

# NOTAS DE POBLACIÓN

**AÑO XXVI, N° 67-68, SANTIAGO DE CHILE  
ENERO-DICIEMBRE, 1998  
(Número doble)**



**NACIONES UNIDAS**



**Comisión Económica para América Latina y el Caribe  
Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) – División de Población**

**Portada:**  
**Rufino Tamayo**  
**“Mujeres alcanzando la luna” (detalle)**  
**Gentileza de la Fundación Olga y Rufino Tamayo**

LC/G.2048  
LC/DEM/G.186  
Enero-Diciembre 1998

**COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE**

**José Antonio Ocampo** Secretario Ejecutivo

**CENTRO LATINOAMERICANO Y CARIBEÑO DE DEMOGRAFÍA  
(CELADE) - DIVISIÓN DE POBLACIÓN**

**Daniel S. Blanchard** Director

La Revista **NOTAS DE POBLACIÓN** es una publicación del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población, cuyo propósito principal es la difusión de investigaciones y estudios de población sobre América Latina y el Caribe, 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 dos veces al año (junio y diciembre), con una orientación interdisciplinaria, por lo que acoge tanto artículos sobre demografía propiamente tal, como otros que aborden las relaciones entre las tendencias demográficas y los fenómenos económicos, sociales y biológicos.

**Comité editorial:**

Jorge Bravo  
Rolando Sánchez  
Susana Schkolnik

**Coordinador técnico:**

Juan Enrique Pemjean

**Secretaria:**

María Teresa Donoso

**Redacción y administración:**

Casilla 91, Santiago, Chile  
E-mail: mdonoso@eclac.cl

Precio del ejemplar: US\$ 12

Suscripción anual: US\$ 20

Las opiniones expresadas en esta revista son responsabilidad de los autores, sin que el CELADE sea necesariamente partícipe de ellas.

## SUMARIO

### *Página*

América Latina: la transición demográfica en sectores rezagados. <i>Susana Schkolnik y Juan Chackiel</i> . . . . .	7
Efectos contextuales y fecundidad marital: un modelo de niveles múltiples de la paridez en la región del BioBío, Chile. <i>José Manuel Merino Escobar</i> . . . . .	55
Sobre la "Migratología". <i>Hervé Domenach</i> . . . . .	101
México: estimación de la mortalidad materna a partir de diversas fuentes. <i>Alejandro Aguirre</i> . . . . .	119
Extensión del método del hijo previo. <i>Alejandro Aguirre</i> . .	139
Pareo de datos sobre defunciones infantiles y nacimientos en Chile. <i>Erica Taucher, Nora Díaz y Gloria Icaza</i> . . . . .	163
El uso de variables sintomáticas en la estimación de la población de áreas menores. <i>Guiomar Bay</i> . . . . .	181
La evolución del divorcio en Uruguay (1950-1995). <i>Wanda Cabella</i> . . . . .	209
Condición migratoria, raza y género en el mercado de trabajo brasileño: el caso de las regiones metropolitanas de Rio de Janeiro y São Paulo. <i>Marta Rangel</i> . . . . .	247





## **AMÉRICA LATINA: LA TRANSICIÓN DEMOGRÁFICA EN SECTORES REZAGADOS <sup>1</sup>**

**Susana Schkolnik y Juan Chackiel**  
Centro Latinoamericano y Caribeño  
de Demografía (CELADE)  
División de Población

### **RESUMEN**

Históricamente, los cambios demográficos en América Latina han estado ligados principalmente al comportamiento de los estratos medios y altos. Dado el nivel relativamente bajo que han alcanzado la fecundidad y la mortalidad en estos grupos, se espera que los cambios futuros estén vinculados más bien al comportamiento demográfico de los grupos más rezagados. En este documento se hace un análisis de las tendencias demográficas y de la contribución de los grupos más rezagados al descenso de la mortalidad infantil y de la fecundidad, distinguiendo entre el efecto "distribución" (el cambio en el perfil educativo de la población) y el efecto "tasas" (el cambio demográfico dentro de los grupos). En relación con la mortalidad infantil, la fecundidad y los determinantes próximos de esta última en los sectores social y demográficamente más rezagados, se observa que el número deseado de hijos es más reducido que el que realmente tienen; no obstante, se mantiene una nupcialidad temprana y

---

<sup>1</sup> Este artículo es una versión ampliada del documento "Latin America: Demographic Transition in Less Advanced Groups", publicado en Conferencia Internacional de Población, de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP), Beijing, octubre de 1997.

el uso de los anticonceptivos modernos es restringido. De todas maneras, y aunque en menor medida que otros sectores sociales, estos grupos ya se han incorporado a la transición demográfica, con el descenso de la mortalidad infantil y de la fecundidad. En cuanto al aporte de estos grupos a la evolución de la transición demográfica nacional, en varios países se observa que, en la última década, los descensos provienen principalmente de la contribución de las mujeres de más bajo nivel de instrucción: en los países más atrasados en su transición el grupo que más aportó fue el de las mujeres sin instrucción, y en los más avanzados, el de las mujeres que solamente han alcanzado la educación primaria.

(TRANSICIÓN DEMOGRÁFICA)  
(FECUNDIDAD)  
(PAÍSES EN DESARROLLO)

(MORTALIDAD)  
(PRÁCTICA  
ANTICONCEPTIVA)

## **ABSTRACT**

### **LATIN AMERICA: DEMOGRAPHIC TRANSITION IN LESS DEVELOPED SECTORS**

Historically, demographic changes in Latin America have been mainly linked to the behaviour of the middle and upper income groups. Fertility and mortality have fallen to relatively low levels among these groups, and future changes are expected to have more to do with the demographic behaviour of the less prosperous groups. This document examines that behaviour, and the contribution of the less prosperous sectors to falls in fertility and infant mortality, distinguishing between the "distribution" effect (changes in the educational profile of the population) and the "rates" effect (demographic changes within the social groups). In relation to infant mortality, fertility, and the most immediate factors of fertility among those sectors which are socially and demographically most disadvantaged, it is observed that the desired number of children is lower than the actual number; however, early marriage remains high and use of modern contraceptive methods is limited. In any case, these groups have already begun the demographic transition, with reductions in fertility and infant mortality, although this is less so than in other sectors of society. As for the contribution of those groups to the evolution of the demographic transition at the national level, it is observed that in various countries, over the past decade, the reductions have come mostly from the contribution of women having the lowest educational levels. In those countries where the transition has progressed the least, the greatest contribution has been by women without education, and in those where it has progressed most, it has come from women having only primary education.

(DEMOGRAPHIC TRANSITION)  
(FERTILITY)  
(LESS DEVELOPED COUNTRIES)

(MORTALITY)  
(CONTRACEPTIVE  
PRACTICE)



## INTRODUCCIÓN

### 1. Marco de referencia y objetivos

Existe consenso entre los estudiosos de los fenómenos de población en que no se puede hablar sólo de *la* transición demográfica, que consiste en cambios en los componentes promedio de una población, sino de *las* transiciones demográficas. Esto es especialmente válido cuando se hace referencia a América Latina como región –debido a la heterogeneidad existente entre los países– y también cuando se considera cada país por separado, dado el comportamiento demográfico diferencial de los distintos sectores sociales o áreas de residencia.

Los cambios en el comportamiento de las variables demográficas de un país son el resultado, en consecuencia, de lo que ocurre dentro de cada sector y, al mismo tiempo, se ven afectados por la transferencia de personas entre diferentes sectores, es decir, por la movilidad social. Así, cuando se está en presencia de una movilidad social ascendente, se espera contar con un mayor porcentaje de personas que con el tiempo adopten comportamientos propios de sectores más altos en la escala social, a los que han accedido y con los que se identifican. Como resultado de esto, se producirán avances en la transición demográfica, sin que ello implique necesariamente cambios de conducta dentro de cada uno de los grupos sociales.

Esta situación ha prevalecido históricamente, ya que los cambios demográficos han estado ligados principalmente a las conductas de los estratos medios y altos. Cabe señalar que no es dable esperar grandes cambios adicionales en ellos, ya que los niveles alcanzados por la fecundidad y la mortalidad en estos sectores son, en general, lo suficientemente bajos como para que las ganancias futuras no sean de gran magnitud. En consecuencia, y en términos de futuros avances en la transición demográfica, cabe esperar que tales avances estén fundamentalmente

vinculados a lo que ocurra dentro de los grupos actualmente más rezagados en este proceso, que ya muestran signos inequívocos de haber iniciado su propio proceso de transición demográfica; en efecto, ya se observan descensos de la mortalidad y la fecundidad también en los grupos de bajos ingresos. Esto último parece estar avalado por las tendencias registradas en el decenio de 1980, que muestran la continuidad del proceso de transición demográfica a pesar del estancamiento económico, que produjo incluso un aumento del porcentaje de pobres en muchos países.

Sin embargo, es difícil establecer con precisión los factores determinantes de este proceso. Esta situación ha dado lugar a planteamientos que consideran posible, por ejemplo, postular la existencia de un modelo de transición de la fecundidad propio de los grupos sociales de bajos ingresos, que se diferenciaría del modelo europeo del siglo XIX y del que siguieron los sectores medios y altos de América Latina durante la primera mitad de este siglo. Mientras que en estos últimos el elemento contextual clave para la transición habría sido el desarrollo económico y social, podría ser que, dentro de los cambios que han tenido lugar recientemente en las clases bajas de los países de América Latina, los continuos descensos fueran mejor explicados por la presión de las necesidades económicas, agudizadas en períodos de crisis.

Probablemente, ambos tipos de factores han tenido una influencia importante en el proceso. Si bien la crisis latinoamericana de la década de 1980 pudo provocar descensos de la fecundidad, es probable que los sectores pobres también se hayan visto influenciados por el proceso global de desarrollo que ha tenido lugar en la región. Aunque el desarrollo no se ha traducido en los últimos años en mejoras de los ingresos, del empleo y de las condiciones de vida de algunos sectores de la población (indicadores que incluso podrían haberse deteriorado), sí se ha reflejado, en cambio, en otros aspectos, tales como la expansión de la educación y de la atención de salud, la ampliación de las comunicaciones, la mayor participación económica de la mujer y, como consecuencia, la emergencia de nuevas actitudes hacia la procreación, asociadas al uso de métodos modernos de planificación familiar. Esto último ha tenido un impacto directo en el descenso reciente de la fecundidad, y uno indirecto en el de la mortalidad infantil. Además, en apoyo de la tesis de que la fecundidad en los sectores pobres descendió en parte importante también por efecto del desarrollo global, cabe señalar que en algunos países de mayor desarrollo relativo se observa que ese descenso comenzó antes de la crisis de los años ochenta.

También se ha considerado que una vez desencadenado el proceso de transición demográfica —en asociación con los aspectos del desarrollo ya mencionados—, las variables demográficas (así como otros indicadores sociales conexos, como la educación y la salud) adquieren una cierta inercia que las hace, por su naturaleza y características, relativamente independientes de los movimientos de corto plazo de la economía. Por lo tanto, existe la posibilidad de modificar el comportamiento de estas variables con políticas sociales específicas, lo que también contribuiría a explicar que su tendencia descendente haya continuado durante los períodos de crisis.

Como es sabido, el rezago en la transición demográfica se presenta en los estratos sociales bajos, que viven en condiciones de pobreza y tienen menor nivel de instrucción. Esta situación se da en las zonas rurales, donde la mayoría de la población vive en esas condiciones, en las poblaciones marginales urbanas y en las poblaciones indígenas, en las cuales la pobreza se une a las barreras culturales y lingüísticas que dificultan su acceso a la información sobre salud y planificación familiar.

Si bien hay trabajos que analizan las diferencias de mortalidad y fecundidad según sectores sociales, sus resultados son puntuales y no siempre comparables entre países y a lo largo del tiempo. La información que permite construir tendencias en un plazo mayor se refiere generalmente a dos formas de estratificar la población: zona de residencia (urbana/rural) y nivel de instrucción de la madre (número de años de estudio o ciclo de enseñanza).

Para estudiar qué está sucediendo con las tendencias demográficas de aquellos sectores más rezagados en la transición, y cuál es su contribución al cambio demográfico de los países, se analizará en este trabajo la evolución de la mortalidad infantil, de la fecundidad y de los determinantes próximos de esta última según el nivel de instrucción de la madre, debido al alto poder discriminador de esta variable (Cleland y Rodríguez, 1988; Naciones Unidas, 1991; Weinberger, Lloyd y Blanc, 1989). En lo que sigue se considera a las analfabetas y a las mujeres con muy bajo nivel de instrucción, como los grupos más rezagados en la transición demográfica.

Las fuentes principales de información son la Encuesta Mundial de Fecundidad (EMF) para el decenio de 1970, las Encuestas de Demografía y Salud (EDS) correspondientes a los últimos años, y los censos de población, sobre la base de los cuales se desarrollaron en el CELADE la Investigación sobre la Mortalidad Infantil en América Latina (IMIAL) y la Investigación de la fecundidad mediante la aplicación del método



de hijos propios en América Latina (IFHIPAL). Los indicadores utilizados en el presente estudio son la tasa global de fecundidad (TGF) y la tasa de mortalidad infantil (TMI). Este último es el único indicador disponible para analizar, en forma relativamente sistemática, la mortalidad por sectores sociales. Se considera que la evolución de la mortalidad infantil expresa bastante bien los momentos iniciales de la transición de la mortalidad, por lo que la ausencia de indicadores de mortalidad por grupos sociales, para otras edades, no es una limitación mayor.

## **2. La transición demográfica en América Latina**

Existen múltiples estudios sobre la transición demográfica latinoamericana que analizan sus características particulares, principalmente en comparación con el proceso europeo.

La situación pretransicional, a comienzos de este siglo, se definía por una esperanza de vida al nacer,  $E(0)$ , del orden de 30 años y una tasa global de fecundidad (TGF) en torno a 6 hijos (Pérez Brignoli, 1994). Una de las características distintivas de la pretransición latinoamericana con respecto a la europea es el mayor nivel de fecundidad, lo que se atribuye a una nupcialidad más temprana y a una menor incidencia del celibato (Zavala de Cosío, 1992).

La transición puede esquematizarse así: en primer lugar comenzó a descender la mortalidad, y en particular la mortalidad infantil, con lentitud a comienzos de siglo, con mayor intensidad a partir de 1930 (Arriaga, 1974), para generalizarse y acelerarse después de la Segunda Guerra Mundial. La región alcanzó, en promedio, una  $E(0)$  de 52 años y una TMI de 127 por 1 000 en el período 1950-1955 (CELADE, 1996). En las dos décadas siguientes se lograron los mayores avances, y en el decenio de 1970, la  $E(0)$  superó los 60 años. En la actualidad la región ya tiene una  $E(0)$  de 69 años (ocho países superan los 70 años) y una TMI de aproximadamente 45 por 1 000.

El cambio de la fecundidad fue bastante posterior al descenso de la mortalidad. Al comenzar la segunda mitad del siglo la fecundidad promedio de América Latina era de aproximadamente seis hijos por mujer, con una tendencia moderadamente creciente hasta comienzos de los años sesenta. Esta tendencia ascendente de la fecundidad fue probablemente producto de los descensos anteriores de la mortalidad femenina en edades reproductivas, que aumentaron el tiempo de exposición de la mujer a quedar embarazada, y estuvo asociada además a

mejores condiciones de salud para la procreación. También pueden haber incidido los aumentos de la nupcialidad observados en los años cincuenta y sesenta (Zavala de Cosío, 1992). Recién en la segunda mitad del decenio de 1960 hubo un cambio importante en el número medio de hijos por mujer, que fue descendiendo desde esa época hasta llegar en la actualidad a ser igual a 3, la mitad del valor que tenía 30 años atrás. El descenso coincidió con la llamada segunda revolución anticonceptiva europea, es decir, con la difusión de métodos modernos de anticoncepción –incluyendo la esterilización–, sin descartar que el aborto pudo haber tenido una gran importancia en ese proceso. La rapidez del descenso de la fecundidad marca también una diferencia con el proceso seguido por los países desarrollados, aunque América Latina todavía se mantiene en niveles superiores a los imperantes en éstos.

La información disponible actualmente acerca de la transición demográfica en América Latina indica que todos los países han entrado con mayor o menor intensidad en ella. Sin embargo, las experiencias han sido muy heterogéneas. Los trabajos recientes del CELADE (CEPAL/CELADE, 1995) presentan una tipología de los países, agrupándolos en cuatro categorías según su ubicación actual en este proceso:

- i) países con transición incipiente (Bolivia y Haití), con una  $E(0)$  promedio de 58 años, una TMI de 81 por 1 000 y una TGF igual a 4.8 hijos;
- ii) países con transición moderada (El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua y Paraguay):  $E(0)= 67$ ;  $TMI= 47$ ;  $TGF= 4.7$ ;
- iii) países en plena transición (Brasil, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Panamá, Perú, República Dominicana y Venezuela):  $E(0)= 70$ ;  $TMI= 38$ ;  $TGF= 3.1$ ;
- iv) países de transición avanzada (Argentina, Chile, Cuba y Uruguay):  $E(0)= 74$ ;  $TMI= 17.5$ ;  $TGF= 2.4$ .

En adelante, y debido a la heterogeneidad mencionada, para ilustrar los resultados se utilizará información de países seleccionados que representen diferentes etapas de la transición.

## **I. LA TRANSICIÓN DEMOGRÁFICA EN LOS GRUPOS REZAGADOS**

Los datos disponibles, en general, cubren las décadas de 1970, de 1980 y, en algunos casos, los comienzos de la década actual, por lo que, si bien imponen limitaciones, resultan suficientes para sacar algunas con-

clusiones con respecto a la transición. Estos datos muestran que no todos los grupos sociales participaron de la misma manera en el proceso de transición demográfica y, en especial, en el cambio en la fecundidad que se inició en el período 1965-1975.

Sin embargo, se puede observar que todos los sectores sociales han sido, en mayor o menor medida, favorecidos por el descenso de la mortalidad en todos los países. Hay una clara evidencia del descenso de la mortalidad infantil en los sectores más rezagados en todo el período bajo estudio. Mientras que hace unos 25 años la TMI de las mujeres analfabetas era en 10 países superior a 120 por 1 000, y en 17 superaba 60 por 1 000, en la actualidad sólo 3 países tienen una TMI cercana al primer valor, y ésta es ya en 12 países inferior a 60 por 1 000. Debido a que los grupos más avanzados en la transición llegaron con anterioridad a TMI relativamente bajas, y que por lo tanto este indicador mostró en los últimos años una cierta estabilización o descensos moderados, la tendencia general es a la convergencia,<sup>2</sup> tal como se ilustra en el gráfico 1<sup>3</sup> y en el cuadro 1. Cabe señalar que los ejemplos del gráfico 1 tienen el propósito de mostrar patrones generales de comportamiento de la fecundidad y de la mortalidad infantil, independientemente de algunas irregularidades que se observen en los datos. Éstas pueden ser producto de deficiencias en la información básica, del hecho de trabajar con grupos reducidos, de los supuestos metodológicos de las estimaciones o, lo que es más probable, de una combinación de estos factores, tal como se puede observar en los descensos acentuados de la TMI entre las mujeres sin instrucción de Colombia y México, o en los incrementos de las TGF de este mismo grupo en Bolivia y Colombia.

Sin embargo, esto no significa que se haya llegado a un punto satisfactorio en cuanto a los niveles de mortalidad. Además, se mantienen diferencias importantes, que expresan accesos desiguales a los servicios de salud. En muchos países la TMI de los grupos rezagados es más del triple que la de los estratos altos. Por ejemplo, en Bolivia y Honduras la TMI correspondiente a hijos de mujeres sin instrucción es 3 veces mayor que la correspondiente al grupo con educación secundaria y más, en Ecuador 3.5 veces mayor y en Perú casi 5 veces. Eso se

---

<sup>2</sup> La convergencia se considera en términos absolutos. Por ejemplo, en Ecuador, en los años setenta, la TMI de las mujeres analfabetas era 91 puntos más alta que la del grupo con estudios secundarios y superiores, mientras que la diferencia actual es de 57 puntos, con valores inferiores de esa tasa (véase el cuadro 1).

<sup>3</sup> Las escalas fueron construidas de manera de poder comparar visualmente los niveles y cambios en la TMI y la TGF.

expresa en tasas, para los grupos más desfavorecidos, que en la actualidad pueden considerarse todavía muy elevadas.

El nivel educativo, además de expresar la condición socioeconómica de la población, constituye un factor clave para el cambio demográfico. Por ello, en el cuadro 2 se presentan las TMI considerando otros criterios de estratificación de la población, que corroboran los altos niveles de mortalidad infantil prevalecientes en los sectores pobres, las áreas rurales y las poblaciones indígenas, que a su vez todavía tienen un elevado porcentaje de población con bajo nivel de instrucción. En particular, la situación de la población indígena resulta clave en varios países latinoamericanos, pues ésta representa, en algunos casos, más del 50% de la población. Se supone que estos sectores serán los que más tardíamente se incorporarán al proceso de transición, tanto por su situación social desfavorable como por las barreras culturales que dificultan su acceso a la medicina moderna y a los patrones culturales occidentales. Sin embargo, también entre ellos se observan ya cambios en los niveles de fecundidad y de mortalidad infantil (Peyser y Chackiel, 1994).

Otra dimensión de las desigualdades es la diferencia de la mortalidad infantil entre sectores sociales similares de distintos países, según la etapa de la transición demográfica en que se encuentren. En varios países de la región, sobre todo de los grupos I y II, las TMI de los sectores mejor ubicados en el espectro social todavía presentan valores superiores a los alcanzados por los sectores equivalentes de los países más avanzados en la transición. Así, por ejemplo, las mujeres con educación secundaria y más tienen una TMI de 94 por 1 000 en Haití, de 38 por 1 000 en Bolivia, de 29 por 1 000 en Colombia y Nicaragua, mientras que en Chile y Costa Rica la TMI de estos grupos es inferior a 15 por 1 000. Lo mismo ocurre al considerar los grupos más rezagados (sin instrucción), con valores de más de 120 por 1 000 en Bolivia y Haití, cifra que es 3 veces superior al 40 por 1 000 de Chile o a valores quizás menores de Costa Rica y Cuba en el mismo sector.

Entre los grupos más postergados la fecundidad también parece haber comenzado a descender, pero en forma más tardía que la mortalidad infantil (véanse el cuadro 1 y gráfico 1), de acuerdo con el modelo general de la transición. En general, en las décadas de 1960 y 1970 la TGF del grupo "sin instrucción" era en 17 países de más de 6 hijos por mujer. Las mujeres de baja instrucción (primaria incompleta o entre uno y tres años de estudios) presentaban una TGF relativamente menor, pero siempre superior a cuatro hijos, y, en alrededor de la mitad de los países, superior a seis. Los datos más recientes indican que, salvo en los países

Gráfico 1  
TGF Y TMI POR NIVEL DE EDUCACIÓN DE LAS MADRES

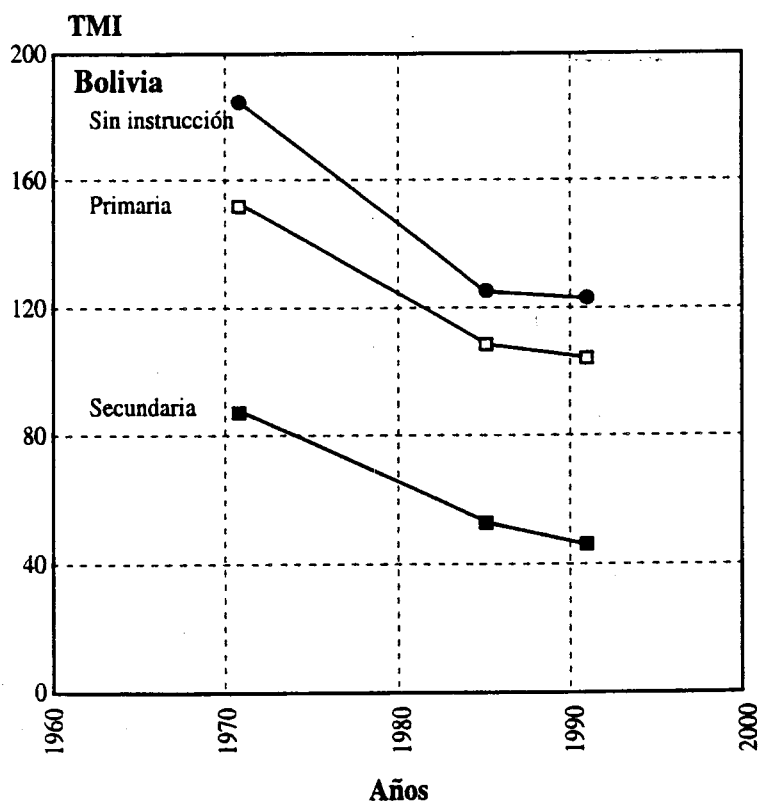
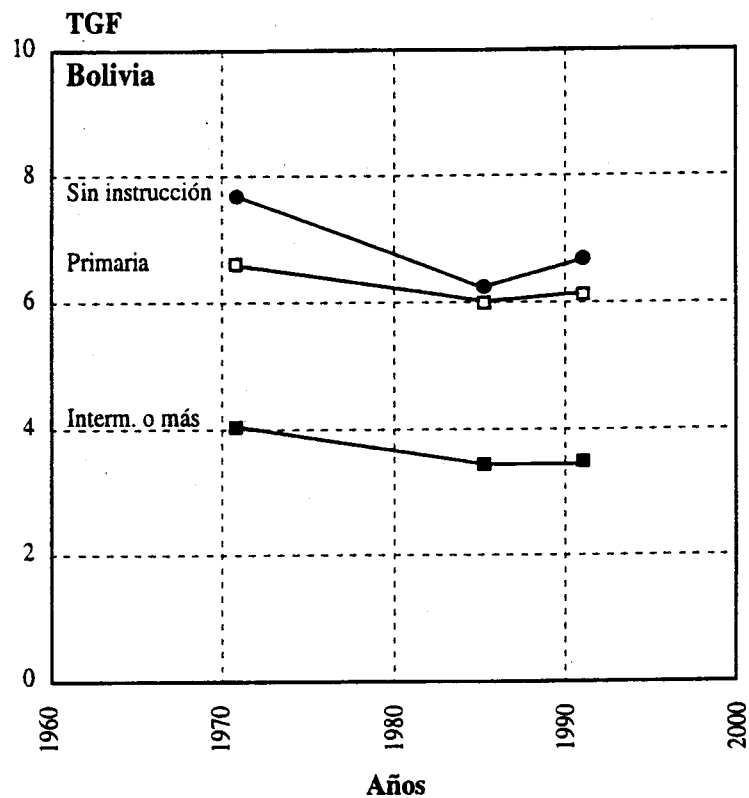


