecisión en cuanto a ver en ella el efecto de esta sola causa. Parece prudente dejar la cuestión en suspenso y retomarla a partir de las fichas de familia; en éstas, los errores se han eliminado casi por completo y se puede estudiar la influencia de la muerte de la madre respecto de la supervivencia de los hijos, y, eventualmente, de sus probabilidades de casarse.

Volvamos a los huérfanos de padre. Antes de los 20 años la proporción de las casadas que perdieron al menos a su padre es mayor que la probabilidad media de muerte correspondiente del sexo masculino. Ello significa que las mujeres que perdieron al menos a su padre, se casaban antes que las demás; se puede suponer que sucedía lo mismo para los hombres, pero esto casi no se ve en la curva.

Para los huérfanos de madre, el desplazamiento hacia abajo de la curva de las proporciones de esos huérfanos dificulta la interpretación; sólo se puede suponer que, sin este desplazamiento, la posición relativa de las dos curvas sería análoga a la de los huérfanos de padre. En otras palabras, las mujeres que perdieron al menos a su madre se casan antes que las demás.

Las clasificaciones de los casados según la edad y la supervivencia de los padres no nos sirve de nada a este respecto, porque la relación entre la edad del casado y la supervivencia del padre, por ejemplo, también es la inversa de la que buscamos: cuanto más tarde se casa un hijo, tanto mayor será la probabilidad de que ya haya perdido al padre y, a mayor abundamiento, al padre y la madre. Por esta razón, la edad mediana de los hombres y las mujeres casados en determinado

---

<sup>9</sup>Alain Bideau, "Accouchement 'naturel' et accouchement à 'haut risque'. Deux aspects de la mortalité maternelle et infantile (Châtellenie de Thoisy-en-Dombes-1660-1814)", pp. 49 a 66.

Héctor Gutiérrez y Jacques Houdaille, "La mortalité maternelle en France au XVIIIe siècle", en *Population*, 38, noviembre-diciembre de 1983, N° 6, pp. 975 a 994.

<sup>10</sup>Alain Bideau, "Variables familiares de la mortalité infantile", en *Mensch un Gesundheit in der Geschichte*, Berlín, 1980, pp. 223 a 250.



decenio es mínima para quienes perdieron al padre o la madre y es máxima para quienes perdieron a ambos padres:

Para estudiar a fondo esas cuestiones, habrá que recurrir igualmente a las fichas de familia; se examinará cómo se casan los hombres y las mujeres que aún son solteros a los 20 años, según si, a esa edad, tengan padre y madre, sólo padre, sólo madre o ni padre ni madre. Para las mujeres, probablemente habrá que rebajar la edad de 20 a 15 años en las regiones donde el matrimonio tiene lugar a una edad temprana. En ese estudio se tendrá cuidado de diferenciar el caso en que el padre o la madre sobreviviente se casa de cuando no lo hace; la joven que tiene prisa de huir de una madrastra probablemente no es sólo un tema literario.