Gráfico 1 (continuación 1)

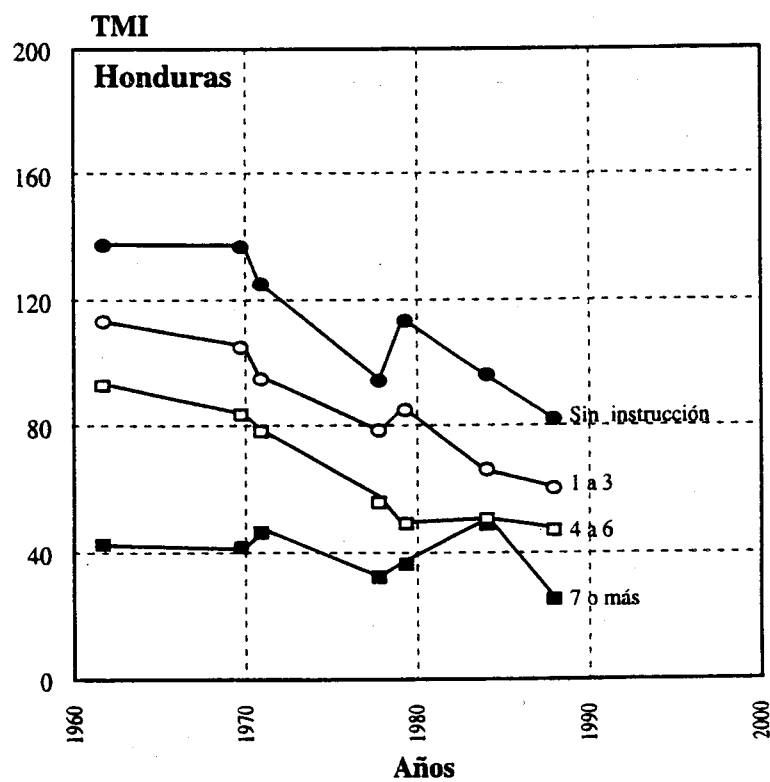
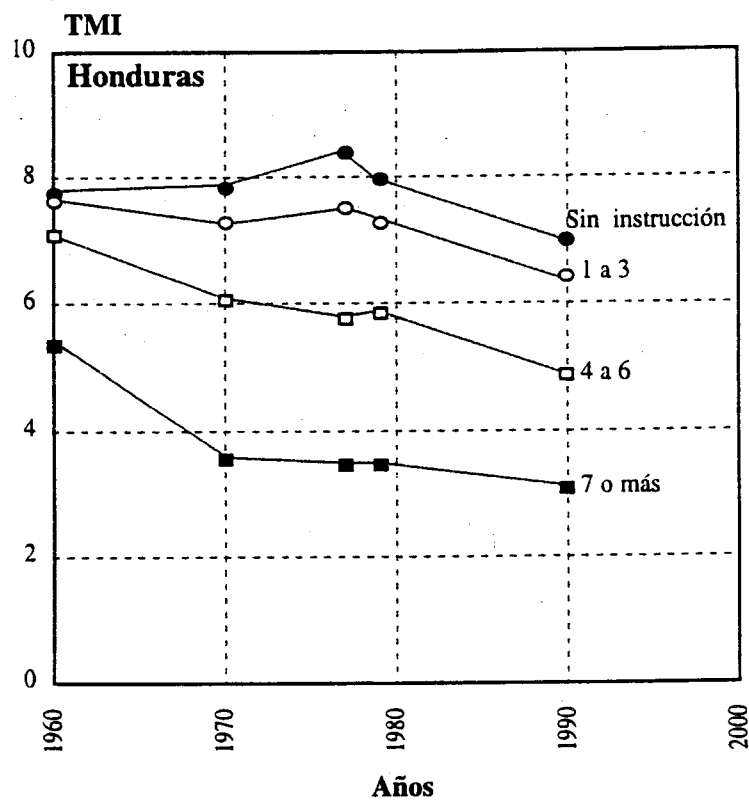


Gráfico 1 (continuación 2)

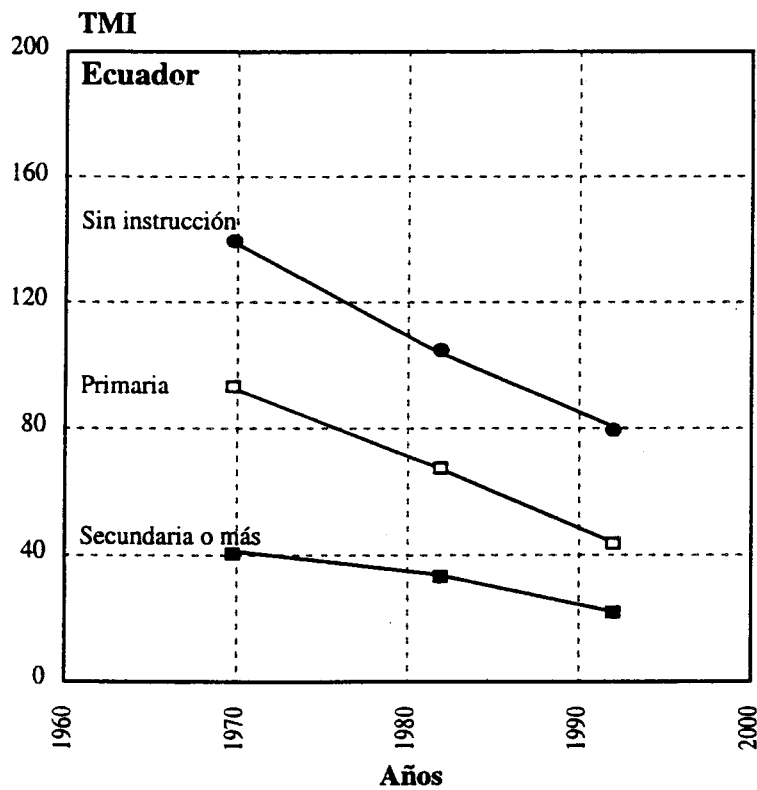
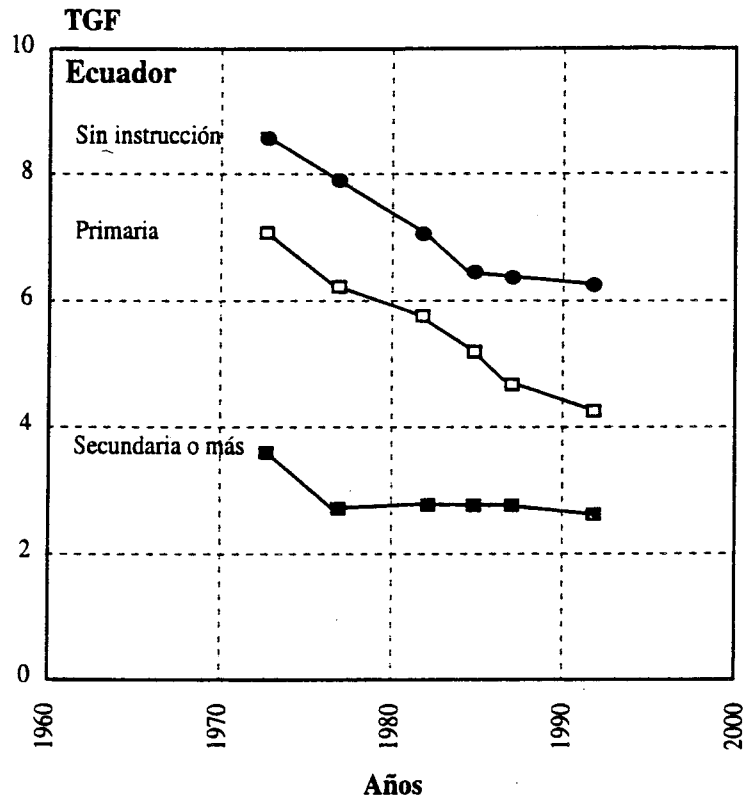


Gráfico 1 (continuación 3)

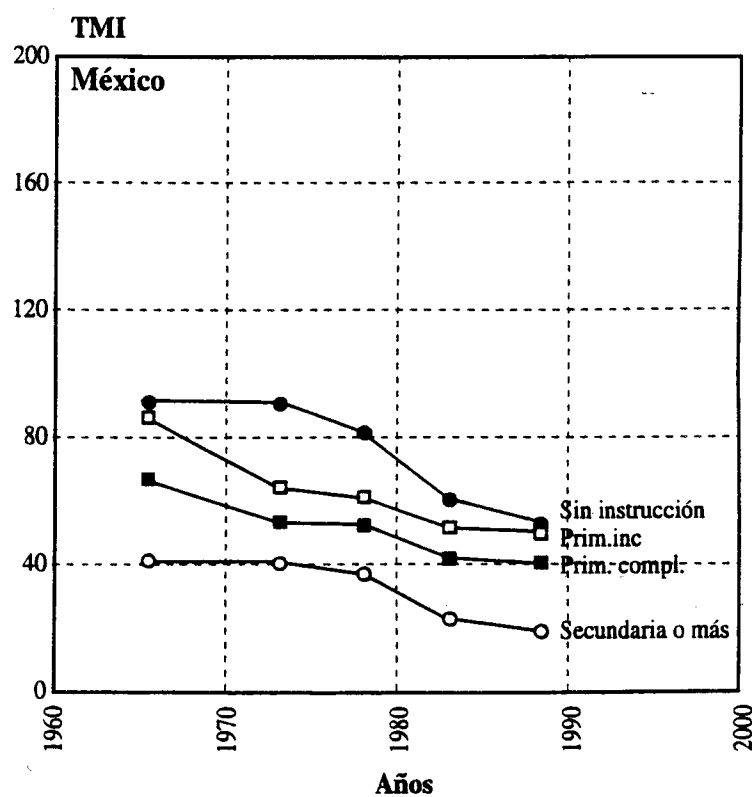
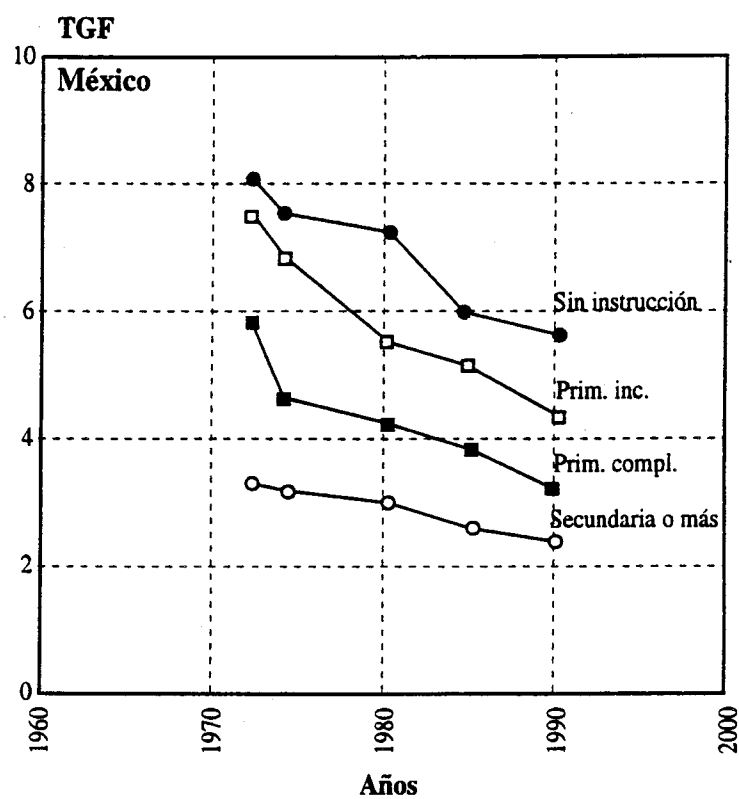




Gráfico 1 (continuación 4)

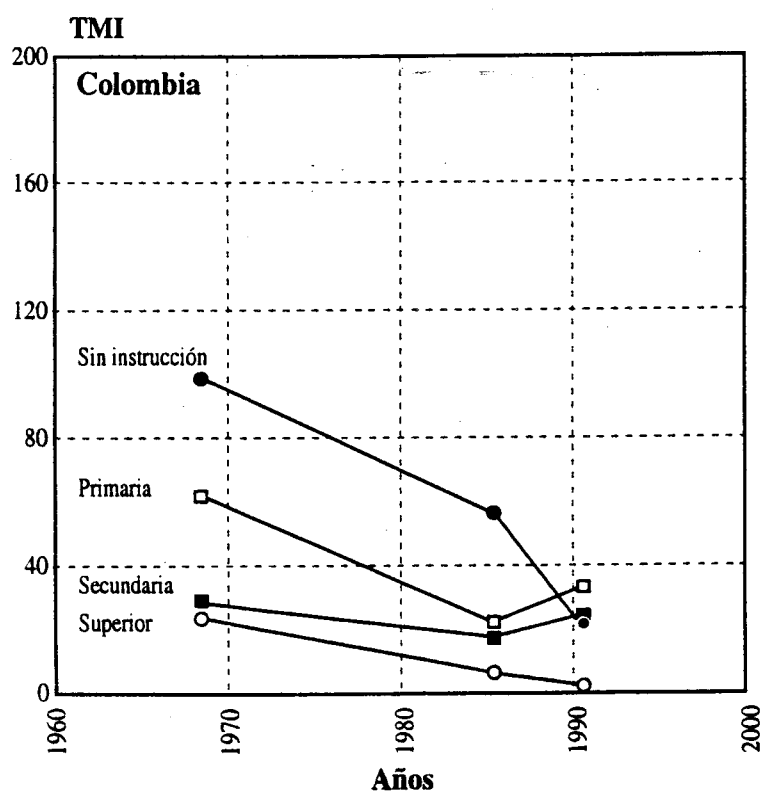
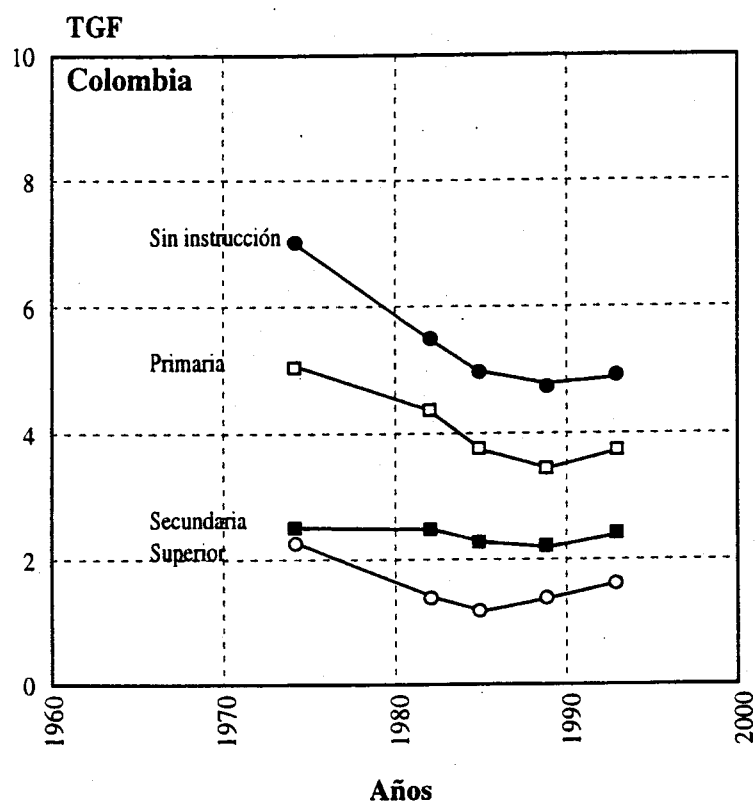
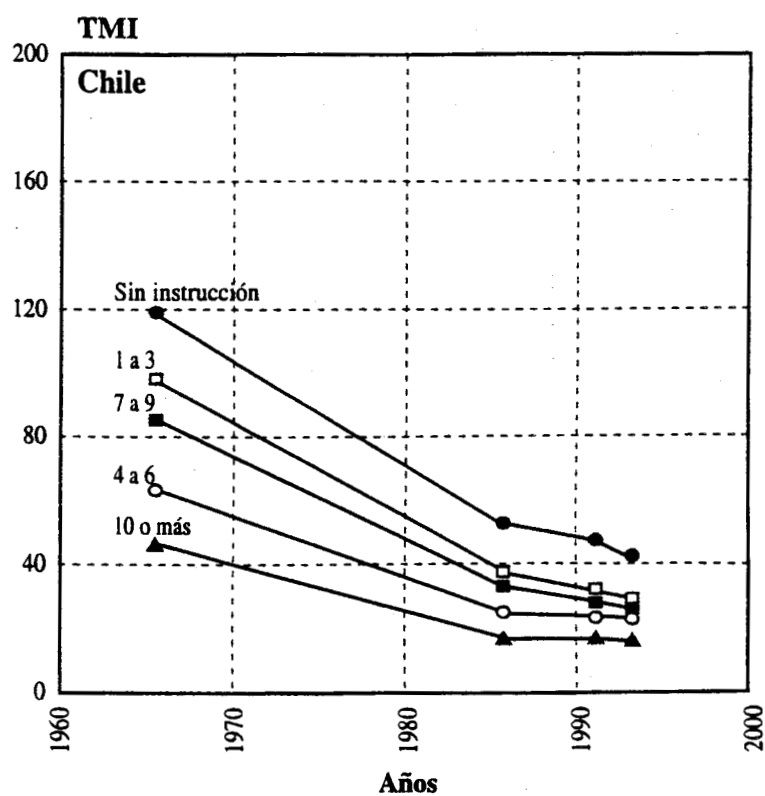
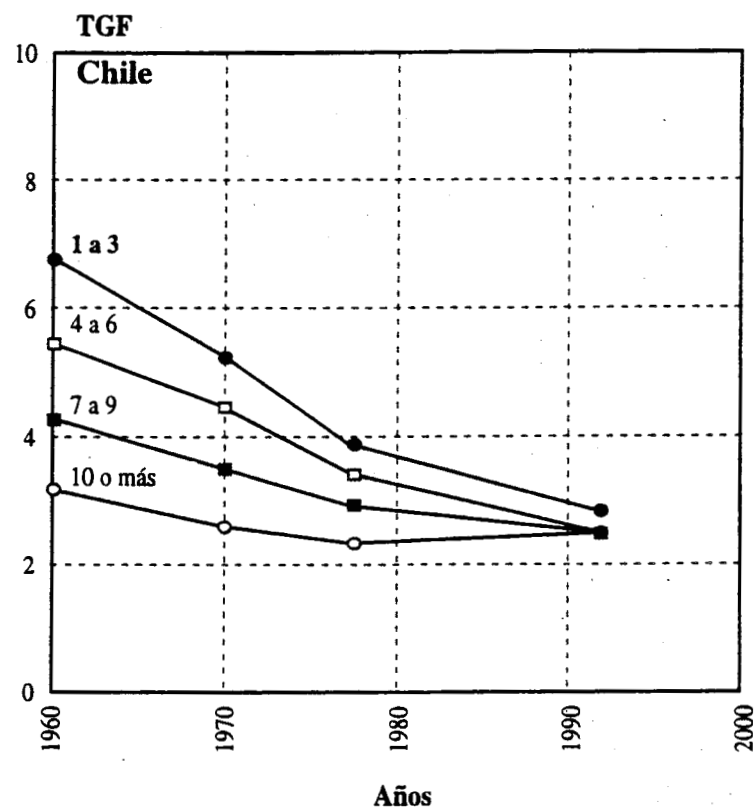


Gráfico 1 (conclusión)



Cuadro 1  
**PAÍSES SELECCIONADOS: POBLACIÓN FEMENINA DE 15 A 49 AÑOS DISTRIBUIDA  
 SEGÚN NIVEL DE INSTRUCCIÓN, TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD (TGF) Y  
 TASA DE MORTALIDAD INFANTIL (TMI) A PARTIR DE TRES FUENTES,  
 DÉCADAS DE 1970, 1980 Y 1990**

País, fuentes y grupos	Fuente 1 (decenio de 1970)			Fuente 2 (decenio de 1980)			Fuente 3 (decenio de 1990)		
	Población femenina (%)	TGF	TMI	Población femenina (%)	TGF	TMI	Población femenina (%)	TGF	TMI
<b>BOLIVIA</b> (Censo 1976, ENDSA-1989 y 1994)	100	6.5	101	100	4.9	102	100	4.8	87
Sin instrucción	43	7.6	185	18	6.1	128	12	6.5	122
Básico	30	6.5	151	36	5.9	116	36	6.0	103
Intermedio	12	4.0	104	16	4.5	93	16	4.9	62
Secundaria y más	15	4.0	70	30	2.9	59	36	2.7	38
<b>HONDURAS</b> (EDENH-II 1983 <sup>a</sup> y ENESF 1991/1992)	100 <sup>b</sup>	7.0	110	100	6.3	72	100	5.2	50
Sin instrucción	42	7.5	139	24	8.0	116	15	7.0	82
De 1 a 3 años	28	7.3	106	26	7.7	86	26	6.4	60
De 4 a 6 años	23	5.9	84	28	5.8	49	35	4.9	46
7 y más	7	3.3	41	22	3.3	37	24	3.1	25
<b>ECUADOR</b> (ENF-1979, ENDESA-1987 y ENDEMAIN-1994)	100 <sup>b</sup>	6.4	94	100	4.3	65	100	3.6	40
Sin instrucción	22	8.5	141	8	6.4	105	5	6.2	79
De 1 a 3 años	21	7.0	109	15	5.2	68	11	5.4	44
De 4 a 6 años	33	7.0	84	33	5.2	68	33	4.0	44
7 y más	24	3.5	50	44	2.7	33	51	2.6	22

Cuadro 1 (conclusión)

País, fuentes y grupos	Fuente 1 (decenio de 1970)			Fuente 2 (decenio de 1980)			Fuente 3 (decenio de 1990)		
	Población femenina (%)	TGF	TMI	Población femenina (%)	TGF	TMI	Población femenina (%)	TGF	TMI
<b>MÉXICO</b> (EMF-1976-1977, END-1982 y ENDD-1992)	100 <sup>b</sup>	6.3	71	100 <sup>b</sup>	4.7	42	100 <sup>b</sup>	3.5	35
Sin instrucción	34	7.5	93	14	7.2	62	15	5.6	53
Primaria incompleta	38	6.8	66	32	5.5	53	23	4.3	51
Primaria completa	18	4.6	56	24	4.2	42	20	3.2	38
Secundaria y más	10	3.2	42	30	3.0	22	42	2.4	18
<b>COLOMBIA</b> (ENFC-1976, EPDS-1986 y ENDS-1995)	100 <sup>b</sup>	4.7	74	100	3.3	27	100	3.0	31
Sin instrucción	21	7.1	103	6	5.4	60	4	5.0	27
Primaria	55	5.2	74	49	4.2	41	37	3.8	37
Secundaria y más	24	2.7	37	45	2.5	29	59	2.5	25
<b>CHILE</b> (Censo 1970, 1982 y 1992; estadísticas vitales 1970, 1992)	100	3.9	75	100	3.0	22	100	2.5	14
De 1 a 3 años	31	5.3	102	13	3.9	37	7	2.8	28
De 4 a 6 años	28	4.4	84	25	3.4	28	17	2.4	22
De 7 a 9 años	10	3.4	61	35	2.9	18	24	2.4	16
10 y más	31	2.5	43	27	2.3	13	52	2.4	11

**Fuente:** Para Bolivia: Censo Nacional de Población, 1976; Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDSA), 1989 y 1994. Para Honduras: Encuesta Demográfica Nacional de Honduras (EDENH-II), 1983; Encuesta Nacional de Epidemiología y Salud Familiar (ENESF), 1991-1992. Para Ecuador: Encuesta Nacional de Fecundidad (ENF), 1997; Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDESA), 1987; Encuesta Demográfica y de Salud Materna e Infantil (ENDEMAIN), 1994. Para México: Encuesta Mexicana de Fecundidad (EMF), 1976-1977; Encuesta Nacional Demográfica (END), 1982; Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENDD), 1992. Para Colombia: Encuesta Nacional de Fecundidad (ENFC), 1976; Encuesta de Prevalencia, Demografía y Salud (EPDS), 1986; Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDS), 1995. Para Chile: Censo Nacional de Población y Vivienda, 1970, 1982 y 1992; Estadísticas vitales, 1970-1992.

<sup>a</sup>La encuesta de 1983 brindó estimaciones para las décadas de 1970 y de 1980.

<sup>b</sup>Se usó el censo más próximo para la distribución de las mujeres por nivel de instrucción.

Cuadro 2  
**PAÍSES SELECCIONADOS: DIFERENCIALES DE TASA GLOBAL  
 DE FECUNDIDAD (TGF) Y TASA DE MORTALIDAD  
 INFANTIL (TMI), SEGÚN LUGAR DE RESIDENCIA,  
 POBREZA Y ORIGEN ÉTNICO, ALREDEDOR DE 1990**

Categorías e indicadores	Guatemala	Honduras	Nicaragua	Perú	Panamá	Chile
<b>TGF</b>						
<b>Total del país</b>	<b>5.1</b>	<b>5.3</b>	<b>5.8</b>	<b>3.5</b>	<b>2.9</b>	<b>2.5</b>
Urbano	3.8	3.9	4.6	2.8	2.2	2.4
Rural	6.2	6.5	7.6	6.2	4.0	3.1
Indígena	6.8	-	-	-	6.9	3.9 <sup>a</sup>
No indígena	4.3	-	-	-	4.7	-
Pobre	6.8	6.0	6.7	4.6	-	-
No pobre	3.3	3.2	3.7	2.2	-	-
<b>TMI</b>						
<b>Total del país</b>	<b>60</b>	<b>64</b>	<b>82</b>	<b>64</b>	<b>31</b>	<b>16</b>
Urbano	51	43	67	48	-	14
Rural	68	62	98	90	-	19
Indígena	64	-	-	-	80	45 <sup>a</sup>
No indígena	53	-	-	-	23	-
Pobre	76	68	88	66	-	-
No pobre	53	34	66	37	-	-

**Fuente:** Encuestas de Demografía y Salud (EDS) alrededor de 1990; A. Peyser y J. Chackiel, "La población indígena en los censos de América Latina", *Estudios sociodemográficos de pueblos indígenas* (LC/DEM/G.146), Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE)/Confederación Indígena del Oriente Boliviano (CIDOB)/Fondo de Población de las Naciones Unidas (FNUAP)/Instituto de Cooperación Iberoamericana (ICI), 1994.

<sup>a</sup> Corresponde a la población mapuche que vive en reducciones de la IX Región.

de transición avanzada, en los demás se mantiene en estos grupos una TGF superior a cuatro hijos y, en algunos, de más de seis. En los países donde persisten TGF superiores a seis, también se observan descensos, pues anteriormente tenían valores cercanos a ocho hijos. En síntesis, existe un cambio reciente en la fecundidad de los grupos más rezagados, pero aún persisten valores relativamente elevados (véase el cuadro 1).

El hecho de que el descenso de la mortalidad infantil haya precedido al de la fecundidad también puede apreciarse por los niveles alcanzados en la actualidad por ambas variables, en comparación con la

etapa pretransicional. La mortalidad infantil pretransicional de los países latinoamericanos era probablemente más del doble que la que tienen hoy los sectores rezagados de los países del grupo I. La TMI de Argentina era en el período 1869-1895 de aproximadamente 232 por 1 000 (Somoza, 1971), y a comienzos de la década de 1920 la de Chile era de 265 por 1 000 y la de Costa Rica de 234 por 1 000 (Sociedad de las Naciones, 1943). Es probable que los estratos bajos hayan tenido una mortalidad todavía más alta. Al comienzo del período en estudio, como se vio antes, los grupos más rezagados de esos países ya tenían una TMI inferior a 120 por 1 000. En cambio, la fecundidad de estos mismos grupos en ese momento, y aun en la actualidad en muchos países, es incluso superior a la observada en la pretransición.

El desequilibrio demográfico creado por una baja más acentuada de la mortalidad infantil que de la fecundidad, desequilibrio que está en el origen de otros procesos de transición demográfica (Zavala de Cosío, 1992), está también presente en este caso. Sin embargo, una vez desencadenado el descenso de la fecundidad pueden producirse aún mayores bajas en la mortalidad en la niñez, principalmente por efecto de factores biológicos, como prolongación del intervalo intergénésico medio, menor número de nacimientos en edades de alto riesgo, y menor paridez. De esta manera, los efectos mutuos de estas variables pueden reforzar la tendencia al descenso de ambas.

La información fragmentaria disponible no permite apreciar con claridad si la disminución de la fecundidad de los sectores rezagados estuvo precedida de un aumento de ésta, como sucedió a nivel nacional en la mayoría de los países de la región en la década de 1950 (Chackiel y Schkolnik, 1992). Sin embargo, en algunos países se ha detectado este fenómeno, aunque de distinta manera. Por ejemplo, según una encuesta de 1987, todos los grupos sociales de Haití tuvieron TGF superiores a las precedentes, y en Honduras hubo un aumento de la TGF en los grupos más rezagados durante la década de 1970 (véase el gráfico 1). Es probable que en la actualidad la baja de la mortalidad haga pesar más fuertemente los factores que tienden a disminuir la fecundidad, en lugar de los que propician un aumento, al estar más presentes las motivaciones para limitar el número de hijos y los mecanismos necesarios para hacerlo. También puede ser que el aumento de la fecundidad se haya producido antes del período analizado, en algunos casos concomitantemente con lo observado para el total del país en el período 1950-1960. Un estudio de Guzmán y Rodríguez (1993), en que se analiza la tendencia de la fecundidad pretransicional por zona de residencia, parece

confirmar esta hipótesis. Los autores ligan este hecho con aumentos de la nupcialidad en la década de 1950, con mejoras en las condiciones sanitarias, y con las mayores expectativas económicas de las parejas.

Por su parte, los grupos más avanzados, representados aquí por las mujeres con educación secundaria y superior, mostraron una fecundidad relativamente baja en las últimas décadas. Aparentemente, la mortalidad infantil correspondiente a estos grupos descendió a comienzos de este siglo, y su fecundidad probablemente lo hizo poco después de la Segunda Guerra Mundial. A pesar de las grandes diferencias existentes en la fecundidad según estratos sociales en la mayoría de los países, es posible que haya también aquí una tendencia general hacia la convergencia en valores bajos, como lo muestran, por ejemplo, los casos de Chile (véase el gráfico 1) y de Cuba.

Los datos de algunas encuestas de demografía y salud (EDS) de 1990 permiten evaluar lo que ha sucedido en la última década con las tendencias de la mortalidad infantil y la fecundidad. Varios estudios han formulado hipótesis acerca del efecto que la crisis ha tenido sobre estas variables. En particular, se postula que la crisis y las medidas de ajuste económico no han detenido la disminución de la mortalidad infantil ni de la fecundidad, y que los cambios demográficos se han independizado del proceso de desarrollo. Más aún, se afirma que la crisis ha profundizado el deseo de tener menos hijos, dadas las dificultades de asegurar una crianza adecuada. En este sentido, cabría esperar que en los grupos rezagados continuara la disminución de la mortalidad en la niñez y de la fecundidad. Los datos muestran heterogeneidad en cuanto al comportamiento según sectores sociales. Por ejemplo, la tendencia reciente a reducir el número medio de hijos muestra que los sectores rezagados en general continuaron ese proceso, aunque en varios casos con menor intensidad que en el pasado, mientras que en los sectores con mayor nivel de instrucción el número de hijos tiende a estabilizarse, en general, en valores todavía superiores al reemplazo, aunque en algunos casos cercanos a éste (véanse el gráfico 1 y el cuadro 1).

## **II. EL APOORTE DE LOS GRUPOS REZAGADOS A LA TRANSICIÓN DEMOGRÁFICA**

Esta sección se refiere al análisis de los cambios en la mortalidad infantil y la fecundidad que son atribuibles, por una parte, a la evolución del perfil educativo de la población (que sería el indicador de los cambios

implícitos en los fenómenos de movilidad social), y, por otra, a las tendencias de las tasas (TGF y TMI) en cada categoría educacional (que serían el indicador de los cambios ocurridos dentro de los grupos sociales). Para ello se ha recurrido al procedimiento de tipificación (estandarización) utilizado en un trabajo de Weinberger, Lloyd y Blanc (1989), en que se demostraba la existencia de importantes contribuciones de ambos factores.<sup>4</sup> En ese texto, los autores examinaron lo que ocurría con la fecundidad en cuatro países latinoamericanos entre los años setenta y ochenta. En el presente trabajo se ha aplicado el procedimiento a un número mayor de países, incluyendo también un período más reciente para la fecundidad (entre los años ochenta y noventa) e incorporando el análisis de la mortalidad infantil. El ejercicio da una idea global de la contribución de ambos factores, pero es poco robusto cuando las variaciones en la TGF o en la TMI son muy pequeñas, pues, en ese caso, la sensibilidad de los resultados, en presencia de imprecisiones menores de las estimaciones, puede conducir a conclusiones erróneas.

En el cuadro 3 se presentan los porcentajes de cambio de la mortalidad infantil y de la fecundidad que son atribuibles, primero, al perfil educativo (llamado aquí efecto "distribución"), y, segundo, al cambio demográfico que tiene lugar dentro de los grupos (llamado aquí efecto "tasas"). Se corroboran en él los hallazgos de Weinberger, Lloyd y Blanc (1989), en el sentido de que ambos factores han desempeñado un rol muy importante en el cambio de la fecundidad de los países, y en el sentido de que el aporte debido a las "tasas" es superior al de la "distribución". Teniendo a la vista los datos recientes, podría agregarse que el efecto de las "tasas" se incrementó en la última década, lo cual se debió a cambios más generalizados de la fecundidad dentro de los distintos grupos sociales y, también, a atenuación de los cambios en la estructura por nivel educacional. Se observa algo similar cuando se examinan las diferencias entre los países tomando en consideración la etapa de la transición demográfica por la que atraviesan. Por ejemplo, en Chile el aporte de las "tasas" al cambio en la TGF es superior al 80% en ambos períodos, mientras que en Colombia es inferior al 70%.

---

<sup>4</sup> La contribución del perfil educativo de las mujeres se calcula comparando el cambio en la TGF (o TMI) real con el valor esperado si se aplican las tasas del momento "1" al perfil educativo del momento "0". La contribución de las "tasas" dentro de las categorías se obtiene al comparar el cambio real con el esperado si se aplican las tasas del momento "0" al perfil educativo del momento "1". El residuo, atribuible al efecto de la interacción de ambos factores, surge de la diferencia entre 100 y la suma de los efectos anteriormente calculados.



Cuadro 3  
**PAÍSES SELECCIONADOS: APOORTE DE LAS TASAS, DE LA DISTRIBUCIÓN  
 DE LA POBLACION FEMENINA POR NIVEL EDUCACIONAL Y  
 DE LOS CAMBIOS DENTRO DE CADA GRUPO AL CAMBIO  
 DE LA FECUNDIDAD Y DE LA MORTALIDAD INFANTIL**

Países	Fecundidad				Mortalidad infantil			
	Período I <sup>a</sup>		Período II <sup>b</sup>		Período I <sup>a</sup>		Período II <sup>b</sup>	
	Aporte absoluto	Aporte (%)	Aporte absoluto	Aporte (%)	Aporte absoluto	Aporte (%)	Aporte absoluto	Aporte (%)
<b>BOLIVIA</b>								
Efecto "tasas"	-0.9	60	0.1	-100	-38	74	-17	77
Efecto "distribución"	-0.8	53	-0.2	200	-23	45	-4	19
<b>Grupos:</b>								
Sin instrucción	-1.5	55	0.4	-64	-57	53	-6	5
Básico	-0.6	24	0.1	-68	-35	35	-13	27
Intermedio	0.5	-8	0.4	-68	-11	5	-31	28
Medio o más	-1.1	29	-0.2	70	-11	7	-21	40
<b>HONDURAS</b>								
Efecto "tasas"	0.3	-60	-0.9	82	-23	61	-18	82
Efecto "distribución"	-0.7	100	-0.3	27	-17	45	-6	27
<b>Grupos:</b>								
Sin instrucción	0.5	-67	-1.0	22	-23	34	-34	45
De 1 a 3 años	0.4	-44	-0.9	27	-20	24	-26	41
De 4 a 6 años	-0.1	11	-1.0	41	-35	40	-3	7
7 años o más	0.0	0	-0.4	10	-4	2	-12	7
<b>ECUADOR</b>								
Efecto "tasas"	-1.6	70	-0.4	57	-26	68	-18	89
Efecto "distribución"	-0.9	39	-0.2	29	-17	44	-3	15
<b>Grupos:</b>								
Sin instrucción	-2.1	21	-0.2	1	-36	21	-26	11
De 1 a 6 años	-1.8	61	-1.0	90	-26	54	-24	61
7 años o más	-0.8	18	-0.1	9	-17	25	-11	28

Cuadro 3 (conclusión)

Países	Fecundidad				Mortalidad infantil			
	Período I <sup>a</sup>		Período II <sup>b</sup>		Período I <sup>a</sup>		Período II <sup>b</sup>	
	Aporte absoluto	Aporte (%)	Aporte absoluto	Aporte (%)	Aporte absoluto	Aporte (%)	Aporte absoluto	Aporte (%)
<b>MÉXICO</b>								
Efecto "tasas"	-0.7	44	-1.1	92	-20	69	-4	57
Efecto "distribución"	-1.0	63	-0.3	25	-9	31	-3	43
<b>Grupos:</b>								
Sin instrucción	-0.3	11	-1.6	22	-31	39	-9	41
Primaria incompleta	-1.3	70	-1.2	34	-13	24	-2	11
Primaria completa	-0.4	13	-1.0	22	-14	16	-4	18
Más que primaria	-0.2	6	-0.6	22	-20	21	-4	30
<b>COLOMBIA</b>								
Efecto "tasas"	-0.7	50	-0.4	67	-29	-5	85	71
Efecto "distribución"	-0.5	40	-0.1	33	-12	-2	35	29
<b>Grupos:</b>								
Sin instrucción	-1.7	28	-0.4	10	-43	23	-33	33
Primaria	-1.0	64	-0.4	90	-33	65	-4	34
Secundaria o más	-0.2	8	0.0	0	-8	12	-4	33
<b>CHILE</b>								
Efecto "tasas"	-0.8	80	-0.5	100	-49	93	-4	61
Efecto "distribución"	-0.3	30	-0.3	51	-7	14	-3	52
<b>Grupos:</b>								
De 0 a 3 años	-1.4	42	-1.1	26	-65	31	-9	25
De 4 a 6 años	-1.0	35	-1.0	49	-56	31	-6	35
De 7 a 9 años	-0.5	15	-0.5	34	-43	20	-2	17
10 años o más	-0.2	8	0.1	-9	-30	18	-2	23

**Fuente:** Estimaciones de los autores sobre la base de diversas encuestas. Para Bolivia: Censo Nacional de Población, 1976; Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDSA), 1989 y 1994. Para Honduras: Encuesta Demográfica Nacional de Honduras (EDENH-II), 1983; Encuesta Nacional de Epidemiología y Salud Familiar (ENESF), 1991-1992. Para Ecuador: Encuesta Nacional de Fecundidad (ENF), 1979; Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDESA), 1987; Encuesta Demográfica y de Salud Materna e Infantil (ENDEMAIN), 1994. Para México: Encuesta Mexicana de Fecundidad (EMF), 1976-1977; Encuesta Nacional Demográfica (END), 1982; Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENDD), 1992. Para Colombia: Encuesta Nacional de Fecundidad (ENFC), 1976; Encuesta de Prevalencia, Demografía y Salud (EPDS), 1986; Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDS), 1995. Para Chile: Censo Nacional de Población y Vivienda, 1970, 1982 y 1992; Estadísticas vitales, 1970-1992.

<sup>a</sup> Período I: corresponde, en cada país, al comprendido entre la fecha de la primera fuente y la de la segunda.

<sup>b</sup> Período II: corresponde, en cada país, al comprendido entre la fecha de la segunda fuente y la de la tercera.

El descenso ocurrido en la mortalidad infantil, que desde hace más tiempo afecta a los distintos grupos sociales, conduce a un efecto de las "tasas" superior al encontrado para la fecundidad en ambos períodos. Este resultado es consecuencia de que las acciones destinadas a reducir la mortalidad infantil cubren en forma más uniforme a toda la población, merced a las medidas masivas de salud pública, mientras que, en contraste, los programas tendientes a controlar los nacimientos han encontrado resistencias en varios sectores; las decisiones al respecto son de tipo individual y las dificultades de acceso a los métodos anticonceptivos son mayores.

La contribución de cada grupo al cambio de la mortalidad infantil y la fecundidad se presenta en el mismo cuadro 3. El porcentaje de aporte se calculó tomando el cambio ocurrido dentro de cada grupo educacional en el período comprendido entre dos fuentes de información, ponderado por el peso del grupo que surge del promedio de la distribución por nivel educacional en las dos fuentes consideradas. En ambas variables, mortalidad infantil y fecundidad, la mayor contribución al descenso está dada, en general, por los grupos de "primaria" o "1 a 6 años de estudio", correspondientes a países del grupo III y, en parte, del grupo IV. Si bien en algunos casos las mayores bajas en números absolutos se observan dentro del grupo de "analfabetas", su aporte al descenso es menor, a causa de la pérdida de importancia relativa de este grupo por efecto de la universalización de la enseñanza básica (véase el cuadro 1).

Como se advierte en el cuadro 3, para ilustrar lo que ocurre en los grupos I y II se recurrió a los casos de Bolivia y Honduras. En el primer país, entre los años setenta y ochenta (períodos I y II), los mayores cambios en la fecundidad están en los extremos y la mayor contribución al descenso corresponde a las "analfabetas" (55%), porque tienen un mayor cambio absoluto y un mayor peso relativo. En términos de la mortalidad infantil, la contribución mayor también proviene de las "analfabetas" (53%) y luego de las que tienen enseñanza "básica" (35%). El segundo período, en este país, está afectado por los problemas de falta de robustez que se pueden presentar, como se dijo antes, cuando los cambios son menores, lo que podría explicar que el efecto de las "tasas" tienda a hacer aumentar la fecundidad. En Honduras, el comportamiento de ambas variables se parece más a la del grupo III, observándose los mayores aportes en las mujeres con "4 a 6 años de estudio", aunque en la mortalidad infantil del segundo período son más importantes los grupos con menor instrucción.

En síntesis, en los últimos años ya no se observa el hecho de que los aportes iniciales se deban a los grupos de altos niveles de educación, para luego extenderse a los demás. Es probable que ello se deba, por una parte, a que esos sectores tuvieron los cambios demográficos importantes, incluso en los países rezagados en la transición, antes de 1970. Lo que parece claro es que los descensos actuales de la mortalidad en la niñez y de la fecundidad se deben fundamentalmente al aporte de las mujeres de más baja instrucción, principalmente de las que han cursado sólo estudios básicos.

### **III. LOS DETERMINANTES PRÓXIMOS DE LA FECUNDIDAD**

En secciones anteriores se vio que en los últimos años los sectores más rezagados en la transición demográfica, que son los menos aventajados en la estratificación socioeconómica, ya han iniciado este proceso incluso en los países de los grupos I y II. Hay que señalar que, de todos modos, aún mantienen una fecundidad y una mortalidad relativamente elevadas. Es probable, además, que las motivaciones y los mecanismos que originaron el descenso de estas variables en esos grupos no sean los mismos que los observados en el modelo europeo del siglo XIX y en los sectores medios y altos de América Latina.

En el caso de la mortalidad —y, en particular, de la mortalidad infantil—, los factores que probablemente más han incidido en su descenso tienen que ver con el progreso médico; la mayor cobertura de salud, principalmente debido a las políticas de atención primaria, y el mejoramiento de las condiciones de vida de la población. Estos factores operan a través de variables biológicas, nutricionales, de salud y de atención médica de la madre y del niño, que se manifiestan en la prevalencia de diferentes causas de muerte. En el caso de la fecundidad, la influencia de los cambios sociales está mediatizada a su vez por un conjunto de determinantes próximos que tienen que ver con los factores que afectan la exposición a las relaciones sexuales, a la gestación y al éxito en el parto (Davis y Blake, 1956; Bongaarts, 1978 y 1982). Dado que los determinantes de la mortalidad en América Latina han sido más extensamente estudiados (Guzmán y Orellana, 1987; Naciones Unidas, 1991; Behm, 1992), se hará referencia aquí al comportamiento de algunos determinantes próximos de la fecundidad que pueden haber tenido mayor impacto en el descenso de ésta dentro de los grupos más rezagados.

En los países europeos, en los inicios de la transición de la fecundidad, la adopción de ciertos patrones de nupcialidad (matrimonios menos frecuentes y más tardíos), así como, posteriormente, el aumento de la prevalencia de anticonceptivos modernos, desempeñaron un papel importante (Zavala de Cosío, 1992).

En América Latina, sin embargo, las mujeres de los estratos más bajos parecen no haber adoptado esas pautas en lo que se refiere a la nupcialidad, y sólo parcialmente en lo relativo a la anticoncepción. Esto, sin embargo, no puede atribuirse al deseo de tener una familia numerosa, pues en sus declaraciones sobre el número ideal de hijos se han acercado más al reducido tamaño ideal de familia de las mujeres más educadas. En efecto, en los últimos años, y considerando los países que se encuentran en diferentes etapas de la transición demográfica (véase el cuadro 4), el número ideal de hijos declarado por las mujeres de los grupos más rezagados es relativamente bajo (por ejemplo, en promedio, de 2.7 en Bolivia, de 3.3 en Colombia y de 3 en Perú).<sup>5</sup> Esto no muestra gran diferencia con el número declarado por las más educadas (que es de 2.4 en los tres casos mencionados), excepto quizás en Ecuador, donde la diferencia es mayor (3.6 para las mujeres sin instrucción frente a 2.4 entre las más instruidas). Se pone de manifiesto, por lo tanto, que las diferencias entre la fecundidad observada y la deseada son de una magnitud considerable. Los casos de Colombia y Perú muestran, asimismo, que las mujeres menos educadas no siempre desearon un número de hijos tan bajo como el señalado en las últimas encuestas. En este sentido más bien parece haberse dado una evolución general entre los años setenta y los noventa que afectó a las mujeres de todos los grupos sociales, incluso a las de los estratos más bajos, aunque las motivaciones de cada grupo puedan ser diferentes.

Según diversos estudios sobre los determinantes próximos de la fecundidad, tales como nupcialidad, infertilidad postparto y anticoncepción, esta última es la variable que más ha gravitado en el descenso de la fecundidad en la región, sin tomar en cuenta el aborto (Weinberger, Lloyd y Blanc, 1989; Moreno y Singh, 1992; Rosero-Bixby, 1992). Según las últimas encuestas de demografía y salud (EDS) llevadas a cabo en la región, esto también parece ser así en el caso de los grupos más rezagados. El aborto habitualmente se encuentra excluido de los estudios

---

<sup>5</sup> En el cuadro 4 no se incluyeron países del grupo IV de la transición porque no se dispone de datos sobre los determinantes próximos.

Cuadro 4  
**PAÍSES SELECCIONADOS: CONOCIMIENTO Y USO DE  
 ANTICONCEPTIVOS SEGÚN NIVEL DE INSTRUCCIÓN  
 DE LAS MUJERES EN DISTINTAS ETAPAS DE  
 LA TRANSICIÓN DEMOGRÁFICA**

Grupos y fuentes	Nivel de instrucción				
	TGF	PIH	Con	Prev	Mod
<b>GRUPO I</b>	Total				
<b>Bolivia</b>					
ENDSA 1989	4.9	2.6	-	30.3	12.2
ENDSA 1994	4.8	2.5	76.7	45.3	17.8
<b>GRUPO II</b>	Total				
<b>El Salvador</b>					
FESAL 1985	4.4	3.6	93.1	n.d	44.5
FESAL 1993	3.8	n.d	-	53.3	48.0
<b>GRUPO III</b>	Total				
<b>Colombia</b>					
ENFC 1976	4.7	4.1	-	-	-
EPDS 1986	3.3	2.7	99.4	64.8	53.4
EPDS 1990	2.9	2.6	99.7	66.1	54.6
ENDS 1995	3.0	2.5	-	72.2	59.3
<b>Ecuador</b>					
ENDESA 1987	4.3	3.1	90.0	44.2	-
ENDEMAIN 1994	3.6	2.7	91.8	56.8	44.4
<b>Perú</b>					
ENAF 1977	5.6	4.4	-	41.3	-
ENDES 1986	4.5	2.7	-	45.8	23.0
ENDES 1991-1992	3.5	2.5	94.5	59.0	32.8
<b>República Dominicana</b>					
EDS 1986	3.7	3.4	99.3	49.8	46.7
EDS 1991	3.3	3.1	99.7	56.4	51.7

Cuadro 4 (continuación)

Grupos y fuentes	Nivel de instrucción									
	TGF	PIH	Con	Prev	Mod	TGF	PIH	Con	Prev	Mod
<b>GRUPO I</b>	Sin Instrucción					Primaria				
<b>Bolivia</b>										
ENDSA 1989	6.1	2.8	-	11.5	2.4	5.9	2.6	-	24.8	8.3
ENDSA 1994	6.5	2.7	44.7	22.7	3.0	6.0	2.5	71.9	39.2	11.4
<b>GRUPO II</b>	Sin instrucción					Primaria				
<b>El Salvador</b>										
FESAL 1985	6.0	4.7	85.6	39.0	35.7	4.4	3.7	94.7	50.0	46.4
FESAL 1993	5.4	n.d	-	43.4	41.8	4.3	-	-	51.0	46.6
<b>GRUPO III</b>	Sin instrucción					Primaria				
<b>Colombia</b>										
ENFC 1976	7.1	4.9	-	-	-	5.2	4.1	-	-	-
ENFC 1986	5.4	3.4	-	50.7	42.8	4.2	2.9	-	62.0	50.2
EPDS 1990	4.9	3.1	-	52.6	44.0	3.6	2.8	-	63.3	51.8
EPDS 1995	5.0	3.3	-	58.0	45.4	3.8	2.8	-	70.4	56.6
<b>Ecuador</b>										
ENDESA										
1987	6.4	3.6	66.1	18.5	-	5.2	3.4	89.3	41.0	-
ENDEMAIN										
1994	6.2	3.6	59.7	26.0	20.3	4.4	2.9	88.5	51.2	40.3
<b>Perú</b>										
ENAF 1977	7.3	4.0	-	20.6	-	6.8	4.0	-	48.8	-
ENDES 1986	7.0	3.2	58.1	19.1	-	6.1	2.9	85.5	39.3	-
ENDES										
1991-1992	7.1	3.0	72.9	34.9	11.2	5.1	2.6	92.5	51.3	24.0
<b>República Dominicana</b>										
EDS 1986	5.3	3.6	93.7	35.7	-	4.3	3.5	99.6	49.0	-
EDS 1991	5.2	3.5	99.5	41.5	37.8	3.8	3.3	99.8	55.5	52.6

Cuadro 4 (conclusión)

Grupos y fuentes	Nivel de instrucción									
	TGF	PIH	Con	Prev	Mod	TGF	PIH	Con	Prev	Mod
<b>GRUPO I</b>	Intermedio					Secundaria y más				
<b>Bolivia</b>										
ENDSA 1989	4.5	2.5	-	38.4	16.8	2.9	2.6	-	52.8	25.7
ENDSA 1994	4.9	2.5	82.9	46.7	17.1	2.7	2.4	98.4	66.2	35.9
<b>GRUPO II</b>	7 a 9 años					10 y más				
<b>El Salvador</b>										
FESAL 1985	3.5	2.7	97.3	52.0	45.4	2.3	2.6	99.7	65.0	56.2
FESAL 1993	3.1	n.d.	-	59.5	51.9	2.3	-	-	67.5	54.3
<b>GRUPO III</b>	Secundaria					Superior				
<b>Colombia</b>										
ENFC 1976	2.7	3.4	-	-	-	2.5	3.1	-	62.9	-
EPDS 1986	2.5	2.4	-	71.8	60.6	1.5	2.3	-	81.4	66.5
EPDS 1990	2.4	2.4	-	69.4	57.8	1.6	2.4	-	76.8	64.2
ENDS 1995	2.6	2.3	-	74.7	62.7	1.8	2.4	-	77.1	64.5
<b>Ecuador</b>										
ENDESA										
1987	3.1	2.6	97.6	54.8	-	2.3	2.7	99.6	63.6	-
ENDEMAIN										
1994	2.8	2.4	97.9	65.8	52.7	2.1	2.4	99.3	74.3	54.8
<b>Perú</b>										
ENAF 1977	5.1	3.3	-	68.3	-	3.3	-	-	-	-
ENDES 1986	4.7	2.4	98.6	61.9	-	2.9	2.5	100.0	69.1	-
ENDES										
1991-1992	3.1	2.3	99.3	65.6	39.6	1.9	2.4	100.0	73.2	47.9
<b>República Dominicana</b>										
EDS 1986	2.9	3.1	99.9	55.2	-	2.1	3.2	100.0	56.7	-
EDS 1991	2.8	2.8	100.0	59.2	5.17	2.6	3.0	100.0	66.3	58.3

**Fuente:** Para Bolivia: Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDSA), 1989 y 1994. Para El Salvador: Encuesta Nacional de Salud Familiar (FESAL), 1985 y 1993. Para Colombia: Encuesta Nacional de Fecundidad (ENFC), 1976; Encuesta de Prevalencia, Demografía y Salud (EPDS), 1986 y 1990; Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDS), 1995. Para Ecuador: Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDESA), 1987; Encuesta Demográfica y de Salud Materna e Infantil (ENDEMAIN), 1994. Para Perú: Encuesta Nacional de Fecundidad (ENAF), 1977; Encuesta Demográfica y de Salud (ENDES), 1986 y 1991-1992. Para República Dominicana: Encuesta Demográfica y de Salud (EDS), 1986 y 1991.

**Nota:** TGF, tasa global de fecundidad; PIH, promedio ideal de hijos; Edad, edad a la primera unión; Con, conoce un método moderno; Prev, prevalencia de anticonceptivos; Mod, prevalencia de anticonceptivos modernos.



sobre los determinantes próximos de la fecundidad por falta de información que permita cuantificar su contribución al descenso de ésta, aunque hay indicios de que puede estar desempeñando un papel importante en ese descenso.

A continuación se pasará revista a cuatro determinantes próximos de la fecundidad, a saber, anticoncepción, nupcialidad, lactancia y aborto.

## **1. Anticoncepción**

Se ha detectado una elevada motivación para reducir el número de hijos tenidos, y para que ello pueda hacerse efectivo mediante la utilización de métodos anticonceptivos, deben intervenir otros factores, tales como el conocimiento de los métodos y de las fuentes donde obtenerlos, así como el acceso de la población a los servicios —públicos o privados— que orienten los cambios deseados en el comportamiento reproductivo.

Debido a la urbanización, la expansión de la educación, el mejoramiento de la situación de la mujer y los esfuerzos de los programas de planificación familiar, entre otros factores, la información sobre anticonceptivos y acerca del modo de obtenerlos se ha difundido en los países de la región y en los distintos grupos sociales. La información que proporcionan las EDS muestra que casi la totalidad de las mujeres en edad fértil conoce la existencia de al menos un método anticonceptivo, y que un porcentaje muy elevado conoce también al menos un método moderno (véase el cuadro 4). Aun cuando el conocimiento<sup>6</sup> no es indicativo del uso y, probablemente, ni siquiera de la intención de usarlos, parece interesante destacar que aunque en muchos casos éste pueda ser sólo superficial, no está igualmente distribuido entre los grupos sociales. En Bolivia, por ejemplo, mientras 77% de las mujeres declaran conocer métodos modernos, esto sólo es válido para el 45% de las mujeres sin instrucción, frente al 98% en el caso de las más instruidas. En Ecuador y Perú las diferencias van de 60% y 73% entre las mujeres sin educación a 100% entre las más educadas de ambos países.

Las diferencias son aún mayores cuando se pregunta si se conoce una fuente para la obtención de un método moderno. En Perú, mientras 73% de las mujeres sin instrucción declaraban conocer un método moderno, sólo 56% decían saber dónde obtenerlo, mientras que el 100% de las mujeres con mayor educación declaraban conocer ambos aspectos.

---

<sup>6</sup> Hay que indicar también que esta información es poco precisa, pues se desconoce el grado de conocimiento que pueda tener cada mujer sobre los métodos anticonceptivos.

Por otra parte, como se muestra en el cuadro 4, el uso de los métodos anticonceptivos se encuentra bastante menos difundido que el conocimiento que la población tiene de ellos. La adopción de un método de planificación familiar implica no sólo el conocimiento de éstos y del modo de obtenerlos, sino también un cambio de actitud y muchas veces, una tensión con el medio familiar o comunitario, donde pueden prevalecer valores y creencias fuertemente asociados con una fecundidad elevada. A estas restricciones generalmente se suman, fuera de las grandes ciudades, la falta de programas de planificación familiar, la escasez en la oferta de métodos anticonceptivos e, incluso, limitaciones económicas que dificultan el acceso de las usuarias a éstos.

En términos generales, sin embargo, el uso de anticonceptivos ha aumentado en todos los grupos sociales, incluso en los más rezagados. Entre los casos observados (véase el cuadro 4) se puede, sin embargo, diferenciar dos grupos de países, independientemente de la etapa de la transición demográfica que caracterice a cada país en su conjunto.

Por una parte están Bolivia, Ecuador y Perú, países en los cuales los grupos de mujeres sin instrucción muestran en los últimos años una fecundidad superior a seis hijos por mujer, que todavía podría calificarse de pretransicional (aun cuando haya descendido de niveles aún más elevados en el pasado). Por otra parte se encuentran Colombia, El Salvador y República Dominicana, donde la fecundidad de las mujeres sin instrucción ya ha descendido a alrededor de cinco hijos, lo que podría estar indicando una mayor aceleración del descenso de la fecundidad en un futuro cercano.

Existe una estrecha relación entre el nivel de la tasa global de fecundidad y el uso de anticonceptivos en países de diversas regiones del mundo. Por consiguiente, es evidente que los países se diferencian también por el nivel de uso de anticonceptivos entre las mujeres sin instrucción. En Bolivia, Ecuador y Perú el porcentaje de uso referido a todos los métodos va de 22% a 35%, pero, cuando se consideran sólo los métodos modernos, disminuye a valores de entre 3% y 20%. En contraste, en Colombia, El Salvador y República Dominicana, que tienen menor fecundidad, el uso de anticonceptivos por parte de las mujeres sin instrucción es bastante más elevado: el uso total oscila entre 42% y 58%, mientras que el de los métodos modernos va de 38% a 45%.

Como consecuencia de lo anterior, en el primer grupo de países hay gran diferencia en el comportamiento anticonceptivo entre grupos extremos de educación, mientras que en los tres países restantes la diferencia es menor, ya que las mujeres menos instruidas se han incorporado con mayor intensidad a las prácticas anticonceptivas.

En relación con los métodos (véase el cuadro 5), las mujeres sin instrucción de Bolivia y Perú tienen una mayor prevalencia de métodos tradicionales (ritmo y retiro) y tienen también una muy baja prevalencia de métodos modernos. Éste es también el caso en Bolivia de las mujeres con educación primaria. Los países en los que ha habido un mayor avance en el descenso de la fecundidad, en cambio, muestran una prevalencia baja de métodos tradicionales y un porcentaje notablemente elevado de esterilización femenina, lo que ubica a este método muy por encima de las otras opciones. En República Dominicana es prácticamente el único método moderno puesto en práctica por las mujeres sin instrucción. Ecuador, por su parte, parece encontrarse en una situación intermedia.

Cuando se comparan grupos extremos de educación, se aprecia que lo que distingue a ambos grupos de países es que en el primero hay una mayor diferencia entre las mujeres más y menos educadas en la prevalencia de anticonceptivos modernos (por ejemplo, 3% frente a 36% en Bolivia; 22% frente a 57% en Ecuador) y, de acuerdo con la información publicada por las EDS, hay también bajos niveles de esterilización femenina, con mayor prevalencia entre las mujeres con mayor educación (por ejemplo, 2% y 7% en Bolivia; 12% y 23% en Ecuador). En el segundo grupo de países, por su parte, la diferencia en el uso de anticonceptivos modernos es menor (por ejemplo 42% frente a 54% en El Salvador; 45% frente a 65% en Colombia), observándose un nivel elevado de esterilización femenina en todos los grupos (por ejemplo, 32% y 24% en El Salvador; 29% y 25% en Colombia), con mayor prevalencia entre las mujeres con menor educación.

En suma, el descenso de la fecundidad entre las mujeres sin instrucción en los países examinados no sólo está asociado al aumento del uso de métodos modernos de anticoncepción, sino que, de acuerdo con la experiencia de Colombia, El Salvador y República Dominicana, está también muy estrechamente ligado al empleo de la esterilización femenina. Cabe hacer notar que la difusión de los anticonceptivos modernos se encuentra asociada a la importancia de los programas de planificación familiar que existen en los países. Como señalan Weinberger, Lloyd y Blanc (1989): "Los mayores aumentos en la prevalencia anticonceptiva ocurrieron en aquellos países con programas de planificación familiar más activos: Ecuador y Perú tenían programas relativamente débiles a comienzos de los años ochenta, en contraste con la República Dominicana, que tenía un programa moderadamente fuerte, y Colombia, con un programa muy fuerte".

Cuadro 5  
PAÍSES SELECCIONADOS: USO ACTUAL DE  
ANTICONCEPTIVOS EN DISTINTAS ETAPAS  
DE LA TRANSICIÓN DEMOGRÁFICA

	Tasa global de fecun- didad	Usan cual- quier método	Usan métodos modernos		
			Total métodos modernos	Píldora	DIU
<b>GRUPO I</b>					
<b>Bolivia 1994</b>	4.8	45.3	17.8	2.8	8.1
Sin instrucción	6.5	22.7	3.0	0.0	0.9
Primaria	6	39.2	11.4	2.2	3.7
Intermedio	4.9	46.7	17.1	3.8	7.4
Medio y más	2.7	66.2	35.9	4.7	18.9
<b>GRUPO II</b>					
<b>El Salvador 1993</b>	3.8	53.3	48.0	8.7	2.1
Sin instrucción	5.4	43.4	41.8	6.2	1.0
Primaria	4.3	50.9	47.2	8.0	1.3
7-9	3.1	59.6	51.9	11.2	3.2
10 y más	2.3	67.6	54.3	11.7	4.5
<b>GRUPO III</b>					
<b>Colombia 1995</b>	3.0	72.2	59.3	12.9	11.1
Sin educación	5.0	58.0	45.4	10.1	3.7
Primaria	3.8	70.4	56.6	13.6	8.4
Secundaria	2.6	74.7	62.7	13.9	13.5
Superior	1.8	77.1	64.5	7.3	16.5
<b>Ecuador 1994</b>	3.6	56.9	46.0	10.2	11.8
Sin instrucción	6.2	26.1	21.8	4.4	3.2
Primaria	4.4	50.9	41.5	9.8	9.0
Secundaria	2.8	66.4	54.0	12.2	16.0
Superior	2.1	74.4	56.9	9.4	16.0
<b>Perú 1991-1992</b>	3.5	59.0	32.8	5.7	13.4
Sin instrucción	7.1	34.9	11.2	1.3	3.9
Primaria	5.1	51.3	24.0	4.5	7.6
Secundaria	3.1	65.6	39.6	7.7	16.8
Superior	1.9	73.2	47.9	6.3	22.7
<b>República Dominicana 1991</b>	3.3	56.4	51.7	9.8	1.8
Sin instrucción	5.2	41.5	37.8	1.5	0.4
Primaria	3.8	55.3	52.4	7.6	0.6
Secundaria	2.8	59.2	51.7	16.4	2.1
Superior	2.6	66.3	58.3	12.1	8.0

Cuadro 5 (continuación)

	Usan métodos modernos				
	Inyec- ción	Vagi- nales	Condón	Esterili- zación feme- nina	Esterili- zación mascu- lina
<b>GRUPO I</b>					
<b>Bolivia 1994</b>	0.8	0.1	1.3	4.6	-
Sin instrucción	0.1	0.0	0.0	1.9	-
Primaria	0.7	0.1	0.6	4.1	-
Intermedio	1.0	0.0	1.3	3.6	-
Medio y más	1.2	0.3	3.1	7.4	-
<b>GRUPO II</b>					
<b>El Salvador 1993</b>	3.6	-	2.1	31.5	-
Sin instrucción	1.6	-	0.6	32.4	-
Primaria	2.3	-	1.3	34.3	-
7-9	4.7	-	2.8	30.0	-
10 y más	8.8	-	5.6	23.7	-
<b>GRUPO III</b>					
<b>Colombia 1995</b>	3.2	1.4	4.3	25.7	0.7
Sin educación	0.5	0.9	1.2	28.6	0.4
Primaria	1.9	1.2	2.1	29.0	0.4
Secundaria	4.6	1.9	5.7	22.1	0.9
Superior	3.9	0.7	10.2	25.2	0.8
<b>Ecuador 1994</b>					
Sin instrucción	1.6		2.6	19.8	-
Primaria	1.5		0.4	12.3	-
Secundaria	1.4		1.5	19.8	-
Superior	1.9		3.6	20.3	-
	2.1		6.4	23.0	-
<b>Perú 1991-1992</b>					
Sin instrucción	1.9	1.0	2.8	7.9	0.1
Primaria	1.2	0.1	0.8	3.9	0.0
Secuncaria	1.4	0.7	1.9	7.8	0.1
Superior	2.7	1.4	3.0	7.8	0.2
	1.8	1.3	5.6	10.1	0.1
<b>República Dominicana 1991</b>					
Sin instrucción	0.5		1.2	38.5	-
Primaria	0.7		0.0	35.2	-
Secundaria	0.2		0.2	43.9	-
Superior	0.7		2.9	29.5	-
	1.2		3.2	33.9	-

Cuadro 5 (conclusión)

	Usan métodos tradicionales				No usan méto- dos	Total
	Total método tradi- cional	Ritmo	Retiro	Otros		
<b>GRUPO I</b>						
<b>Bolivia 1994</b>	27.5	22.0	1.7	3.9	54.7	100.0
Sin instrucción	19.7	12.8	1.1	5.9	77.3	100.0
Primaria	27.8	21.1	1.9	4.8	60.8	100.0
Intermedio	29.7	24.4	2.1	3.1	53.3	100.0
Medio y más	30.4	27.3	1.4	1.7	33.8	100.0
<b>GRUPO II</b>						
<b>El Salvador 1993</b>	5.4	3.0	2.0	0.4	46.7	100.0
Sin instrucción	1.6	1.1	0.5	0.0	56.6	100.0
Primaria	3.7	1.9	1.6	0.2	49.1	100.0
7-9	7.7	2.8	4.0	0.9	40.4	100.0
10 y más	13.3	8.5	3.3	1.5	32.4	100.0
<b>GRUPO III</b>						
<b>Colombia 1995</b>	12.9	5.2	5.8	1.8	27.8	100.0
Sin educación	12.6	3.3	5.8	3.4	42.0	100.0
Primaria	13.8	3.7	7.9	2.2	29.6	100.0
Secundaria	12.1	6.0	4.5	1.6	25.3	100.0
Superior	12.6	9.6	2.5	0.4	22.9	100.0
<b>Ecuador 1994</b>	10.9	7.4	3.5	-	43.1	100.0
Sin instrucción	4.3	1.5	2.8	-	73.9	100.0
Primaria	9.4	5.6	3.8	-	49.1	100.0
Secundaria	12.4	8.9	3.5	-	33.6	100.0
Superior	17.5	15.0	2.5	-	25.6	100.0
<b>Perú 1991-1992</b>	26.2	20.7	3.9	1.6	41.0	100.0
Sin instrucción	23.7	17.5	3.7	2.5	65.1	100.0
Primaria	27.3	20.5	4.6	2.1	48.7	100.0
Secundaria	26.0	20.8	3.8	1.4	34.4	100.0
Superior	25.4	22.3	2.5	0.6	26.8	100.0
<b>República</b>						
<b>Dominicana 1991</b>	4.7	2.0	2.2	0.5	43.6	100.0
Sin instrucción	3.7	0.9	2.4	0.5	58.5	100.0
Primaria	2.9	0.9	1.6	0.4	44.7	100.0
Secundaria	7.5	2.6	4.3	0.6	40.8	100.0
Superior	8.0	7.3	0.2	0.5	33.7	100.0

**Fuente:** Para Bolivia: Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDSA), 1994. Para El Salvador: Encuesta Nacional de Salud Familiar, 1993. Para Colombia: Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDS), 1995. Para Ecuador: Encuesta Demográfica y de Salud Materna e Infantil (ENDEMAIN), 1994. Para Perú: Encuesta Demográfica y de Salud (ENDES), 1991-1992. Para República Dominicana: Encuesta Demográfica y de Salud (EDS), 1991.

## 2. Nupcialidad

Ciertos aspectos del comportamiento reproductivo y el resultado final del tamaño de la familia se encuentran ligados al comportamiento de las mujeres en cuanto a la nupcialidad, dentro de lo cual figuran elementos tales como la edad al casarse, la frecuencia con que se realizan las uniones, la importancia del celibato permanente, y el tiempo de permanencia dentro de las uniones.

Es sabido que en los inicios de la transición de la fecundidad en los países de Europa occidental, tanto la postergación de los matrimonios como el incremento del celibato tuvieron un impacto decisivo (Zavala de Cosío, 1992). Asimismo, los indicadores de nupcialidad de las mujeres de los sectores sociales medios y altos en América Latina muestran comportamientos que, si bien pueden no ser tan extremos como aquéllos, van en la misma dirección. La edad en la primera unión de las mujeres con educación media o superior oscila, en general, alrededor de los 24 años, y, dentro de este grupo, el porcentaje de solteras al final del período fértil es superior al que se encuentra en los grupos restantes.

Sin embargo, entre las mujeres con menor instrucción lo principal en el descenso de la fecundidad ha sido la anticoncepción, y los cambios en los patrones de nupcialidad han desempeñado en ello un papel menor.

Los indicadores de nupcialidad derivados de las EDS muestran que las mujeres sin instrucción tienen una mayor exposición a la concepción que las más educadas, a causa del menor porcentaje de solteras, la mayor duración de las uniones en períodos similares, y la edad más temprana en la primera unión.

En efecto, la primera unión tiene lugar entre las mujeres menos educadas a una edad más baja que entre las más educadas, pero no se observan a este respecto, como en el caso anterior, diferencias entre los países con diferente nivel de fecundidad. En el cuadro 6 se puede ver que, incluso, contrariamente a lo esperado, Bolivia es el país en que la primera unión ocurre a edad más alta (20 años), seguido de Ecuador y Perú, con cerca de 19 años. Finalmente, en los países donde las mujeres más rezagadas han bajado más la fecundidad y donde podría esperarse una postergación del matrimonio, como en Colombia, El Salvador y República Dominicana, se observa, por el contrario, una edad aún más baja, que en este último país apenas llega a los 17 años, posiblemente por la elevada prevalencia de las uniones consensuales (Weinberger, Lloyd y Blanc, 1989).

Cuadro 6  
**PAÍSES SELECCIONADOS: EDAD A LA PRIMERA UNIÓN Y MESES  
 DE LACTANCIA SEGUN NIVEL DE INSTRUCCIÓN DE  
 LAS MUJERES EN DISTINTAS ETAPAS DE LA  
 TRANSICIÓN DEMOGRÁFICA**

Grupos y fuentes	Nivel de instrucción		
	Total		
	TGF <sup>a</sup>	Edad primera unión	Lactancia
<b>GRUPO I</b>			
<b>Bolivia</b>			
ENDSA 1989	4.9	20.3	16.2
ENDSA 1994	4.8	20.6	17.5
<b>GRUPO II</b>			
<b>El Salvador</b>			
Encuesta 1985	4.4	17.9	14.0
Encuesta 1983	3.8	19.4	-
<b>GRUPO III</b>			
<b>Colombia</b>			
EPDS 1986	3.3	20.8	11.1
ENDS 1990	2.9	21.0	8.5
ENDS 1995	3.0	21.4	11.3
<b>Ecuador</b>			
ENDESA 1987	4.3	20.1	14.5
ENDEMAIN 1994	3.6	20.7	15.7
<b>Perú</b>			
ENDES 1986	4.5	19.4	16.3
ENDES 1991-1992	3.5	21.1	17.3
<b>República Dominicana</b>			
EDS 1986	3.7	18.5	9.4
EDS 1991	3.3	19.0	5.0



Cuadro 6 (continuación)

Grupos y fuentes	Nivel de instrucción					
	Sin instrucción			Primaria		
	TGF <sup>a</sup>	Edad primera unión	Lactancia	TGF <sup>a</sup>	Edad primera unión	Lactancia
<b>GRUPO I</b>						
<b>Bolivia</b>						
ENDSA 1989	6.1	20.0	17.8	5.9	19.7	17.3
ENDSA 1994	6.5	20.2	20.7	6.0	19.7	18.0
<b>GRUPO II</b>						
<b>El Salvador</b>						
Encuesta 1985	6.0	17.6	15.3	4.4	18.7	14.7
Encuesta 1993	5.4	17.2	-	4.3	18.4	-
<b>GRUPO III</b>						
<b>Colombia</b>						
EPDS 1986	5.4	18.1	12.4	4.2	20.1	11.9
ENDS 1990	4.9	18.7	13.7	3.6	19.7	9.4
ENDS 1995	5.0	18.5	12.2	3.8	19.7	12.6
<b>Ecuador</b>						
ENDESA 1987	6.4	18.4	18.0	5.2	19.2	15.2
ENDEMAIN 1994	6.2	18.6	19.7	4.4	19.5	16.7
<b>Perú</b>						
ENDES 1986	7.0	18.5	-	6.1	18.9	-
ENDES 1991-1992	7.1	18.8	21.9	5.1	19.0	19.3
<b>República Dominicana</b>						
EDS 1986	5.3	16.8	12.7	4.3	17.6	10.0
EDS 1991	5.2	16.6	16.6	3.8	17.7	7.1

Cuadro 6 (conclusión)

Grupos y fuentes	Nivel de instrucción					
	Secundaria <sup>b</sup>			Superior <sup>c</sup>		
	TGF <sup>a</sup>	Edad primera unión	Lactancia	TGF <sup>a</sup>	Edad primera unión	Lactancia
<b>GRUPO I</b>						
<b>Bolivia</b>						
ENDSA 1989	4.5	19.9	15.2	2.9	22.0	12.3
ENDSA 1994	4.9	19.5	15.2	2.7	22.4	15.1
<b>GRUPO II</b>						
<b>El Salvador</b>						
Encuesta 1985	3.5	20.1	11.5	2.3	22.7	11.2
Encuesta 1993	3.1	20.2	-	2.3	23.6	-
<b>GRUPO III</b>						
<b>Colombia</b>						
EPDS 1986	2.5	22.1	9.5	1.5	25.5	-
ENDS 1990	2.4	22.0	7.8	1.6	n.d.	4.9
ENDS 1995	2.6	21.9	10.6	1.8	n.d.	7.8
<b>Ecuador</b>						
ENDESA 1987	3.1	20.9	12.1	2.3	25.0	11.9
ENDEMAIN 1994	2.8	21.4	14.7	2.1	24.9	14.1
<b>Perú</b>						
ENDES 1986	4.7	21.2	-	2.9	25.3	-
ENDES 1991-1992	3.1	21.4	14.8	1.9	n.d.	10.3
<b>República Dominicana</b>						
EDS 1986	2.9	21.3	7.2	2.1	24.1	6.2
EDS 1991	2.8	20.9	5.2	2.6	24.8	2.5

**Fuente:** Para Bolivia: Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDSA), 1989 y 1994. Para El Salvador: Encuesta Nacional de Salud Familiar, 1985 y 1993. Para Colombia: Encuesta de Prevalencia, Demografía y Salud (EPDS), 1986; Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDS), 1990 y 1995. Para Ecuador: Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDESA), 1987; Encuesta Demográfica y de Salud Materna e Infantil (ENDEMAIN), 1994. Para Perú: Encuesta Demográfica y de Salud (ENDES), 1986 y 1991-1992. Para República Dominicana: Encuesta Demográfica y de Salud (EDS), 1986 y 1991.

<sup>a</sup> TGF = Tasa global de fecundidad.

<sup>b</sup> En Bolivia corresponde a "Intermedio" y en El Salvador a "7 a 9 años" de estudio.

<sup>c</sup> En Bolivia corresponde a "Secundaria y más" y en El Salvador a "10 y más" años de estudio.

### 3. Lactancia

La duración de la lactancia —un componente fundamental de la infertilidad postparto— también ha sido considerada como un importante determinante próximo de la fecundidad, que afecta la exposición al riesgo del embarazo, los intervalos entre nacimientos y el nivel de fecundidad final. La lactancia tiene como uno de sus resultados la supresión de la ovulación, hecho que prolonga la amenorrea postparto si su práctica es constante, por lo cual se esperaría encontrar que el descenso de la fecundidad estuviera asociado a períodos más prolongados de lactancia.

Si bien en América Latina existe tradicionalmente el ideal de la lactancia prolongada, especialmente en los sectores sociales menos aventajados, que resalta la importancia de la leche materna para la salud y el desarrollo futuro del niño, los niveles encontrados en las últimas encuestas muestran una cierta heterogeneidad al respecto, con un promedio nacional que va de 6 meses de lactancia en República Dominicana a 17 meses en Bolivia y Perú (véase el cuadro 6).

El promedio de meses de lactancia, así como las restantes variables, también difiere según el nivel de instrucción, con tendencia a disminuir a medida que éste aumenta, como muestran los datos publicados de las EDS. De hecho, este comportamiento se observa también en otros países y parece ser consecuencia del ritmo más acelerado de la vida urbana, la mayor incorporación de las mujeres al trabajo fuera del hogar, el insuficiente conocimiento de los beneficios de la lactancia materna, y la gran difusión de la alimentación alternativa de fácil obtención. Se ha señalado que una de las causas de la disminución de la lactancia materna es que las instituciones de salud han desarrollado prácticas que no la favorecen, tales como la separación de la madre y el recién nacido, el establecimiento de horarios de alimentación rígidos, el uso del biberón y la distribución de muestras de otros tipos de alimento en forma gratuita (Rodríguez-García, Schaefer y Yunes, 1990).

Entre las mujeres sin instrucción la duración de la lactancia es la más elevada —entre 12 y 20 meses—, y no se observan cambios significativos en el tiempo dentro de cada país, por lo cual se hace evidente que al menos en los últimos años esta variable no ha incidido en los cambios en el nivel de fecundidad. A esto se puede agregar que las mismas encuestas muestran que —entre las mujeres sin instrucción— la duración de la lactancia es incluso menor en los países de más baja fecundidad, como Colombia y República Dominicana, en comparación con Bolivia, Ecuador o Perú, lo que propiciaría, al contrario de lo que

se observa, una mayor fecundidad. En estos últimos países la duración de la lactancia es mayor, lo cual, si bien teóricamente debería favorecer el descenso de la fecundidad, no logra compensar el menor uso de anticonceptivos.

#### 4. Aborto

El hecho de que en los países de América Latina —con excepción de Cuba— la práctica del aborto sea ilegal, es causa de la inexistencia de registros confiables y de estadísticas continuas que sean representativas de la población en su conjunto o de los diferentes sectores sociales. No obstante, diversos estudios dan cuenta de que los niveles de aborto pueden ser estimados con procedimientos indirectos a partir de estadísticas hospitalarias, encuestas epidemiológicas, entrevistas a profesionales especializados en el tema o por medio de una combinación de todas estas fuentes.

En un estudio reciente, Singh y Wulf (1994) elaboraron, sobre la base de información de Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y República Dominicana, estimaciones acerca de los niveles de aborto inducido, conforme a las cuales en 1990 el número de abortos por cada 1 000 nacimientos iba de 547 en Chile a 207 en México, lo que representa en el primer caso 35% de los embarazos y 17% en el segundo.

Al comparar estas estimaciones con las tasas de fecundidad del momento (CELADE, 1996), se observa que los niveles de aborto estimados corresponden a una reducción de la tasa global de fecundidad de aproximadamente 0.6 hijos en México, 0.8 en Colombia, 0.9 en Brasil, Chile y República Dominicana, y 1.1 en Perú. La cifra de México es de magnitud similar a la que presenta Welti (1993), que cita una tasa global de aborto inducido para ese país de aproximadamente 0.7 por mujer al final de su vida reproductiva, lo que representa aproximadamente 20% de la fecundidad actual. En el caso de Argentina, Llovet y Ramos (1988) estimaron una razón de 500 abortos por 1 000 nacidos vivos para el período 1987-1988, lo que implica una reducción de 1 hijo en la tasa global de fecundidad. En Cuba, único país de América Latina donde la práctica del aborto está legalizada, la tasa de abortos inducidos declinó de 2.1 abortos por mujer en 1974 a 1.4 en el bienio 1980-1981, para luego volver a subir a 1.8 en el de 1987-1988 (Paxman y otros, 1993).

Más difícil es, sin embargo, estimar los diferenciales sociales del aborto inducido a partir de los datos sobre hospitalizaciones, pues, como es evidente, son las mujeres de menores recursos las que están expuestas

en mayor medida a abortos inseguros y a las consecuentes complicaciones. En un estudio anterior de Singh y Wulf (1993) se observaba que entre las mujeres que con alta probabilidad han tenido un aborto inducido, el nivel educativo no muestra un patrón definido. En Bolivia y Perú las mujeres de mayor educación se encuentran más representadas en este grupo, mientras que en Colombia y Venezuela se observa lo contrario. En el caso de Chile, Requena (1990) señala que si bien diversos estudios de fines de los años sesenta mostraron que la mujer más expuesta al aborto era "la mujer casada, con tres o cuatro hijos, entre 25 y 35 años y de estrato socioeconómico medio y alto", los grandes cambios acontecidos desde entonces pueden haber "modificado el perfil de la mujer de mayor riesgo".

Finalmente, de los estudios señalados se desprende que los niveles de aborto son elevados (cuatro millones de abortos anuales en América Latina) y continúan desempeñando un papel significativo en el descenso de la fecundidad de la región.

## CONCLUSIONES

Así como en todos los procesos de transición conocidos, también en los grupos más rezagados de América Latina (representados por las mujeres sin instrucción o con nivel primario) el descenso de la mortalidad infantil precedió al de la fecundidad, actuando como un estímulo para el descenso de esta última. Asimismo, hubo un descenso de la fecundidad en estos grupos en prácticamente todos los países de la región, independientemente de la etapa en que se encuentren en el proceso de transición demográfica y del nivel de fecundidad del que hayan partido o en que se encuentran actualmente. Los niveles actuales de la TMI y la TGF entre los grupos más rezagados son, sin embargo, elevados en relación con el promedio de la región.

Con respecto a la contribución al descenso de la TMI y la TGF por efecto de la movilidad social y los cambios verificados dentro de los sectores, los resultados indican que en los inicios de la transición (decenios de 1960 y 1970) ambos factores fueron importantes, con preponderancia siempre de los cambios internos. En los últimos años los cambios estuvieron más asociados a lo que ocurría en los grupos rezagados. Ya en la última década, los descensos de la mortalidad infantil y de la fecundidad en todos los países provienen principalmente del aporte de las mujeres de más bajo nivel de instrucción. En los países

más atrasados en la transición, el grupo que más aportó fue el de las mujeres sin instrucción; en los más avanzados la mayor contribución está dada por las mujeres con educación primaria.

Las mujeres de los grupos más rezagados, que desean un tamaño de familia ya no tan distante del de las más educadas, no muestran un comportamiento parecido a éstas en cuanto a la postergación del matrimonio, sino que mantienen una nupcialidad temprana. Se ha observado entre ellas, sin embargo, un incremento en el uso de anticonceptivos, aunque, como era de esperar, en niveles inferiores a las más educadas. En este aspecto hay diferencias entre los países estudiados: en los de menor fecundidad el comportamiento anticonceptivo de las mujeres de bajo nivel de instrucción es más parecido al de las más educadas que en los países de mayor fecundidad, tanto en el uso de anticonceptivos modernos, en general, como principalmente en el recurso a la esterilización. En los países de mayor fecundidad, el uso de anticonceptivos es bajo y con énfasis en los métodos menos eficientes, lo que sin duda mantiene la fecundidad de los grupos más rezagados en niveles elevados.

En síntesis, la baja de la mortalidad infantil (producida fundamentalmente por factores exógenos) parece estar en el origen del descenso de la fecundidad de los grupos rezagados, lo que también coincide con la expansión educativa, el deseo de tener un menor número de hijos y una mayor oferta de anticonceptivos, aunque de acceso muy restringido para estos sectores. Las posibles bajas futuras de la mortalidad infantil, aún elevada en estos grupos, podrían conducir a mayores descensos de la fecundidad en el futuro. Sin embargo, en última instancia, un cambio realmente significativo parecería depender de la eficiencia con que las mujeres menos instruidas puedan acortar la distancia entre el número de hijos que desean tener y el que realmente tienen.

## BIBLIOGRAFÍA

- Arriaga, E. (1974), "América Latina: el descenso de la mortalidad y sus efectos demográficos", Santafé de Bogotá, Asociación Colombiana para el Estudio de la Población/The Population Council.
- Behm, H. (1992), Las desigualdades sociales ante la muerte en América Latina (LC/DEM/R.182), Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE)/Organización Holandesa para la Cooperación Internacional en Educación Superior.
- Bongaarts, J. (1982), "The fertility inhibiting effects of the intermediate fertility variables", *Studies in Family Planning*, vol. 13, N° 6 y 7.

- (1978), "A framework for analyzing the proximate determinants of fertility", *Population and Development Review*, vol. 4, N° 1.
- Bongaarts, J., W.P. Mauldin y J.F. Phillips (1990), "The demographic impact of family planning programs", *Studies in Family Planning*, vol. 21, N° 6.
- CELADE (Centro Latinoamericano de Demografía) (1996), "América Latina: población económicamente activa, 1980-2025", *Boletín demográfico*, N° 57 (LC/DEM/G.158), Santiago de Chile.
- CEPAL/CELADE (Comisión Económica para América Latina y el Caribe/Centro Latinoamericano de Demografía) (1995), *Población, equidad y transformación productiva* (LC/G.1758/Rev.2-P; LC/DEM/G.131/Rev.2), Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.93.II.G.8.
- Chackiel, J. y S. Schkolnik (1992), "La transición de la fecundidad en América Latina", *Notas de Población*, N° 55 (LC/DEM/G.124), Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Cleland, J. y G. Rodríguez (1988), "The effect of parental education on marital fertility in developing countries", *Population Studies*, N° 3, Londres, London School of Economics.
- Davis, K. y J. Blake (1956), "Social structure and fertility: An analytic framework", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 4, N° 3, abril.
- Guzmán, J.M. y H. Orellana (1987), "Mortalidad infantil, neonatal y postneonatal en países de América Latina", *Notas de Población*, N° 44 (LC/DEM/G.61), Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), agosto.
- Guzmán, J.M. y J. Rodríguez (1993), "La fecundidad pre-transicional en América Latina: un capítulo olvidado", *Notas de Población*, N° 57 (LC/DEM/G.133), Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Llovet, J. y S. Ramos (1988), "La práctica del aborto en las mujeres de sectores populares de Buenos Aires", *Documento CEDES*, N° 4, Buenos Aires, Centro de Estudios Sociales.
- Moreno, L. y S. Singh (1992), "Descenso de la fecundidad y cambios en sus determinantes próximos en América Latina y el Caribe", *Notas de Población*, N° 55 (LC/DEM/G.124), Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Naciones Unidas (1991), *Child Mortality in Developing Countries* (ST/ESA/SER.A/123), Nueva York.
- Paxman, J. y otros (1993), "The clandestine epidemic: The practice of unsafe abortion in Latin America", *Studies in Family Planning*, vol. 24, N° 4.
- Pérez Brignoli, H. (1994), "América Latina en la transición demográfica, 1800-1980", *La transición demográfica en América Latina y el Caribe*, vol. 1 (primera parte), México, D.F., Asociación Brasileña de Estudios de la Población (ABEP)/Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE)/Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP)/Programa Latinoamericano de Actividades en Población (PROLAP).
- Peyser, A. y J. Chackiel (1994), "La población indígena en los censos de América Latina", *Estudios sociodemográficos de pueblos indígenas* (LC/DEM/G.146), Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE)/Confederación Indígena del Oriente Boliviano (CIDOB)/Fondo de Población de las Naciones Unidas (FNUAP)/Instituto de Cooperación Iberoamericana (ICI).
- Requena B., M. (comp.) (1990), "Aborto inducido en Chile", Santiago de Chile, Sociedad Chilena de Salud Pública.

- Rodríguez-García, R., L.A. Schaefer y J. Yunes (comps.) (1990), *Educación en lactancia*, Washington D. C., Organización Panamericana de la Salud (OPS).
- Rosero-Bixby, B. (1992), "Las tendencias de la nupcialidad y la transición de la fecundidad en América Latina", *Notas de Población*, N° 55 (LC/DEM/G.124), Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Singh, S. y D. Wulf (1994), "Estimated levels of induced abortion in six Latin American countries", *International Family Planning Perspectives*, N° 20.
- (1993), "The likelihood of induced abortion among women hospitalized for abortion complications in four Latin American countries", *International Family Planning Perspectives*, vol. 19, N° 4.
- Sociedad de las Naciones (1943), *Statistical Yearbook 1941/42*, Ginebra.
- Somoza, J. (1971), *La mortalidad en la Argentina entre 1869 y 1960*, Buenos Aires, Instituto Torcuato di Tella/Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Weinberger, M. B., C. Lloyd y A. Klimas Blanc (1989), "Women's education and fertility: A decade of change in four Latin American countries", *International Family Planning Perspectives*, vol. 15, N° 1.
- Welti, C. (1993), "El impacto demográfico del aborto", *DEMOS, Carta demográfica sobre México*, N° 6.
- Zavala de Cosío, M. E. (1992), "La transición demográfica en América Latina y en Europa", *Notas de Población*, N° 56 (LC/DEM/G.132), Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).





## **EFFECTOS CONTEXTUALES Y FECUNDIDAD MARITAL: UN MODELO DE NIVELES MÚLTIPLES DE LA PARIDEZ EN LA REGIÓN DEL BIOBÍO, CHILE**

**José Manuel Merino Escobar**  
Universidad de Concepción

### **RESUMEN**

Éste es un estudio de niveles múltiples, en que se aplicó un nuevo método de modelización estadística para determinar los efectos contextuales que influyen en la conducta reproductiva de las mujeres residentes en la Octava Región del país (Región del Biobío). Los estudios de niveles múltiples o de efectos contextuales son una línea de investigación de frontera en el campo de las ciencias sociales, que se ha estado consolidando a partir de los años ochenta en áreas como la educación, la salud, la fecundidad, las migraciones, la economía y, en general, en temas cuyos datos tienen una estructura jerárquica. Una jerarquía debe aquí ser entendida como una organización formada por unidades agrupadas en diferentes niveles: las mujeres fértiles son las unidades de nivel 1 agrupadas dentro de sus distritos rurales de residencia, los cuales pasan a ser las unidades de nivel 2, que a su vez están incluidas territorialmente en las comunas, que constituyen el nivel 3 de esta jerarquía.

En este estudio se procuró relacionar información sobre la conducta reproductiva de mujeres fértiles (nivel 1 o micro) con propiedades macroestructurales presentes tanto en los distritos rurales en que aquéllas residen (nivel 2) como en las comunas de la Octava Región (nivel 3) en que esos distritos están incluidos. El problema específico investigado fue en qué medida una variable dependiente de nivel individual como el número total de hijos obedece a diferencias

entre distritos, entre comunas o entre ambos, esto es, a características inherentes a la localidad y a la comuna en que residen, y, por otra parte, cuánto era atribuible, dentro de cada localidad, a lo que puede ser denominado estrictamente variación individual. El método que se utilizó es la modelización de niveles múltiples de regresión de Poisson, mediante la aplicación de análisis jerárquico con efectos aleatorios.

(FECUNDIDAD)  
(MODELOS)

(COMPORTAMIENTO REPRODUCTIVO)

## CONTEXTUAL EFFECTS AND MARITAL FERTILITY: A MULTILEVEL MODEL OF PARITY IN THE BIOBÍO REGION, CHILE

### ABSTRACT

This is a multilevel analysis that apply a new statistical modelling method to determine contextual effects acting on the reproductive behaviour of women living in the Eighth Region of Chile, the Biobío Region. Multilevel analyses or contextual effects studies are a recent research paradigm within the social sciences which has been of increasing importance since the 1980s in areas such as education, health, fertility, migration, economics and, generally speaking, in areas having a hierarchical structure. In this context, a hierarchy is a structure consisting of units ranked at different levels: for example, fertile women are level 1 units, the rural districts where they live are the level 2 units, and these in turn are grouped geographically into *comunas*, the level 3 units in this hierarchical structure.

The purpose of this study was to link data on the reproductive behaviour of fertile women (level 1 or micro-level) with the macro-structural properties of both the rural districts where they live (level 2) and of the *comunas* in the Eighth Region where those districts are located (level 3). The specific research topic was to determine the extent to which a dependent variable at the individual level, such as the total number of children ever born per woman, is accounted for by differences between districts and/or between *comunas*, or in other words, by inherent characteristics of the district or *comuna* of residence; and also to determine how much was attributable, within each district, to individual variations *stricto sensu*. The method used was one of multilevel

modelling using Poisson regression, by means of a statistical procedure known as hierarchical analysis with random effects.

(FERTILITY)  
(MODELS)

(REPRODUCTIVE BEHAVIOUR)

## INTRODUCCIÓN

Una de las fronteras actuales más promisorias en la investigación sobre los factores determinantes de la fecundidad es el análisis de las influencias contextuales. Este tipo de estudios, también denominado análisis de niveles múltiples (*multilevel analysis*), por abarcar simultáneamente más de una unidad de análisis, se ha convertido en las últimas dos décadas en una de las más estimulantes áreas de desarrollo de la investigación en ciencias sociales (Pullum, 1991b). Sin embargo, las investigaciones que han utilizado este método han encontrado problemas para identificar claros efectos comunitarios o contextuales que operen sobre la conducta reproductiva (Casterline, 1985; Bilsborrow y Guilkey, 1987; Billy y otros, 1989). Consideramos que la causa fundamental de este problema es de orden conceptual. En la opinión de este autor, los primeros enfoques aplicados al análisis de efectos contextuales (Boyd y Iversen, 1979; Nizamuddin, 1979; Tsui, 1985; Chayovan, 1982; Mason, Wong y Entwisle, 1983) estuvieron basados en esquemas teóricos incorrectos, por lo que generaron propuestas técnicas inapropiadas, que condujeron a resultados no significativos.

Esta investigación hace particular hincapié en una nueva perspectiva conceptual en el área de las influencias contextuales que operan sobre los determinantes próximos de la fecundidad y su propuesta consiste fundamentalmente en explicar la variación de un fenómeno mediante la partición de sus causas, entre aquellas de naturaleza macro o estructural y aquellas de naturaleza micro o individual. Las variables macro se utilizan sólo para explicar la variación del fenómeno entre grupos (*between-groups variation*) y nunca para explicar diferencias o variaciones individuales porque las características macro son comunes a todos los miembros del grupo. Las dimensiones micro o variables de nivel individual son las que deben ser utilizadas para explicar las diferencias individuales o las variaciones intragrupalas del fenómeno (*within-groups variation*). Estos dos niveles de organización de los datos

permiten también establecer vinculaciones entre ellos: algunos predictores micro pueden interactuar con algunos predictores macro o ser condicionados por éstos en sus efectos sobre la variable dependiente de nivel individual. Directamente asociada a este esquema teórico conceptual se encuentra una metodología estadística especialmente diseñada para medir los diferentes tipos de efectos contextuales, procedimiento que se denomina análisis jerárquico de covarianza con efectos aleatorios. Éste es el nuevo procedimiento para el análisis de niveles múltiples que se utilizó en el presente estudio (Pullum, 1989a, 1989b, 1991a, 1991b; Merino, 1993; Pullum y Merino, 1994).

En este proyecto se intentó específicamente medir los efectos de las variables de nivel comunitario sobre la paridez marital de las mujeres rurales en edad fértil (entre 15 y 49 años) de la Octava Región de Chile. La variable dependiente del estudio fue el número de hijos de esas mujeres. A partir de una base de datos de nivel comunitario, se seleccionó un conjunto de predictores significativos para modelar la variación intergrupala de la fecundidad marital. Esta sección constituyó el área macro de la presente investigación. Posteriormente, a partir de la información de nivel individual se seleccionaron los predictores más importantes para explicar la variación intragrupal de la fecundidad de estas mujeres. Esta parte constituye el componente micro del estudio. La conjunción de ambos enfoques, es decir, del nivel macro o análisis intergrupala y del nivel micro o análisis intragrupal, dio lugar a la investigación contextual o de niveles múltiples que se había definido como el diseño adecuado para el proyecto.

## **I. EFECTOS CONTEXTUALES Y CONDUCTA DEMOGRÁFICA**

A pesar de dos décadas de considerable desarrollo de la investigación en ciencias sociales, el análisis de niveles múltiples aún se caracteriza por una sorprendente ausencia de hallazgos significativos. Como se indicó anteriormente, la causa primaria de esa deficiencia parece residir en una conceptualización errónea de los efectos contextuales. En esta sección se sintetizarán, comentarán y analizarán los primeros intentos de modelización que se encuentran en la literatura especializada actual, para tratar de mostrar con ello las razones de su fracaso.

En la literatura internacional se observan dos tipos de estrategias globales para desarrollar la investigación de los efectos contextuales. El enfoque más común ha sido aquel que implica la inclusión simultánea, en el mismo modelo, de las variables contextuales —que por hipótesis afectan la variable dependiente de nivel individual— y de los predictores individuales. Este modelo uniecuacional supone que la importancia del contexto social quedará expresada por el nivel de significación que alcanzan los coeficientes de cada una de las variables macro utilizadas (Blalock, 1983, 1984). Esta incorporación simultánea de ambos niveles de organización de los datos en el mismo modelo dio lugar a que diversos autores hicieran observaciones críticas, basadas en perspectivas sustantivas y de modelización estadística (Bilsborrow y Guilkey, 1987; Goldstein, 1987, 1995; Pullum, 1989a).

El principal problema es que este modelo no distingue áreas de predicción separadas para las variables de nivel contextual y para las de nivel individual. Por definición, estas variables están orientadas a captar diferentes niveles de organización de los datos. Por lo tanto, como variables, tienen una estructura de error completamente diferente y, por ende, no deberían ser consideradas simultáneamente en el mismo modelo causal. En toda la tradición del análisis contextual, sólo Mason, Entwisle y Wong (1983); Pullum (1989a, 1989b); Hirschman y Guest (1990), y Goldstein (1987, 1995) han reconocido este importante hecho. Este problema conceptual se ha traducido en problemas de estimación estadística, tales como la presencia de efectos de diseño en las estimaciones de los coeficientes (Pullum, 1991a, 1991b), y, lo que es aún peor, en los resultados contradictorios y de escasa significación que arrojó la investigación de efectos contextuales durante décadas (para una síntesis de los hallazgos de la década de 1970, véase Casterline (1985), y para los correspondientes a los años ochenta, véase Bilsborrow y Guilkey (1987)).

Un segundo tipo de estrategia para enfrentar la investigación de niveles múltiples o de efectos contextuales en conductas relacionadas con la fecundidad es la que han promovido, desde comienzos de los años ochenta, Mason, Entwisle y Wong (1983). Este método se caracteriza por definir los efectos contextuales por medio de dos componentes, uno de nivel macro y otro de nivel micro. El procedimiento consiste básicamente en utilizar la ecuación micro para determinar los predictores de la variable dependiente de nivel individual. La ecuación macro de este modelo se utiliza para estudiar la variabilidad de los efectos de los predictores micro en diferentes asentamientos



(Entwisle, Mason y Hermalin, 1986). En el componente macro, los coeficientes micro dependen estocásticamente de las variables macro, esto es, se postula que la variable agregada afecta las pendientes de los coeficientes que relacionan los predictores micro con la variable dependiente. En sentido estricto, esta estrategia se caracteriza por postular que el agregado y los predictores individuales ejercen efectos interactivos sobre la conducta demográfica estudiada (Bilsborrow y Guilkey, 1987; Billy y otros, 1989).

Aun cuando esta estrategia representa un claro avance con respecto al primer tipo de enfoque, porque, por ejemplo, separa los niveles macro y micro y relaciona estos niveles con la variación intergrupala e intragrupal, presenta varias dificultades en la interpretación de los parámetros y en la comprensión de los efectos contextuales. El principal problema de este modelo es que las variables comunitarias o grupales sólo pueden alterar los efectos de las variables individuales, en vez de ejercer efectos totales propios. No existe, entonces, una medición directa de los efectos contextuales.

En cambio, en la presente investigación se utilizó un enfoque conceptual y una modelización estadística más reciente de los efectos contextuales que influyen sobre la fecundidad. Nos referimos al análisis de niveles múltiples que toma en cuenta la variación intergrupala e intragrupal (Pullum, 1989a), que ha generado a la vez un procedimiento correspondiente de modelización estadística, denominado análisis jerárquico de covarianza con efectos aleatorios (Pullum, 1989b).

La idea central de este nuevo enfoque consiste básicamente en dividir las influencias que se ejercen sobre una variable dependiente individual o de nivel micro ( $Y$ ) en influencias de nivel micro (variables de tipo  $X$ ) y en influencias de nivel macro (variables de tipo  $Z$ ). En este primer momento, la información es separada en dos niveles: uno para agregados (como grupos, comunidades, localidades, distritos, comunas y regiones) y otro para individuos. El paso siguiente consiste en identificar, independientemente, distintos predictores en cada uno de los niveles, a fin de explicar la mayor cantidad de variación posible. Una ecuación micro (o análisis intragrupal) se construye después para explicar la variación individual dentro del agregado, y paralelamente se desarrolla una ecuación macro para explicar la variación intergrupala (Pullum, 1989a, 1989b, 1991a). Por lo tanto, la variación total de la variable dependiente  $Y$  es desagregada en variación intergrupala (nivel macro) e intragrupal (nivel micro). Pero esto no significa que se trate de análisis paralelos a diferentes niveles de agregación de los datos, sino

más bien de un modelo de niveles múltiples que divide la variación de la variable dependiente en partes explicables a nivel individual y en partes explicables en cada nivel agregado utilizado. La suma algebraica de los totales de variación explicables en cada nivel de agregación entrega el valor total de la variación de la variable dependiente a nivel individual. Por consiguiente, los coeficientes de aquellas dos ecuaciones o componentes del modelo pueden ser interpretados sea como efectos macro, sea como efectos micro, o como interacciones.

Lo fundamental en este esquema es el enfoque conceptual. El procedimiento está basado en el carácter jerárquico de los datos, esto es, en la inclusión de los individuos dentro de agregados tales como comunidades, barrios, distritos, comunas o regiones. El punto más destacado es que una característica de nivel macro –por ejemplo, una variable de nivel comunitario– puede explicar sólo una variación entre comunidades y nunca una variación individual. De acuerdo con Pullum (1991b), la presencia o ausencia de una farmacia, por ejemplo, es una constante para cada persona dentro de una comunidad, y no puede explicar por qué una mujer usa anticonceptivos mientras otra de la misma comunidad no los usa. Es decir, las variables de nivel comunitario entrarán como efectos principales sólo en las ecuaciones de nivel macro. En forma complementaria, las variables micro o de nivel individual sólo entrarán como efectos principales en la ecuación micro. Las propiedades de los contextos sociales permitirán explicar la variación entre contextos y no las diferencias individuales. Ésta es la distinción conceptual básica del enfoque adoptado en este proyecto con respecto a otros.

## **II. MÉTODOS**

### **1. Las unidades de análisis y el área de investigación**

El ámbito de esta investigación está constituido por los sectores rurales de la Octava Región de Chile. Esta región está formada por cuatro provincias –Concepción, Ñuble, Biobío y Arauco– que reúnen 49 comunas, en cuyas áreas rurales viven cerca de 400 000 personas, casi la mitad de las cuales son mujeres y aproximadamente un 50% de éstas está en edades reproductivas.

Las unidades de análisis en este proyecto fueron las mujeres casadas de entre 15 y 49 años residentes en el sector rural de la mencionada región, las cuales, según el Censo Nacional de Población y

Vivienda de 1992, sumaban un total de 55 905 personas. Éstas constituyeron el componente micro o individual, que fue denominado nivel 1 en el proyecto. Las comunidades o localidades en que residen estas mujeres, representadas por los 348 distritos rurales consignados en el mismo censo constituyeron el nivel 2 del estudio. Finalmente, las 49 comunas en que están ubicados los distritos rurales constituyeron el nivel 3. Estas localidades y comunas forman el componente macro del proyecto.

## **2. Datos y variables dependientes**

El estudio se basó en datos de nivel micro y macro provenientes de la boleta censal utilizada en el mencionado recuento. Los datos de nivel macro fueron estructurados a partir de la agregación de las características demográficas básicas y de las características socioeconómicas del hogar y de la vivienda recogidas en el censo. Los datos de nivel micro se obtuvieron a partir de la información individual de las mujeres mayores de 14 años. De ese modo, la información estadística del proyecto corresponde a la combinación de esas dos bases de datos.

A nivel macro, en el nivel 2 del estudio, la variable dependiente fue el promedio distrital de paridez marital, mientras que en el nivel 3, la variable dependiente fue el promedio comunal de dicha paridez. A nivel micro, la variable respuesta correspondiente fue el número total de hijos nacidos vivos de las mujeres casadas en edad fértil residentes en los distritos rurales.

## **3. La modelización estadística**

La metodología estadística utilizada para modelar el número total de hijos declarados es el procedimiento de niveles múltiples desarrollado por Pullum en los últimos cinco años, y que aplicó empíricamente para estudiar la temporalidad de los primeros nacimientos en los Estados Unidos (Pullum, 1989b), así como las relaciones existentes entre la disponibilidad de servicios de planificación familiar y el uso de anticonceptivos en Guatemala (Pullum, 1991a). Merino (1993) hizo una tercera aplicación de este método de estimación en los sectores rurales de Colombia.<sup>1</sup> En lo que sigue, el índice *i* denota los individuos

---

<sup>1</sup> En Pullum y Merino (1994) puede encontrarse una descripción más completa del modelo en lo referente a tres niveles de agregación, que es la modalidad utilizada en el presente estudio.

que residen en los distritos  $j$ , que a su vez están incluidos en comunas denotadas  $k$ . Las variables genéricas se definen de la siguiente manera:

$Y_{ijk}$  es la variable dependiente, evaluada para la persona  $i$  en el distrito  $j$  y la comuna  $k$

$X_{ijk}$  es una variable explicativa de nivel individual

$U_{jk}$  es una variable explicativa, característica del distrito  $j$  en la comuna  $k$

$V_k$  es una variable explicativa, característica de las comunas  $k$

El procedimiento usual implicaría combinar toda esta información en un modelo de nivel individual con el siguiente formato:

$$Y_{ijk} = f(X_{ijk}; U_{jk}; V_k)$$

donde  $f$  es una función lineal de  $X_{ijk}$ ,  $U_{jk}$  y  $V_k$ .

Pullum, por el contrario, separa el rol de estas variables según los diferentes niveles de agregación. Define medias y desviaciones de las variables de la siguiente manera:

$Y_{.jk}$  es la media de  $Y_{ijk}$  en el distrito  $j$  y la comuna  $k$

$Y_{.k}$  es la media de  $Y_{ijk}$  en la comuna  $k$

$X_{.jk}$  es la media de  $X_{ijk}$  en el distrito  $j$  y la comuna  $k$

$X_{.k}$  es la media de  $X_{ijk}$  en la comuna  $k$

$U_{.k}$  es la media de  $U_{jk}$  en la comuna  $k$

$$Y_{ijk'} = Y_{ijk} - Y_{.jk}$$

$$Y_{.jk''} = Y_{.jk} - Y_{.k}$$

$$X_{ijk'} = X_{ijk} - X_{.jk}$$

$$X_{.jk''} = X_{.jk} - X_{.k}$$

$$U_{jk''} = U_{jk} - U_{.k}$$

El uso de desviaciones de las variables respecto de su promedio distrital o comunal, según corresponda, se denomina centramiento (Boyd y Iversen, 1979).

a) *División de la variación*

Para estimar la existencia de efectos contextuales, primero se calcula la variación total original de la variable dependiente, es decir, el número total de hijos de las mujeres casadas rurales, en ausencia de cualquier predictor. Esta variación total de la variable dependiente es denominada desviación inicial (Pullum, 1991a). Luego, esa variación debe ser dividida por el número de partes correspondientes a los niveles de análisis que son utilizados en el estudio. En este caso, los distritos rurales, las comunas y las mujeres individuales fueron tomados como unidades de análisis, por lo cual la división debería separar la variación en tres niveles: i) variación dentro de los distritos; ii) variación entre los distritos pero dentro de las comunas, y iii) variación entre las comunas. La partición de la variación de la variable dependiente  $Y_{ijk}$ , correspondiente a la persona  $i$  en el distrito  $j$  y en la comuna  $k$ , debería ser expresada como sigue:

$$\Sigma(Y_{ijk}-Y_{...})^2 = \Sigma(Y_{ijk}-Y_{.jk})^2 + \Sigma(Y_{.jk}-Y_{..k})^2 + \Sigma(Y_{..k}-Y_{...})^2$$

La variación total de la variable dependiente  $\Sigma(Y_{ijk}-Y_{...})^2$  es dividida en variaciones intradistritales  $\Sigma(Y_{ijk}-Y_{.jk})^2$ , variaciones interdistritales pero intracomunales  $\Sigma(Y_{.jk}-Y_{..k})^2$  y, finalmente, en variaciones intercomunales  $\Sigma(Y_{..k}-Y_{...})^2$ . Se aprecia claramente en esta ecuación que cada nivel de agregación de los datos es una parte específica del mismo modelo de niveles múltiples, que está formado por la adición de cada uno de los niveles que lo componen.

b) *El modelo macro o análisis entre distritos y entre comunas*

El análisis de nivel macro de este estudio consiste básicamente en determinar cuáles predictores pueden ser modelados como determinantes significativos de la variable dependiente  $Y$  en el nivel macro correspondiente. El modelo incorpora, en cada nivel macro, sólo predictores de ese nivel. Los predictores macro en este estudio fueron designados como los bloques de variables  $X$  (agregados de variables censales de nivel individual, del hogar y de la vivienda), los bloques de variables  $U$  (agregados de variables censales al nivel distrital) y los bloques de variables  $V$  (agregados de variables censales de nivel comunal).

Dado que la variable dependiente a explicar corresponde a las frecuencias de un evento se utilizó el modelo de regresión de Poisson, por estimárselo el procedimiento estadístico más apropiado para este tipo de

casos. Existen pruebas suficientes en distintos estudios demográficos que avalan la utilización de la regresión de Poisson para modelar la variable "número total de hijos" (véanse Pullum, 1995; Land, McCall y Nagin, 1995; Gardner, Mulvey y Shaw, 1995; Espenshade y Ye, 1994).

En la regresión de Poisson se modela el logaritmo natural de la media de una variable aleatoria con distribución de Poisson como una función lineal de variables predictoras o independientes (Liao, 1994; Agresti, 1996). Estos modelos, que utilizan métodos de máxima verosimilitud para los ajustes, se revelan mucho más apropiados que los métodos ordinarios de regresión mínimo cuadrática para el análisis de la fecundidad de las mujeres, por el simple hecho de que el número de niños es siempre un número entero no negativo. En el caso de mujeres individuales, el número de hijos es pequeño y frecuentemente cero, especialmente cuando se considera un lapso corto de tiempo de exposición al riesgo de concebir. Tanto en la regresión ordinaria como en la modelización de Poisson los valores esperados pueden ser números no enteros, porque estos valores son promedios de fecundidad, pero la regresión ordinaria puede arrojar, para algunas combinaciones de predictores, valores negativos, lo que arroja una estimación obviamente incorrecta e inaceptable de la fecundidad. La distribución de Poisson ofrece otra ventaja por sobre el método de regresión mínimo cuadrática ordinaria, a saber, que tiene una varianza igual a su media aritmética. Es muy probable que la varianza del número de niños tienda a ser más grande en grupos homogéneos que tienen una media grande, que en grupos del mismo tipo pero con medias más pequeñas. Aunque las distribuciones reales no tienen usualmente igualdad de medias y varianzas, este supuesto es mucho más verosímil que el supuesto de la regresión mínimo cuadrática, que postula que la varianza del error es constante (Pullum, 1995).

Si  $\mu$  denota el valor esperado para la variable dependiente  $Y$  con distribución de Poisson, y  $X$  expresa una variable explicativa, entonces el modelo de regresión de Poisson tiene la siguiente formulación exponencial:

$\mu = \exp(\sum \beta_k X_{ik})$ , lo que se expresa en el modelo loglineal:

$$\log \mu = \sum \beta_k X_{ik}$$

En el presente estudio de niveles múltiples, el modelo de regresión de Poisson aplicado al componente macro adoptó las siguientes especificaciones en el nivel 2 o distrital y en el nivel 3 o comunal:

i) *Regresión de Poisson interdistrital pero intracomunal*

$$\log Y_{jk} = \beta_1 X_{jk} + \beta_2 U_{jk} + u$$

donde  $\log Y_{jk}$  es el promedio distrital de hijos nacidos vivos que declararon las mujeres rurales en el censo de 1992, en escala logarítmica;  $\beta_1$  es el coeficiente que estima el efecto sobre la fecundidad interdistrital de las variables de nivel individual agregadas a ese nivel ( $X_{jk}$ );  $\beta_2$  es el término que expresa el coeficiente de las variables "integralmente" distritales ( $U_{jk}$ ). Finalmente,  $u_{jk}$  es el término que agrupa los residuos a nivel de distrito, esto es, la variación individual de cada distrito con respecto al promedio ajustado por la ecuación de regresión.

ii) *Regresión de Poisson intercomunal*

La ecuación para la estimación se simboliza como:

$$\log Y_{..k} = \beta_1 X_{..k} + \beta_2 U_{.k} + \beta_3 V_k + v_k$$

Aquí,  $\log Y_{..k}$  es el promedio comunal de niños de las mujeres rurales de la región en 1992;  $\beta_1$  es el coeficiente que mide el efecto de las variables de nivel individual, agregadas a nivel comunal ( $X_{..k}$ ) sobre el promedio comunal de hijos;  $\beta_2$  es el término correspondiente a los efectos de las variables de nivel distrital que han sido agregadas a nivel comunal ( $U_{.k}$ ) sobre la paridez comunal;  $\beta_3$  es el coeficiente utilizado para expresar los efectos de las variables propiamente comunales ( $V_k$ ) sobre el promedio de paridez comunal;  $v_k$  es el término que se utiliza para expresar el error a nivel comunal, esto es, la variación de cada comuna con respecto al promedio ajustado por la ecuación.

c) *El modelo micro o análisis intradistrital*

Este análisis adopta dos decisiones iniciales: primero, todas las variables son centradas, esto es, se expresan como desviaciones de sus medias; segundo, que éste es el único nivel donde es justificable insertar alguna interacción entre predictores micro y predictores macro. La fórmula de estimación fue:

$$\log Y_{ijk} = \beta_1 X_{ijk} + e_{ijk}$$

En esta ecuación micro,  $\log Y_{ijk}$  corresponde a la desviación de la paridez individual con respecto a la paridez distrital. El término  $\beta_1$  es

el coeficiente de  $X_{ijk}$ , variable que corresponde a la desviación entre el valor de un predictor de nivel individual con respecto al promedio distrital de ese predictor. Este coeficiente resume entonces los efectos individuales de la variable explicativa sobre la dependiente. El término  $e_{ijk}$  concentra la variación individual con respecto al promedio de las desviaciones de paridez calculadas.

#### 4. Procesamiento de los datos

El procesamiento de los datos<sup>2</sup> comenzó mediante la construcción de las bases de datos para el análisis interdistrital, intercomunal e intradistrital. El extenso y complicado proceso de combinación de bases de datos se vio facilitado por la flexibilidad y capacidad operativa del sistema SAS para estaciones de trabajo.

Posteriormente, los archivos fueron transformados al formato ASCII,<sup>3</sup> para su procesamiento definitivo con *Generalized Linear Interactive Modelling* (GLIM) y MLn (*Multilevel modelling n-level of analysis*). El software nombrado fue seleccionado principalmente por su flexibilidad para la modelización estadística, especialmente para variables cuya distribución de error es distinta de la normal (Little, 1978; Pullum, 1987; Goldstein, 1995). GLIM y MLn tienen capacidades para ajustar variables dependientes con diferentes estructuras de error. Por ejemplo, en el caso de la distribución de Poisson o de la distribución binomial, la desviación (*deviance*) corresponde al valor de la razón de verosimilitud estadística (*likelihood ratio*) para el modelo ajustado comparado con el modelo saturado, que tiene un parámetro para cada variable en el modelo (Aitkin y otros, 1989). Este solo hecho sugiere que GLIM y MLn son los paquetes estadísticos más apropiados para los modelos involucrados en este tipo de investigaciones. Para la realización del presente estudio, gran parte de estos modelos fueron estimados en el laboratorio de computación del Population Research Center (PRC) de la Universidad de Texas, debido a la inexistencia de este software en la red de computación de la Universidad de Concepción.

---

<sup>2</sup> Para ello se utilizó el Sistema de análisis estadístico (SAS) en el ambiente de estaciones de trabajo IBM/AIX Risc 6000 de la Dirección de Planificación e Informática de la Universidad de Concepción.

<sup>3</sup> Sistema normalizado de los Estados Unidos para el intercambio de información (American Standard Code for Information Interchange).



### III. RESULTADOS

Como se dijo antes, este estudio está basado en información del Censo Nacional de Población y Vivienda de 1992 correspondiente al sector rural de la Región del Biobío. Ese año, la región comprendía 49 comunas, y el sector rural considerado en este estudio abarcaba 348 distritos rurales. Las mujeres en edad fértil (de 15 a 49 años) que vivían en la región y que forman la unidad de análisis de nivel individual (nivel 1) de este estudio, llegaban a 91 327, repartidas en 66 708 hogares ubicados en 64 926 viviendas, distribuidas a su vez en los 348 distritos rurales que constituyen uno de los niveles macro de este estudio (nivel 2) los distritos están incluidos jerárquicamente en el segundo nivel macro de este estudio, esto es, en las 49 comunas (nivel 3).

Si bien los distritos rurales y las comunas son entidades político-administrativas antes que categorías sociológicas, fueron seleccionados por diversas razones en cuanto contextos sociales pertinentes. En primer lugar, porque existe una relación jerárquica espacial entre todos los niveles incluidos en este estudio: las mujeres individuales residen en los distritos, que a su vez forman parte de las comunas. Por tanto, el requisito de anidamiento jerárquico entre las unidades de análisis está claramente establecido. Segundo, en alguna medida los distritos rurales son el equivalente sociológico rural de la noción de vecindario urbano, pues, haciendo las diferencias del caso, sus habitantes comparten el criterio de proximidad espacial relativa y, por consiguiente, de ambientes físicos y sociales. Tercero, aunque la localidad rural es una entidad censal más próxima al nivel individual, resultó excesivamente atomizada por las restricciones que imponía este estudio a la unidad de análisis de nivel individual; por ejemplo, la exclusión de las mujeres solteras o nunca casadas de entre 15 y 49 años. Cada localidad rural tuvo en promedio cuatro o cinco casos con estas características, cantidad absolutamente insuficiente para hacer mediciones robustas o, en su defecto, mínimamente estables. El distrito rural, en cambio, sin ser espacialmente tan próximo, tiene la cercanía suficiente como para asegurar la exposición a servicios comunes y proporciona además un número de casos adecuado a los propósitos del estudio. La agrupación administrativa territorial de nivel local con más claro nivel sociológico es la comuna, que ha permitido muy útiles comparaciones sociodemográficas en múltiples estudios, actuales y pasados.

La información censal original estaba disponible en tres bases de datos computacionales del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), rela-

tivas a características de las viviendas, de los hogares y de los individuos. El procesamiento de los datos supuso la combinación de esos archivos originales para construir las bases de datos de nivel individual y contextual que requirió este estudio.

## **1. Datos de nivel individual**

La base de datos original de nivel individual constaba de la información censal relativa a 91 327 mujeres de 14 a 49 años, distribuidas espacialmente por provincia, comuna, distrito, localidad, número de vivienda y de hogar. Estos datos de clasificación espacial se complementan con información demográfica (edad, estado civil, hijos nacidos vivos, hijos vivos, fecha de nacimiento del último hijo nacido vivo), social (parentesco, educación, religión, etnia, residencia), ocupacional (situación laboral, tipo, régimen y establecimiento de trabajo) y de incapacidad física o mental (ceguera, sordera, mudez, parálisis, deficiencia mental).

Para formar la unidad de análisis correspondiente a los patrones de fecundidad marital de las mujeres fértiles, se excluyó del estudio, como se indicó recién, a las mujeres que se declararon solteras o nunca casadas. Debido al bajo número de casos de las categorías de incapacidad física o mental, también se excluyeron estos casos, con lo cual el número definitivo de mujeres fértiles se redujo a 55 905. En la parte superior del cuadro 1 figura un resumen de los datos estadísticos referidos a las variables de nivel individual utilizadas en el estudio.

## **2. Datos de nivel contextual**

A partir de los registros de viviendas y hogares del INE, se construyó una base de datos contextual, combinada, con las proporciones de las características de la vivienda (tipo, tenencia, alumbrado, origen y ubicación del agua, baños, ducha) y de los hogares (tipo de combustible, disponibilidad de radio, televisor, vídeo, equipo de música, lavadora, refrigerador, horno microondas, teléfono, bicicleta, automóvil) en los 348 distritos rurales existentes en las 49 comunas de la Región del Biobío.

Es importante observar que la base de datos de nivel macro o contextual permite el análisis entre distritos, porque agrega las variables de nivel hogar y de nivel vivienda existentes en los 348 distritos rurales. También permite el análisis entre comunas, porque concentra jerárquicamente la información censal original de los hogares y de las viviendas de las mujeres de las 49 comunas estudiadas. En la segunda parte del

Cuadro 1  
**ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES DE NIVEL  
INDIVIDUAL Y CONTEXTUAL DE LAS MUJERES CASADAS  
DEL SECTOR RURAL DE LA REGIÓN DEL BIOBÍO, 1992**

Variable	Definición	Media aritmética	Desviación estándar
<b>Nivel individual</b>			
Edad	Edad en años calendario	33.29	8.66
Número de hijos	Paridez total de la mujer	3.14	2.17
Antecedentes migratorios	Migración previa (0=no, 1=sí)	0.33	0.47
Educación	Años de educación	5.95	3.32
Estado civil	Casada (0=no, 1=sí)	0.96	0.20
Ocupación	Sólo trabaja en casa (0=no, 1=sí)	0.92	0.27
Religión	Es católica (0=no, sí=1)	0.67	0.47
	Es pentecostal (0=no, 1=sí)	0.28	0.45
<b>Nivel contextual</b>			
Tipo de vivienda	Porcentaje de casas	0.86	0.12
	Porcentaje de mejoras	0.14	0.12
Tenencia	Porcentaje de propietarios	0.56	0.19
	Porcentaje de casas cedidas	0.40	0.19
Alumbrado	Porcentaje con electricidad	0.37	0.26
Origen del agua	Porcentaje red pública	0.13	0.20
	Porcentaje con pozo	0.50	0.31
	Porcentaje otros tipos	0.37	0.32
Abastecimiento interno de agua	Porcentaje con agua en la vivienda	0.19	0.16
Tipo de servicio higiénico	Porcentaje con alcantarillado	0.11	0.13
	Porcentaje con pozo negro	0.89	0.13
Tipo de combustible para cocinar	Uso de leña (0=no, 1=sí)	0.86	0.15
Existencia de ducha	(0=no, 1=sí)	0.14	0.13
Radio	(0=no, 1=sí)	0.79	0.08
Televisor en blanco y negro	(0=no, 1=sí)	0.42	0.18
Televisor en color	(0=no, 1=sí)	0.11	0.13
Vídeo	(0=no, 1=sí)	0.02	0.05
Equipo de música	(0=no, 1=sí)	0.06	0.10
Lavadora	(0=no, 1=sí)	0.07	0.10
Refrigerador	(0=no, 1=sí)	0.13	0.14

**Fuente:** Elaborado por el autor, sobre la base del Censo Nacional de Población y Vivienda de 1992.

cuadro 1 se presentan las estadísticas descriptivas de la información de nivel contextual del estudio.

En las bases de datos de nivel contextual (tanto para el análisis entre distritos como para el análisis entre comunas) se agregó la variable dependiente de nivel individual del estudio, esto es, el número total de hijos vivos tenidos por las mujeres en edad fértil de la región. Obviamente, esa variable fue procesada y agregada como proporción tanto a nivel distrital como a nivel comunal.

### 3. Selección de predictores significativos

El proceso de modelización de niveles múltiples comienza con la selección de variables predictoras y el desarrollo de modelos, mediante la aplicación de las técnicas utilizadas en el análisis estadístico corriente de un solo nivel. La idea es realizar el proceso de selección de todos los predictores que son significativos en cuanto a reducir la variación de la variable dependiente en cada uno de los niveles considerados en el análisis. El procedimiento técnico habitual consiste en examinar las relaciones de orden cero entre la variable dependiente y cada uno de los predictores en los diferentes niveles considerados en el estudio.

En este caso se hizo un examen aún más exigente. Como en los últimos años las pruebas de significación estadística y los valores  $p$  que les están asociados en la inferencia estadística han presentado cada vez más problemas prácticos y resultados anómalos cuando se trata de estudios con muestras grandes (existe evidencia de que en tal caso los valores  $p$  tienden a indicar rechazo de la hipótesis nula, aun cuando el modelo nulo pareciera teóricamente más razonable que el alternativo), se ha utilizado aquí la aproximación conocida como *Bayesian Information Criteria* (BIC), del enfoque estadístico bayesiano, para la seleccionar los modelos unidimensionales. Este procedimiento, de creciente uso en sociología desde 1986, evita los problemas de influencia de los valores  $p$  por el tamaño de la muestra y permite una selección de modelos más racional en la investigación social (Raftery, 1994; Kass y Raftery, 1995).

La selección de modelos bayesiana ha sido introducida en la investigación social por Adrian Raftery, por lo que remitimos a sus escritos para un desarrollo teórico y empírico de la verificación de hipótesis en este importante paradigma estadístico (Raftery 1986, 1988, 1993, 1994). Para nuestros efectos sólo es importante establecer que la aproximación BIC es un procedimiento cuantitativo que permite estimar

el factor de Bayes mediante una simple ecuación, que se ajusta a diferentes clases específicas de variables dependientes. Para el caso general la fórmula es:

$$BIC_k = L_k^2 - df_k \log n,$$

donde  $L_k^2$  es la desviación para el modelo  $M_k$  y  $df_k$  es el número correspondiente de los grados de libertad del modelo.  $BIC_s$  es el valor BIC para el modelo saturado y es igual a 0. El modelo saturado es preferible a  $M_k$  si  $BIC_k > 0$ , caso en el cual  $M_k$  es considerado un modelo que no se ajusta bien a los datos. Cuando  $BIC_k < 0$ ,  $M_k$  es preferible al modelo saturado, y mientras más pequeño sea  $BIC_k$  (esto es, mientras más negativo), mejor es el ajuste del modelo  $M_k$ .

Cuando el modelo de comparación inicial (*baseline*) es el modelo nulo,  $M_0$ , aquel que no tiene ninguna variable independiente, entonces  $BIC_k$  es reemplazado por  $BIC'_k$ . Para los modelos de regresión lineal la formulación más conveniente de  $BIC'$ , es la siguiente:

$$BIC'_k = n \log(1-R_k^2) + p_k \log n,$$

donde  $R_k^2$  es el valor de  $R^2$  (coeficiente de determinación) para el modelo  $M_k$  y  $p_k$  es el número de variables independientes (sin incluir el intercepto). De la misma manera que en el caso general, si  $BIC'_k$  es positivo, debe preferirse el modelo nulo, lo que indica que el modelo alternativo está sobreparametrizado. Pero si  $BIC'_k$  es negativo, entonces el modelo alternativo es preferible al modelo nulo, y mientras más pequeño sea el valor del  $BIC'$  (esto es, mientras más negativo), más preferible es el modelo.

La evidencia de la significancia de una variable independiente adicional puede ser medida por:

$$BIC'_{k+1} - BIC'_k = n \log \{(1 - R_{k+1}^2)/(1 - R_k^2)\} + \log n$$

Aquí  $M_k$  está incluido jerárquicamente en  $M_{k+1}$ , que contiene una variable adicional. Para que haya evidencia en favor de la nueva variable, la ecuación anterior debería entregar un resultado negativo. En este estudio, estos criterios de evidencia son utilizados en el análisis del cuadro 5.

Como la modelización que se utilizó aquí para seleccionar variables predictoras significativas del número de hijos contrasta la variación total del modelo nulo con la de modelos que agregan sucesi-

vamente variables predictoras independientes, se debe utilizar BIC' como la aproximación bayesiana más apropiada para la selección de los modelos pertinentes.

#### 4. Predictores de nivel individual

Una excelente ilustración de la eficacia del procedimiento BIC' en la selección de modelos pertinentes está dada en la selección de los predictores de nivel individual. Cuando los predictores censales de nivel individual fueron seleccionados mediante los procedimientos usuales del análisis de datos, que consisten en utilizar los valores  $p$  de la prueba  $F$  para comparar coeficientes de determinación en modelos de regresión con diversas variables independientes, se encontró que todas las variables de nivel individual, excepto la etnia de la mujer, tenían relaciones bivariadas altamente significativas con la variable respuesta. Esto puede ser atribuido fundamentalmente a la influencia del gran tamaño de la población censal utilizada.

Cuando se aplicó el procedimiento BIC' para detectar predictores significativos, se encontró que a nivel individual la educación y la edad de la mujer fértil tenían efectos sobre el número total de hijos considerablemente superiores al detectado para las otras variables. Como puede observarse en el cuadro 2, de los siete predictores utilizados, éstas son las dos variables que alcanzan un valor de BIC' negativo más marcadamente diferente, lo que revela que ambas explican la mayoría de la variación de la variable dependiente.

Es fácil ver que, a nivel individual la edad de la mujer explica un 30.62% de la variación del número total de hijos. Sin embargo, en este estudio la edad de la mujer es usada no como un predictor sino como una variable control, para captar, al menos parcialmente, la exposición de la mujer al riesgo de concebir, en ausencia de información censal relativa a la duración del matrimonio. La educación de la mujer, medida como una variable categórica, es el predictor más relevante del modelo, porque da cuenta de una parte sustancial de la variación de la variable respuesta. Los cinco estratos de educación utilizados explican el 15.48% del total de la variación del número total de hijos tenidos por la mujer rural. En el cuadro 2 se ha utilizado como categoría educacional de referencia el estrato de las mujeres rurales sin educación formal (edu1). El segundo estrato de educación (edu2) reúne a las mujeres que declaran entre uno y tres años de escolaridad formal; el tercero (edu3), a las que declaran entre cuatro y seis años; el cuarto (edu4), a las que declaran

Cuadro 2  
SELECCIÓN DE VARIABLES DE NIVEL INDIVIDUAL  
CON EFECTOS DE ORDEN CERO SIGNIFICATIVOS  
SOBRE EL NÚMERO DE HIJOS

Variables	R <sup>2</sup>	Nº de categorías	N	BIC'
Edad	.3062	6	55905	-20 372
Educación	.1548	4	55905	-9 359
Antecedentes migratorios	.0001	1	55905	5.3
Estado civil	.0102	1	55905	-281
Ocupación	.0108	3	55905	-180
Situación ocupacional	.0038	2	55905	-174
Religión	.0034	2	55905	-83
Etnia	.0001	2	55905	16.3
Actividad	.0032	1	55905	-168

Fuente: Elaborado por el autor, sobre la base del Censo Nacional de Población y Vivienda de 1992.

entre siete y nueve años, y el quinto (edu5) a las que tienen más de 10 años de educación formal.

Sólo las variables descriptoras de los antecedentes migratorios y de la etnia de la mujer no resultaron asociadas en términos bivariados al número de hijos y fueron, por tanto, eliminadas del análisis posterior de nivel individual. El estado civil y la ocupación explican, cada uno, algo más de 1% de la variación de la variable respuesta, mientras que la religión, el tipo de ocupación y de actividad laboral demuestran relaciones aún más residuales. En resumen, dentro del conjunto de los predictores de nivel individual, sólo la edad, la educación, la ocupación, la religión y el estado civil tienen efectos estadísticos significativos sobre el número total de hijos. Ninguna otra variable, pese a obtener valores significativos en sus pruebas *F* en modelos de regresión bivariada, alcanzó valores negativos en la aproximación BIC', por lo que a nivel individual fueron desechadas de las futuras modelizaciones. Del conjunto de variables significativas expuestas en el cuadro 2 fueron eliminadas, además, la situación ocupacional y la actividad, debido a que surgen problemas de colinealidad con el tipo de ocupación. Por tanto, en la determinación del modelo óptimo de nivel individual sólo se consideraron las variables edad, educación, estado civil, tipo de ocupación y religión.

Para determinar el modelo óptimo de nivel individual se procedió a comparar los 32 modelos posibles que comprenden desde una a las cinco variables simultáneamente. El resumen de ese ejercicio puede ser examinado en el cuadro 3.

Cuadro 3  
SELECCIÓN DE MODELO ÓPTIMO A NIVEL 1 (INDIVIDUAL)

Modelos	R <sup>2</sup>	Nº de categorías	BIC'
A	.3062	6	-20 372
E	.1548	4	-9 358
V	.0052	1	-280
O	.0038	3	-180
R	.0019	2	-84
A E	.3519	10	-24 137
A E R	.3558	12	-24 453
<b>A E R O</b>	<b>.3579</b>	<b>15</b>	<b>-24 603</b>
A E R O V	.3580	16	-24 600

**Fuente:** Elaborado por el autor, sobre la base del Censo Nacional de Población y Vivienda de 1992.

**Nota:** El modelo óptimo es el que aparece en negritas. Las variables independientes son:

- A = edad de la mujer (7 categorías)
- E = educación (5 categorías)
- V = estado civil (0 = sin pareja; 1 = con pareja)
- O = ocupación (4 categorías)
- R = religión (3 categorías)

El modelo óptimo a nivel 1 comprende sólo cuatro variables: la edad, la educación, la ocupación y la religión de las mujeres. Este modelo tiene un valor BIC' de -24 603, el más alto de los 32 modelos considerados para las cinco variables seleccionadas a nivel individual. Esto significa que en este nivel y para las variables consideradas en la información censal, la paridez de las mujeres rurales es esencialmente atribuible a esas cuatro variables (edad, educación, ocupación y religión). El modelo de cuatro variables seleccionado explica el 35.8% de la variación total de la variable dependiente. Estas cuatro variables fueron las representantes del nivel 1 que se utilizaron en la modelización de niveles múltiples posterior.

## 5. Predictores contextuales

### a) *Variables a nivel de distrito*

Las variables contextuales de este estudio estuvieron mayoritariamente constituidas por las características de los hogares y de las viviendas de las mujeres fértiles encuestadas en el censo de 1992. En lo que se refiere a los hogares, el censo proporciona esencialmente información de naturaleza socioeconómica, mediante indicadores como el tipo de combustible más empleado para cocinar y la existencia de una



serie de artículos eléctricos, como radio, televisor, refrigerador, o lavadora. En cuanto a las características de la vivienda, el censo recoge datos acerca de la existencia y calidad de los servicios básicos de electricidad, agua potable, alcantarillado y eliminación de excretas. En este estudio, un paso previo al análisis de niveles múltiples consistió en la construcción de una base de datos combinada de los hogares, que incluye información sobre los servicios básicos de cada vivienda, más la disponibilidad de enseres de cada hogar. Ese archivo se agregó a nivel de los 348 distritos rurales mediante el cálculo de proporciones de cada variable en el distrito considerado. Para tales efectos se convirtió cada variable en un conjunto de indicadores (de rango 0-1), y se agregó al archivo la proporción de casos de la categoría. Esto permite la agregación de cada variable a nivel de distrito (nivel 2 de este estudio) y la inclusión de estas variables categóricas en ecuaciones de regresión. Se agregaron además a esta base de datos de nivel 2 los promedios distritales de edad, educación, antecedentes migratorios, estado civil, religión, tipo y nivel ocupacional, todas características composicionales provenientes del archivo de nivel individual. Sólo se excluyó de esta operación, destinada a medir posibles efectos contextuales, la etnia de la mujer, ya que esta variable no presenta suficiente variabilidad en la región. En el cuadro 4 se exhiben las relaciones bivariadas de cada predictor con la variable dependiente a nivel de distrito.

Como se advierte en el cuadro 4, nueve variables tienen algún efecto sobre la variable respuesta, lo cual se expresa en porcentajes relativamente importantes de explicación de su variación y en valores BIC' negativos. Obsérvese que la proporción de educación en el distrito da cuenta del 37.7% de la variación de la paridez distrital total. Su valor BIC', igual a -160.5, muestra que es con mucho una de las variables predictoras con mayores efectos independientes a nivel de distrito. Debe también prestarse atención aquí al comportamiento de la variable (promedio distrital de edades), pues mientras esta variable tiene efectos considerables a nivel individual, a nivel agregado distrital su efecto se reduce a 43.6% de la variación de la paridez marital y alcanza además el mismo valor BIC' que la anterior, lo que significa que en este nivel contextual también es la variable más importante en la magnitud del efecto de orden cero sobre la respuesta. Otros efectos importantes son el 5.3% debido al tipo de trabajo en el distrito, el 6.1% que muestra la proporción de hogares donde hay bicicleta, el 4.6% debido a la proporción de hogares con vídeo, o el 2% correspondiente al tipo de alcantarillado existente.

Cuadro 4  
SELECCIÓN DE VARIABLES DE NIVEL DISTRITAL CON EFECTOS  
SIGNIFICATIVOS DE ORDEN CERO SOBRE EL PROMEDIO  
DE PARIDEZ EN EL DISTRITO

Variable	R <sup>2</sup>	Nº de categorías	N	BIC'
<b>Edad</b>	<b>.4364</b>	<b>1</b>	<b>348</b>	<b>-164.4</b>
<b>Educación</b>	<b>.3767</b>	<b>1</b>	<b>348</b>	<b>-160.5</b>
<b>Antecedentes migratorios</b>	<b>.1350</b>	<b>1</b>	<b>348</b>	<b>-49.5</b>
Estado civil	.0111	1	348	2.0
<b>Trabajo</b>	<b>.0530</b>	<b>1</b>	<b>348</b>	<b>-1.4</b>
<b>Ocupación</b>	<b>.0510</b>	<b>1</b>	<b>348</b>	<b>-17.2</b>
Religión	.0131	1	348	7.1
Tipo de vivienda	.0016	1	348	5.3
Tenencia	.0000	1	348	5.8
Alumbrado	.0020	1	348	5.2
Abastecimiento de agua	.0065	1	348	3.6
Agua interior	.0042	1	348	4.4
Tipo de combustible para cocinar	.0131	1	348	1.3
<b>Existencia de alcantarillado</b>	<b>.0192</b>	<b>1</b>	<b>348</b>	<b>-0.9</b>
Ducha	.0013	1	348	5.4
Radio	.0167	1	348	0
Televisor en blanco y negro	.0062	1	348	4.1
Televisor en color	.0050	1	348	4.1
<b>Vídeo</b>	<b>.0456</b>	<b>1</b>	<b>348</b>	<b>-10.4</b>
<b>Equipo de música</b>	<b>.0382</b>	<b>1</b>	<b>348</b>	<b>-7.7</b>
Lavadora	.0059	1	348	3.8
Refrigerador	.0029	1	348	4.8
<b>Bicicleta</b>	<b>.0609</b>	<b>1</b>	<b>348</b>	<b>-16.0</b>

Fuente: Elaborado por el autor, sobre la base del Censo Nacional de Población y Vivienda de 1992.

Nota: Los predictores significativos son los que aparecen en negritas.

A nivel 2 ó distrital, de las nueve variables con efectos significativos de orden cero sobre la respuesta, cinco son promedios distritales de variables de nivel individual (edad, educación, antecedentes migratorios, tipo y nivel de ocupación), una corresponde a características distritales de las viviendas (tipo de alcantarillado), y tres caracterizan al hogar de la mujer en el distrito (disponibilidad de vídeo, de equipo de música y de bicicleta). Al buscar un modelo óptimo entre las cinco características agregadas desde el nivel individual, se concluyó que sólo la edad y la educación captan la totalidad de los efectos de este origen, por lo que en este nivel 2 puede prescindirse de los antecedentes migratorios o de los rasgos laborales. De las tres variables del hogar, debe eliminarse la disponibilidad de equipo de música, rasgo que es captado adecuadamente por la existencia de vídeo y de bicicleta. A nivel de vivienda, se mantuvo en el modelo la variable referida al tipo de alcantarillado.

Cuadro 5  
SELECCIÓN DEL MODELO ÓPTIMO A NIVEL 2 (DISTRITAL)

Modelos	R <sup>2</sup>	Nº de categorías	BIC'
A	.4364	6	-164.4
E	.3767	4	-160.5
C	.0192	1	-0.9
V	.0456	1	-10.4
B	.0609	1	-16.0
A E	.6356	10	-292.9
<b>A E C</b>	<b>.6784</b>	<b>11</b>	<b>-330.4</b>
A E C V	.6889	12	-336.1
A E C V B	.6976	13	-340.1

**Fuente:** Elaborado por el autor, sobre la base del Censo Nacional de Población y Vivienda de 1992.

**Nota:** El modelo óptimo es el que aparece en negritas. Las variedades independientes son:

- A = edad de la mujer (7 categorías)
- E = educación de la mujer (5 categorías)
- C = proporción distrital de viviendas con alcantarillado
- V = proporción distrital de hogares con vídeo
- B = proporción distrital de hogares con bicicleta.

El paso siguiente es establecer un modelo óptimo final a nivel 2. Esto significa examinar la posibilidad de que a partir de las cinco variables predictoras encontradas se pueda construir un modelo más acorde con el principio de parsimonia, esto es, que junto con explicar también significativamente la paridez distrital, lo haga de un modo más simple y eficiente.

Como puede observarse en el cuadro 5, donde se expresan los modelos propuestos y sus resultados, el modelo óptimo al nivel distrital incorpora sólo los efectos de tres variables: el promedio de edad, de educación y de hogares con alcantarillado. Este modelo tiene un valor BIC' de -330.4, y explica un 67.8% de la variación de la paridez marital distrital. Sin embargo, como se ve en el cuadro 5, entre los 32 modelos ajustados a nivel distrital, hay dos (uno de cinco variables y uno de cuatro) que tienen un valor BIC' inferior al seleccionado como óptimo. Por lo tanto, conviene aclarar por qué se ha preferido en este caso un modelo con mayor valor BIC'. La explicación es algo compleja. Raftery (1994) sostiene que al contrastar dos modelos jerárquicos para observar la influencia de una variable específica, deben considerarse sus diferencias en valores BIC'. Según Raftery, cuando las diferencias entre ambos modelos son de hasta cinco puntos, sólo permiten una muy leve indicación del probable efecto de la variable analizada. Cuando hay entre

5 y 10 puntos de diferencia, la evidencia es un poco más sostenible, y se llega a una evidencia concluyente de los efectos específicos de la variable analizada cuando la diferencia es de más de 10 puntos.

Estas diferencias de valores BIC' otorgan distintos grados de evidencia a la inclusión de una variable adicional. Aunque estos puntajes BIC' se utilizan para eliminar las incongruencias de los valores probabilísticos que presentan las pruebas de significación en investigaciones que utilizan muestras grandes, se puede demostrar que tales grados corresponden cercanamente a valores de probabilidad muy pequeños, lo que hace altamente probable que la decisión acerca del parámetro sea correcta (Raftery, 1994, pp. 22 a 24). En este estudio se ha utilizado el criterio más exigente como evidencia del aporte de una variable adicional. Por lo tanto, sólo se aceptaron variables adicionales que implican una diferencia superior a 10 puntos entre los valores BIC' de los modelos jerárquicos comparados.

Al interpretar el cuadro 5 en este contexto, surge como modelo óptimo aquel que incluye tres variables con un valor BIC' de -330.4 y una reducción del 67.8% de la variación de la variable dependiente. Aunque el mejor modelo desde el punto de vista del valor más pequeño de BIC' es aquel que reúne las cinco variables (BIC' = -340.1), su diferencia con el mejor modelo de cuatro variables es de sólo cuatro puntos, lo que indica que la evidencia de un efecto significativo para la quinta variable no es sustancial. En tales circunstancias y de acuerdo con el principio de parsimonia, es preferible el modelo de cuatro variables, el cual, con un valor BIC' de -336.1, explica un 68.9% de la variación de la variable dependiente. Sin embargo, al comparar el modelo de cuatro variables con aquel mejor de sólo tres variables, nuevamente se obtiene una diferencia en valores BIC' ligeramente superior a cinco puntos. La lógica de la modelización indica, por las mismas razones anteriores, que es preferible el modelo de sólo tres variables, esto es, aquel que incorpora la edad, la educación y el promedio distrital de viviendas con alcantarillado. Este modelo tiene un valor BIC' de -330.4 y explica un 67.8% de la variable respuesta. Al comparar este modelo con el mejor de dos variables se advierte que la diferencia entre ambos es de más de 30 puntos, diferencia atribuible por entero al efecto de la tercera variable (C en el modelo AEC con respecto al modelo AE). Esta diferencia es absolutamente evidente y no puede ser desechada, por lo que la decisión debe ser seleccionar el modelo AEC como óptimo.

Al seleccionar el modelo óptimo desde el mejor modelo de una variable (A), se llega a idénticos resultados. En el modelo de dos variables

(AE) el valor de BIC' disminuye a -292.8, una diferencia de más de 120 puntos con respecto al mejor modelo univariado. Al comparar con el mejor modelo de tres variables (AEC), el valor de BIC' disminuye a -330.4, esto es, más de 30 puntos con respecto al modelo bivariado. Ciertamente, el modelo de tres variables es el mejor. Al compararlo con el de cuatro términos, la disminución es de sólo cinco puntos. Esto significa que no hay evidencias sólidas de que la cuarta variable contribuya significativamente al modelo. De nuevo la conclusión es que AEC, el modelo formado por la edad, la educación y la proporción de hogares con alcantarillado, es el óptimo a nivel del distrito rural.

En conclusión, en el nivel 2 de este estudio (esto es, en los 348 distritos incluidos en las 49 comunas de la Región del Biobío), las variables que influyen significativamente sobre la paridez son los promedios de educación, de edad y de viviendas con alcantarillado.

#### b) *Variables de nivel comunal*

El segundo nivel contextual utilizado en este estudio corresponde a las comunas en que están jerárquicamente situados los distritos rurales. Las comunas constituyen, por lo tanto, el nivel 3 de esta investigación. La agregación en este nivel de las variables censales de hogares y viviendas permitió construir un archivo con 49 registros, que reúne los promedios comunales referentes a la disponibilidad de servicios básicos en la vivienda y a las dimensiones socioeconómicas representadas por la existencia de aparatos electrónicos en el hogar. La variable paridez marital comunal fue agregada al archivo como el promedio del total de hijos tenidos por las mujeres del sector rural de cada comuna, a partir de la variable de nivel individual constituida por el número total de hijos que declaró cada una de ellas en el censo analizado.

Las regresiones bivariadas entre cada predictor comunal y la respuesta en el mismo nivel permitieron constatar que ocho variables de la base de datos tienen efectos significativos sobre la variable dependiente. En el cuadro 6 se muestran los resultados del análisis de datos bivariado a nivel comunal:

Un primer hecho destacable en las relaciones de orden cero a nivel comunal consiste en que el promedio de edad no tiene aquí efectos significativos sobre la variable respuesta. Curiosamente, la edad de las mujeres no es una variable relacionada con la paridez en el nivel contextual de la comuna. No obstante, tal como en el nivel 2, la educación está también estrechamente asociada aquí a la paridez, como lo indica su valor BIC', de -27.1. El promedio comunal de educación explica

Cuadro 6  
SELECCIÓN DE VARIABLES DE NIVEL COMUNAL CON EFECTOS  
SIGNIFICATIVOS DE ORDEN CERO SOBRE EL PROMEDIO  
DE PARIDEZ EN LA COMUNA

Variable	R <sup>2</sup>	Nº de categorías	N	BIC'
Edad	.2368	6	49	10.1
<b>Educación</b>	<b>.5810</b>	<b>4</b>	<b>49</b>	<b>-27.7</b>
<b>Antecedentes migratorios</b>	<b>.1068</b>	<b>1</b>	<b>49</b>	<b>-1.6</b>
Estado civil	.0053	1	49	3.6
Trabajo	.0266	3	49	10.4
Ocupación	.0887	2	49	3.2
Religión	.0395	2	49	5.8
<b>Tipo de vivienda</b>	<b>.2388</b>	<b>1</b>	<b>49</b>	<b>-9.5</b>
Tenencia de la vivienda	.0437	1	49	1.7
<b>Alumbrado</b>	<b>.2647</b>	<b>1</b>	<b>49</b>	<b>-11.2</b>
<b>Abastecimiento de agua</b>	<b>.1544</b>	<b>1</b>	<b>49</b>	<b>-4.3</b>
<b>Ubicación del agua</b>	<b>.2462</b>	<b>1</b>	<b>49</b>	<b>-9.9</b>
<b>Tipo de combustible para cocinar</b>	<b>.0367</b>	<b>1</b>	<b>49</b>	<b>-14.1</b>
<b>Existencia de alcantarillado</b>	<b>.3115</b>	<b>1</b>	<b>49</b>	<b>-14.4</b>
<b>Ducha</b>	<b>.3826</b>	<b>1</b>	<b>49</b>	<b>-19.7</b>
Radio	.0710	1	49	0.3
<b>Televisor en blanco y negro</b>	<b>.2241</b>	<b>1</b>	<b>49</b>	<b>-8.5</b>
<b>Televisor en color</b>	<b>.3782</b>	<b>1</b>	<b>49</b>	<b>-19.4</b>
<b>Vídeo</b>	<b>.3089</b>	<b>1</b>	<b>49</b>	<b>-14.2</b>
<b>Equipo de música</b>	<b>.3647</b>	<b>1</b>	<b>49</b>	<b>-18.3</b>
<b>Lavadora</b>	<b>.3759</b>	<b>1</b>	<b>49</b>	<b>-17.8</b>
<b>Refrigerador</b>	<b>.3899</b>	<b>1</b>	<b>49</b>	<b>-20.3</b>
Bicicleta	.0154	1	49	3.1

Fuente: Elaborado por el autor, sobre la base del Censo Nacional de Población y Vivienda de 1992.

Nota: Las variables significativas están destacadas en negritas.

58.1% de la variación del promedio comunal de paridez. El examen del cuadro 6 revela efectos provenientes de 15 variables. Sólo dos variables agregadas a nivel comunal a partir de las características individuales resultaron significativas: la educación y el promedio de personas con antecedentes migratorios. Siete de las ocho variables de nivel vivienda resultaron significativas en el nivel 3, en el cual sólo la variable tenencia de la vivienda no guarda relación con la paridez comunal. Otras seis características del hogar resultaron predictores independientes significativos de la paridez en el análisis inicial al nivel de comuna. Los promedios de televisores en la comuna, de vídeos, de equipos de

música, de lavadoras y de refrigeradores explican, cada uno, entre 30.9% y 38.9% de la variación del resultado, con valores BIC' altamente significativos, ubicados entre -8.5 y -20.3. Esto significa que a nivel comunal las relaciones bivariadas indican la existencia de varios efectos importantes sobre la paridez, mientras que en el nivel 2, o distrital, sólo se detectaron efectos de la edad, la educación y de la existencia de alcantarillado.

Al modelar los efectos combinados y simultáneos de los predictores comunales que tienen relaciones significativas con la variable dependiente, y en la perspectiva de encontrar un modelo óptimo que explique los efectos sobre la paridez comunal detectados en el trabajo, en un primer paso se procedió a determinar la colinealidad de los predictores importantes a nivel de hogar. La matriz de intercorrelaciones de estos predictores reveló la existencia de una elevada correlación entre ellos, por lo que se estimó pertinente eliminar las variables representadas por la proporción de vídeos, de equipos de música, de televisores y lavadoras, y mantener en el modelo sólo la variable restante, esto es, la proporción de refrigeradores, dado que ésta capta por sí sola casi todos los efectos detectados para las variables eliminadas. En el caso de las variables descriptivas de servicios básicos de la vivienda, se determinó, por las mismas razones, que las variables que mejor captaban los efectos de las otras eran la proporción de tipos de vivienda, la proporción de viviendas con electricidad y la proporción de casas con ducha interna, por lo que estas variables se dejaron en el modelo, al tiempo que fueron excluidos de él, por multicolineales, el promedio comunal de casas con alcantarillado y el promedio comunal de casas que usan gas como combustible principal. En resumen, las variables que captan los efectos del contexto comunal sobre la paridez en el nivel 3 resultaron ser: los promedios comunales de educación, de movilidad, de casas con luz, con ducha y con refrigerador.

El siguiente paso de la modelización implicó estimar ecuaciones de regresión entre los predictores comunales que mejor se ajustaban a la explicación de la paridez agregada a este nivel. El propósito era seleccionar el modelo óptimo en el nivel 3, que explica con más parsimonia la variable respuesta del estudio. En el cuadro 7 se muestra el proceso de selección, basado en aproximaciones al factor de Bayes mediante el uso de BIC'.

El modelo óptimo en el nivel 3 es aquel que comprende sólo los efectos de la variable constituida por el promedio de educación a nivel comunal, cuyo valor BIC' (-27) es el más bajo de todos los modelos

Cuadro 7  
SELECCIÓN DE MODELO ÓPTIMO FINAL  
A NIVEL 3 (COMUNAL)

Modelos	R <sup>2</sup>	P	BIC'
<b>E</b>	<b>.5810</b>	<b>4</b>	<b>-27</b>
M	.1068	1	-2
C	.2388	1	-10
L	.2647	1	-11
D	.3826	1	-20
R	.3899	1	-20
E R	.6141	5	-27
E R L	.6212	6	-24
E R L M	.6246	7	-21
E R L M C	.6284	8	-17
E R L M C D	.6285	9	-14

**Fuente:** Elaborado por el autor, sobre la base del Censo Nacional de Población y Vivienda de 1992.

**Nota:** El modelo óptimo es el que aparece en negritas. Las variables independientes son las siguientes:

- E = promedios comunales de educación (5 categorías)
- M = promedio comunal de personas migrantes (1 = sí; 0 = no)
- C = promedios comunales de tipos de vivienda (1 = casa; 0 = otros)
- L = promedio comunal de viviendas con electricidad
- D = promedio comunal de viviendas con ducha
- R = promedio comunal de viviendas con refrigerador

comparados, incluso, por supuesto, de aquel que reúne simultáneamente todas las variables con efectos independientes de orden cero. Este último tiene un valor BIC' igual a -14, lo que está señalando un mal ajuste en comparación con el modelo que abarca sólo la educación. De los modelos con dos variables, el mejor es aquel que reúne simultáneamente la educación y la existencia de refrigeradores. Su valor es de -27 en la aproximación BIC', el mismo que el del modelo que sólo comprende la educación, a pesar de la introducción de la variable adicional representada por la presencia de refrigeradores. Esto significa que el modelo que incorpora sólo la educación es preferible al de dos variables, en virtud del principio de parsimonia: a igualdad de valores, debe preferirse aquel modelo cuya ecuación tenga menos términos y que, por tanto, sea más simple y de más fácil interpretación.

En resumen, en el nivel 3 sólo es significativa la variable proporción comunal de los distintos grupos educacionales. Se agregará también aquí el promedio de edad, a pesar de su no significación estadística en este nivel, con el propósito de mantener su función como variable control, en ausencia de otras variables que midan la exposición de las mujeres al riesgo de concebir.



#### IV. REGRESIÓN DE POISSON DE NIVELES MÚLTIPLES DE LA FECUNDIDAD MARITAL

El análisis de niveles múltiples comienza por determinar qué proporción de la variación de la variable dependiente de nivel individual puede ser explicada por cada uno de los niveles agregados que la investigación establece. En este caso se trata de establecer qué proporción de la variación de la variable número total de hijos obedece a la residencia de las madres en distritos (nivel 2) y comunas (nivel 3) específicos. Ciertamente, si toda la variación fuese explicable sólo a nivel individual, no existiría justificación para realizar un análisis de niveles múltiples. En el contexto de los modelos lineales generalizados, la medida utilizada para establecer la dispersión alrededor de valores esperados se denomina desviación. En general, la desviación es -2 veces el logaritmo natural de la función de máxima verosimilitud (McCullagh y Nelder, 1983). Cuando los valores esperados corresponden a la media aritmética global, sin ningún predictor en el modelo, la desviación se llama desviación inicial. Para variables dependientes continuas, la desviación inicial es igual a la suma de las desviaciones cuadráticas con respecto a la media general. En el caso de una distribución de Poisson, como la variable dependiente de este estudio, la desviación es igual a:

$$S = \sum w_i \left\{ y_i \log \frac{y_i}{\mu_i} (y_i - \mu_i) \right\}$$

En esta fórmula,  $S$  es la desviación de la distribución de Poisson;  $w_i$  es la frecuencia o número de veces con que se repite cada valor de la variable empírica  $y_i$  con distribución de Poisson, y  $\mu_i$  es la media estimada de la distribución. La fórmula de la desviación  $S$ , en el caso de una variable con distribución de Poisson, equivale a la desviación de errores cuadráticos en torno a la media de las variables con distribución normal/gaussiana (Gilchrist y Green, 1993).

En el cuadro 8 se muestran las desviaciones para los modelos de niveles múltiples que se han utilizado en esta investigación. En la columna final aparece la desviación total para la variable dependiente, y en las tres primeras columnas se muestra cómo la desviación total se divide entre aquella que es explicable a nivel individual (desviación intradistrital) y aquella que es explicable a nivel macro o contextual (desviación entre distritos y desviación entre comunas).

Cuadro 8  
**DESVIACIÓN EN NÚMERO TOTAL DE HIJOS DE LAS MUJERES  
 FÉRTILES DE LA REGIÓN DEL BIOBÍO: DIVISIÓN  
 INTRADISTRITAL, INTERDISTRITAL  
 E INTERCOMUNAL**

Modelos	Desviación intradistrital (nivel 1)		Desviación intradistrital (nivel 2)		Desviación intradistrital (nivel 3)		Desvia- ción total
Variación total	81 178		821.84		661.00		82 661
	(98.2%)		(0.8%)		(1.0%)		(100%)
Grados de libertad (gl)	55 904		347		48		55 904
<b>Desviación univariada debida a:</b>							
1) Edad	26 613	6 gl	104.90	6 gl	155.24	6 gl	26 873
2) Educación	12 161	4 gl	291.00	4 gl	328.42	4 gl	12 780
3) Alcantarillado			76.80	1 gl			
4) Ocupación	322.6	3 gl					
5) Religión	151.7	2 gl					
<b>Desviación total del modelo óptimo final:</b>							
	30 301.04	15 gl	344.9	11 gl	382.8	10 gl	31 028
<b>R<sup>2</sup> debidos a modelos univariados de:</b>							
Edad	32.8%		12.8%		23.5%		32.5%
Educación	15.0%		35.4%		50.0%		15.5%
Alcantarillado			9.3%				
Ocupación	0.4%						
Religión	0.2%						
<b>R<sup>2</sup> del modelo óptimo final:</b>							
	37.3%		41.9%		57.9%		37.5%

Fuente: Elaborado por el autor, sobre la base del Censo Nacional de Población y Vivienda de 1992.

En la primera hilera del cuadro 8 se ofrecía que del total de variación de la variable dependiente, un 98% es explicable a nivel individual. Un 2% debe ser atribuido a la existencia de factores contextuales de nivel distrital y comunal. Aunque la proporción de efectos contextuales parece bastante pequeña, es estadísticamente significativa en ambos niveles macro. El 2% de variación de la paridez marital que es explicable en términos contextuales equivale a 821.84 puntos, que corresponden a la variación de la paridez entre distritos, y a 661 puntos, que corresponden

a la variación de la variable dependiente entre comunas. Las características de nivel 2 (348 distritos rurales) explican 1% de la variación total de la paridez marital, mientras que los segmentos de nivel 3 (49 comunas) explican el otro 0.8% de la variación contextual de la paridez marital total. El resto de la variación de la variable dependiente es atribuible sólo a características de nivel individual (nivel 1).

No es sorprendente que la magnitud de los efectos contextuales detectados en este estudio sea bastante reducida. En la literatura internacional hay muchos ejemplos de estudios empíricos, de distinto nivel, en que los efectos contextuales no suelen pasar del 10% de la variación total. Debe considerarse, además, que las agrupaciones contextuales utilizadas en el presente estudio, distritos rurales y comunas, son de carácter principalmente administrativo territorial, más que sociológico o cultural, por lo que podrían no ser las más apropiadas para captar las diferencias grupales de fecundidad.

Sin embargo, el 2% de efectos contextuales detectado es sumamente significativo desde el punto de vista estadístico, por lo que cabe concluir que corresponde a diferencias realmente existentes y merecedoras de un examen detenido. Como se puede observar en el cuadro 8, en que se sintetizan las modelizaciones de niveles múltiples, sólo las variables edad y educación resultaron significativas en los distintos niveles del estudio. Sin embargo, como se ha dicho antes, la variable edad se utiliza aquí como una variable control de la exposición de la mujer al riesgo de concebir, en ausencia de datos censales acerca de la duración marital o de la unión conyugal pertinente. Por lo tanto, el único predictor con efectos significativos en todos los niveles es la educación de la mujer fértil. Este hecho es destacable, porque estamos en una situación en que la misma variable presenta simultáneamente efectos significativos en el nivel individual y en los dos niveles contextuales modelados. Esto implica que la variable tuvo efectos significativos simultáneos e independientes a nivel individual, distrital y comunal, como se analizará en las páginas siguientes.

### **1. Variación de la fecundidad intradistrital o de nivel individual (nivel 1)**

Éste es el nivel de investigación habitual, en que las características de los individuos son utilizadas para explicar respuestas individuales. En este caso, la respuesta individual es el número total de hijos declarado por las mujeres fértiles no solteras que en 1992 vivían en la Región del

Biobío. Los predictores finales que se mostraron como significativos en la modelización fueron la variable control representada por la edad de la mujer (siete cohortes); la educación de la mujer —utilizada como variable categórica con cinco estratos (sin educación, con educación básica incompleta, con educación básica completa, con educación secundaria incompleta, y al menos con educación secundaria completa); la ocupación de la mujer rural —que fue clasificada en cuatro categorías (dueñas de casa, trabajo en empleos remunerados, sin trabajo permanente y dependientes)—, y, finalmente, la religión, que fue categorizada en tres estratos (católica, evangélica y otras).

La edad resultó ser el factor que más variación de la variable dependiente explica en el nivel 1. La desviación causada por la edad fue de 26 613 puntos, lo que significa que la edad por sí sola explica 32.8% de la paridez marital en este nivel. En forma independiente, la educación reduce 12 161 puntos en paridez, lo que quiere decir que explica 15% de la variación de la variable dependiente. En este aspecto, es destacable que cuando la variable educación es agregada al modelo univariado de edad, la variación se reduce en 3 235 puntos adicionales, a un costo de 4 grados de libertad, lo que implica que en el nivel 1 el efecto neto de la educación es en términos reales de 4%. La ocupación da cuenta de otros 322.6 puntos de desviación, mientras que la religión agregó 151.7 puntos más de reducción, lo que en términos relativos significa 0.4% y 0.2% del total de la variación de la variable respuesta. Cuando todas las variables fueron modeladas conjuntamente, la desviación del modelo óptimo final fue de 30 301 puntos, lo que implica que todas las variables en su conjunto explican 37.3% de la variación individual de la paridez marital.

## **2. Variación de fecundidad entre distritos rurales (nivel 2)**

En el nivel 2 de nuestra ecuación de niveles múltiples se modela el promedio de paridez total de los 348 distritos rurales como función de predictores exclusivamente de nivel 2 o distritales. Sin embargo, lo interesante de esta modelización de niveles múltiples es que los 348 distritos rurales están dentro de las 49 comunas, de modo que la variación de fecundidad que es estrictamente explicable a nivel de distrito debe por tanto modelarse como una parte diferente e independiente de aquella que es explicable en el nivel 3 o comunal. Para tales efectos, las variables a modelar son la edad, la educación, y el promedio de viviendas con

alcantarillado, que fueron las únicas variables pertinentes para explicar la paridez a nivel distrital. Pero la modelización no es simplemente de los promedios distritales de las variables, sino que abarca también las diferencias entre los respectivos promedios distritales y comunales, a fin de captar eficientemente en el modelo la parte que, en forma independiente de la comuna, debe ser atribuida estrictamente al distrito. La estimación estadística implicó entonces el ajuste de términos tales como  $ddedu2$ , variable centrada que expresa la diferencia entre el porcentaje de mujeres en el distrito con educación primaria incompleta y el promedio comunal de las mujeres con igual característica, esto es,  $ddedu2 = medu2 - mmedu2$ .

Este término ha sido denominado variación interdistrital pero intracomunal, para denotar la idea de que es una variación atribuible exclusivamente a los distritos, aunque considerando el hecho de que éstos forman parte de la jerarquía superior constituida por las comunas.

En el cuadro 8 puede observarse que el distrito explica 821.8 de los 81 661 puntos de la variación de la variable dependiente. Aunque esta magnitud no es muy grande, los 821.8 puntos de desviación atribuibles a los 347 grados de libertad rechazan la hipótesis nula de no existencia de efectos contextuales provenientes del distrito sobre la paridez de las mujeres rurales. De esa manera, los 821.8 puntos constituyen el máximo de variación que es posible explicar por medio de variables de nivel 2 o distritales. Según la selección de predictores enunciada en el cuadro 4, sólo los promedios de edad, de educación y de viviendas con alcantarillado, a nivel de distrito, reducen significativamente parte de esa variación total del nivel 2.

La modelización efectuada indica que a nivel distrital la variable más importante es el promedio de educación, que por sí sola explica 291.04 puntos, esto es, 35.4% de la variación de la paridez distrital. La edad reduce 104.9 puntos, con lo cual explica 12.8% de la variación de la variable dependiente en el nivel 2. Como se advierte, la educación es a nivel distrital casi tres veces más importante que el promedio de edad como predictor de la paridez. Cuando la variable edad es agregada al modelo de educación en el nivel 2, la explicación es de 45.2 puntos más, con una pérdida de 6 grados de libertad, lo que indica que el aporte de la edad al modelo es estadísticamente significativo. Ambas variables dan cuenta de 40.9% de la variación de la paridez a nivel distrital. El promedio de viviendas con alcantarillado agrega 1% de explicación de la variación en el modelo. Al agregar esta tercera variable al modelo de efectos distritales, se reduce 8.7 puntos más la desviación, con pérdida

de un grado de libertad, lo que es sumamente significativo y revela que el promedio de viviendas con alcantarillado es una variable contextual que debe ser agregada al modelo.

### **3. Variación de la paridez entre comunas (nivel 3)**

La variación entre comunas, que en este estudio corresponde al nivel 3, modela la variación de la paridez promedio de las 49 comunas en términos de los predictores detectados como significativos en la etapa de selección. Las comunas explican 661 puntos de la variación de la variable dependiente, lo que corresponde a poco menos de 1% del total de la variación de la respuesta. Para los 48 grados de libertad envueltos, esta cantidad es muy significativa e implica que existe una porción de la variable respuesta que debe ser explicada por variables de nivel comunal.

En forma más pronunciada que en el nivel 2 o distrital, la variable promedio comunal de educación resultó el predictor más importante en el nivel 3, pues explica 50% de la variación de la paridez entre comunas. La edad contribuye en este nivel a explicar otro 23.5% de esa varianza. Sin embargo, el modelo aditivo de educación y edad explica 57.9%, dando cuenta así de 382.8 puntos de los 661 totales, lo que implica que la adición de la edad al modelo que abarca sólo la educación explica 54.4 puntos más de desviación, a un costo de 6 grados de libertad. En consecuencia, se justifica la incorporación de la variable edad como control en el modelo final de efectos comunales.

### **4. Efectos sobre la paridez detectados por la modelización de niveles múltiples**

En esta sección se describen los efectos sobre la paridez provenientes de los predictores significativos seleccionados por el modelo de niveles múltiples utilizado en cada nivel de agregación, predictores que fueron sintetizados en el cuadro 8.

Lo que se pretende aquí es destacar principalmente los hallazgos referidos a las consecuencias contextuales de la paridez, más que profundizar en los modelos explicativos a nivel individual. La razón es simple: tal es el tema de nuestra investigación, y si bien hay décadas de fructífera investigación en lo referente al nivel individual, en la investigación contextual todo está aún en una etapa inicial.

Cuadro 9  
COEFICIENTE DE REGRESIÓN DE POISSON Y VALORES  $t$   
PARA EL MODELO DE NÚMERO TOTAL DE HIJOS  
DE MUJERES FÉRTILES DE LA REGIÓN DEL  
BIOBÍO A NIVEL INDIVIDUAL

Variables	Coefficientes	Error estándar	Razón $t$
Intercepto	-0.093	0.003	-31.0
dedad2	0.278	0.021	13.2
dedad3	0.606	0.019	31.9
dedad4	0.887	0.019	46.7
dedad5	1.074	0.019	56.5
dedad6	1.208	0.019	63.6
dedad7	1.344	0.019	70.7
dedu2	-0.078	0.009	-8.7
dedu3	-0.180	0.007	-25.7
dedu4	-0.308	0.009	-34.2
dedu5	-0.494	0.011	-44.9
dcatol	-0.140	0.011	-12.7
devang	-0.058	0.012	-4.8
dtrabaj	-0.126	0.012	-10.5
dsintrab	-0.228	0.045	-5.1
dmdep	-0.051	0.019	-2.7

**Fuente:** Elaborado por el autor, sobre la base del Censo Nacional de Población y Vivienda de 1992.

Las variables edad, educación, religión y ocupación en el modelo intradistrital o de nivel individual han sido previamente centradas, esto es, utilizadas como diferencias individuales con respecto a sus medias distritales. Esto se expresó en la modelización utilizando, en el caso de edad, por ejemplo, los términos en la siguiente forma:  $\text{edad2} = \text{edad} - \text{medad}$ . Los efectos de las variables significativas a nivel 1 o individual se observan en el cuadro 9.

Se estableció previamente que la variable edad fue incorporada en el modelo de niveles múltiples para captar los efectos de la exposición al riesgo de concebir de la mujer en ausencia de predictores asociados a la duración de la unión conyugal. En este sentido, es una variable control que se incluye en los modelos para ajustar los efectos de los restantes predictores individuales significativos.

Al interpretar los coeficientes de los modelos de regresión utilizados en esta sección, es conveniente hacer explícito su significado en los modelos de Poisson aquí ajustados. Cuando  $\beta_1$  es el coeficiente de una variable indicador (0/1), por ejemplo, la exponenciación de este coeficiente  $\exp[\beta_1]$  es el cambio proporcional en el número total de niños de la mujer cuando el valor de la variable cambia de 0 a 1, man-

teniendo constante todas las demás variables del modelo. En el modelo que se presenta en el cuadro 9, el coeficiente estimado de  $\text{dedu2}$  es  $-0.078$ , y de  $\exp[-0.078]=0.92$ . Por tanto, debemos concluir que las mujeres con educación primaria incompleta tienen en promedio 8% menos hijos que las mujeres sin educación, manteniendo la edad y los otros predictores de la ecuación constantes.

Como se muestra en el cuadro 9 los efectos individuales de la educación manteniendo constante la edad de las mujeres indican que el número de hijos de las mujeres se reduce significativamente a medida que aumenta el nivel educacional. La exponenciación de los coeficientes de regresión de Poisson indicados en el cuadro 9 deja ver, como se dijo recién, que las mujeres con educación primaria incompleta tienen 8% menos hijos que las mujeres sin educación. Esta reducción es de 17% para las mujeres con educación primaria completa; de 27% para las mujeres con alguna educación secundaria, y de 49% para las mujeres con al menos educación secundaria completa. Como indican los valores  $t$  de Student para cada coeficiente de Poisson de educación en el cuadro 9, esta reducción proporcional es significativa en cada estrato de educación. En conclusión, en el nivel 1 o individual, la educación tiene efectos claramente negativos sobre el número total de hijos de las mujeres rurales de la Región del Biobío.

La religión y la ocupación de la mujer también tienen efectos netos significativos a nivel individual. Mientras las mujeres pentecostales tienen 6% menos hijos que las mujeres protestantes y no creyentes, que constituyen la categoría de referencia, las católicas, en promedio, tienen 13% menos hijos que las de la categoría de referencia. En el caso de la ocupación, las mujeres sin trabajo tienen la menor tasa de fecundidad, con 20% de hijos menos que las mujeres dueñas de casa, que han sido tomadas aquí como categoría de referencia. Las mujeres con trabajo remunerado fuera del hogar tienen una fecundidad 12% menor que las dueñas de casa, mientras que las dependientes sólo tienen 6% de hijos menos que el estrato de referencia. Es claramente observable que la mayor educación, la religión católica y la cesantía son factores que reducen la fecundidad de las mujeres rurales en el nivel 1 o individual.

Al examinar los efectos de las variables predictoras significativas en el modelo conjunto con la variable control edad (véase el cuadro 10), puede observarse que los efectos contextuales de la educación van en similar dirección que los encontrados a nivel individual a partir del grupo con educación primaria completa ( $\text{ddedu3}$ ).

El efecto neto que tiene el promedio de educación a nivel distrital se observa con bastante claridad en el cuadro 10. No se observan



Cuadro 10  
**COEFICIENTES DE REGRESIÓN DE POISSON Y VALORES *t***  
**PARA EL MODELO DE PARIDEZ TOTAL DE LAS**  
**MUJERES RURALES EN EL NIVEL DISTRITAL**

Variables	Coefficientes	Error estándar	Valor <i>t</i>
Intercepto	-0.001	0.0023	-0.43
ddedad2	-0.401	0.1668	-2.81
ddedad3	-0.477	0.1645	-2.90
ddedad4	-0.269	0.1593	-1.69
ddedad5	-0.158	0.1530	-1.03
ddedad6	-0.043	0.1677	-0.25
ddedad7	-0.088	0.1716	-0.51
ddedu2	0.094	0.1117	0.84
ddedu3	-0.383	0.0622	-6.15
ddedu4	-0.403	0.0617	-6.53
ddedu5	-0.920	0.0841	-10.94
ddalcant	0.163	0.0555	2.94

**Fuente:** Elaborado por el autor, sobre la base del Censo Nacional de Población y Vivienda de 1992.

diferencias significativas en la proporción de paridez que revelan las personas con educación primaria incompleta (ddedu2) y las personas sin educación (categoría de referencia en el modelo). Sin embargo, a partir de la categoría de las personas con educación primaria completa (ddedu3), puede observarse un efecto muy nítido sobre la paridez. El promedio de hijos de las personas con educación primaria completa es 33% inferior al promedio encontrado en las personas sin educación. El mismo porcentaje de reducción de la paridez promedio se da en las personas con educación secundaria incompleta (ddedu4). Sin embargo, el promedio de hijos de las personas en el distrito con al menos educación secundaria completa es 60% menor que el que muestran las personas sin educación.

El promedio de viviendas con alcantarillado en el distrito tiene un efecto positivo sobre la paridez distrital, lo que resulta muy diferente al sentido de la relación de orden cero, en que se había constatado una relación inversa entre esa característica y la paridez. Es probable que exista algún tipo de interacción estadística, no detectada, entre las variables alcantarillado y educación, lo que hace poco estable este efecto independiente.

Lo más importante de este hallazgo es que la educación tiene, simultáneamente, efectos individuales y contextuales sobre la paridez. Mejor dicho, la variable educación capta, a nivel distrital, una parte de la variación de la variable paridez de la mujer que no es atribuible al

Cuadro 11  
**COEFICIENTES DE REGRESIÓN DE POISSON Y VALORES *t***  
**PARA EL MODELO DE PARIDEZ TOTAL DE LAS**  
**MUJERES RURALES A NIVEL COMUNAL**

Variables	Coefficientes	Error estándar	Valor <i>t</i>
Intercepto	3.770	0.3073	12.3
mmedad2	-2.221	0.3886	-5.7
mmedad3	-2.144	0.3653	-5.9
mmedad4	-2.326	0.3677	-6.3
mmedad5	-2.125	0.3713	-5.7
mmedad6	-2.776	0.4167	-6.7
mmedad7	-1.500	0.3283	-4.6
mmedu2	-0.288	0.1965	-1.7
mmedu3	-0.577	0.1011	-5.7
mmedu4	-0.411	0.1023	-4.0
mmedu5	-1.208	0.1047	-11.5

**Fuente:** Elaborado por el autor, sobre la base del Censo Nacional de Población y Vivienda de 1992.

nivel individual. Éste es un efecto contextual propiamente tal, porque es una característica del distrito en cuanto agregado social, diferente a la característica individual expresada en la variable educación de cada mujer rural. Es importante destacar que, debido al uso de centramiento en ambos casos, no existe colinealidad entre la variable educación a nivel individual y la misma variable a nivel distrital.

En el cuadro 11 pueden observarse los coeficientes de regresión de Poisson a nivel comunal, en el modelo final de los efectos sobre la paridez provenientes del contexto comunal.

En el cuadro 11 se muestran los efectos comunales de los promedios de educación sobre los promedios de paridez, controlando por edad de las mujeres. Tampoco en el nivel comunal existen diferencias significativas entre el promedio de hijos de las mujeres con educación primaria incompleta y el de las mujeres sin educación, que forman el grupo de referencia. En cambio, las mujeres con educación primaria completa tienen en promedio 44% menos hijos que el grupo sin educación. Las mujeres con educación secundaria incompleta tienen sólo la tercera parte del promedio de hijos del grupo no educado. Finalmente, el grupo más educado en el nivel comunal reduce su número de hijos en 70% con respecto al grupo de mujeres sin educación. Como puede observarse, el efecto contextual de la educación en el nivel 3 es del mismo tipo que el observado en el nivel 2: a mayor promedio de educación comunal, menor es el número total de hijos.

## CONCLUSIONES

El hallazgo principal de este estudio consistió en demostrar que la paridez en la Región del Biobío puede ser explicada mediante predictores que actúan a diferentes niveles. La organización jerárquica de la información censal permitió utilizar un modelo formado por tres niveles de análisis: 55 905 mujeres en edad fértil (nivel 1 o individual), que viven en 348 distritos rurales (nivel 2 o distrital), incluidos territorialmente en 49 comunas (nivel 3 o comunal).

Los datos del último Censo Nacional de Población y Vivienda, realizado en 1992, permitieron disponer de un conjunto de predictores de nivel individual para el número total de hijos declarados por las mujeres no solteras de la Región del Biobío. A estos predictores se agregaron datos censales referidos a la vivienda de las encuestadas y a algunas características socioeconómicas de sus hogares. Mediante el uso del Sistema de análisis estadístico (SAS) para la exploración de los archivos censales, de MLn para la organización en niveles múltiples de los archivos, y de Generalized Linear Interactive Modelling (GLIM) para la modelización final de los datos, se pudo determinar que la variación de la variable respuesta del estudio, el número total de hijos de las mujeres en edad fértil, puede ser explicada directamente, al menos en un 2%, mediante características descriptoras del contexto social en que viven las mujeres analizadas.

Aunque un 2% de explicación mediante factores contextuales puede parecer una proporción no importante, se debe subrayar que es una proporción estadísticamente significativa y constituye una porción de variación irreductible a la mera existencia de diferencias individuales. Tal porcentaje, que es explicable sólo en función de las diferencias de contexto social que rodean a la mujer rural, permite a la vez distinguir entre distritos y entre comunas. En la parte explicable a nivel de distrito se encontró que los promedios de educación y el promedio de viviendas con alcantarillado tienen efectos netos de la edad sobre la fecundidad. Los efectos de la educación son claramente inversos, lo cual significa que mientras mayor sea el grado de educación, menor será la fecundidad distrital. El promedio de viviendas con alcantarillado tiene efectos menos claros. Su relación bivariada con la paridez es negativa, mientras que su participación en el modelo final, aunque significativa, parece ocultar un efecto interactivo que no se intentó precisar en aras de la simplicidad de la interpretación.

A nivel comunal, sólo la educación tiene efectos contextuales sobre la paridez. Estos efectos son negativos y netos, variable que fue incluida debido a la necesidad de disponer en el modelo de una variable que permitiera captar la incidencia de la exposición al riesgo de concebir, en ausencia de datos censales relativos a la duración de la unión conyugal.

En resumen, merced a la naturaleza del modelo de estimación de efectos contextuales utilizado en el presente estudio, se logró determinar que sobre la paridez de la mujer fértil rural operan simultáneamente variables de nivel individual y de nivel contextual. Esta última dimensión fue obtenida mediante la utilización de dos niveles, el distrital y el comunal, que demostraron efectos significativos, independientes y simultáneos sobre la variable respuesta del estudio. Digno de la mayor atención resultó el hallazgo de que la educación fue el predictor simultáneo más significativo en los tres niveles del estudio. Esto demuestra que el uso exclusivo de esta variable a nivel individual, como se hace en la mayoría de las investigaciones tradicionales de un solo nivel, no capta la influencia de los factores educacionales que operan simultáneamente también en otros niveles superiores de agregación (en nuestro caso, el nivel distrital y el nivel comunal).

La utilización de variables centradas en el procedimiento de estimación estadística del método de niveles múltiples aseguró la inexistencia de colinealidad entre las mediciones de educación en los diferentes niveles, por lo que la detección de efectos significativos en los distintos contextos significa simplemente que la educación es un factor explicativo de la fecundidad en cada uno de los distintos niveles de agregación considerados. Al interpretar estos efectos se debería establecer que a mayor educación individual de las mujeres y a mayor grado de educación en el distrito rural y en la comuna, menor tiende a ser el número de hijos. En otras palabras, si las mujeres de más educación tienden a preferir un número reducido de hijos, tal efecto se acrecienta cuando viven además en una localidad en que están rodeadas de otras personas con alta educación, pues ese ambiente normativo tiene un peso extra que incidirá en una reducción aún más acentuada del número de hijos. Éste es el principal hallazgo del presente estudio, que ratifica que el análisis de niveles múltiples es una técnica promisoría, que será de gran provecho en la investigación de los efectos contextuales en las ciencias sociales en los próximos años.

## BIBLIOGRAFÍA

- Agresti, Alan (1996), *An Introduction to Categorical Data Analysis*, Nueva York, John Wiley & Sons, Inc.
- Aitkin, Murray y otros (1989), *Statistical Modelling in GLIM*, Nueva York, Oxford University Press.
- Bilsborrow, Richard E. y David K. Guilkey (1987), "Community and Institutional Influence on Fertility: Analytical Issues", Population and Labor Policies Programme Working Paper, N° 157, Ginebra, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- Bilsborrow, Richard E. (1985), "Collecting community-level data for fertility analysis", *The Collection and Analysis of Community Data*, John Casterline (comp.), Voorburg, Países Bajos, Instituto Internacional de Estadística.
- Billy, John O.G. y otros (1989), *Final Report: Effects of Contextual Effects on Fertility Regulation and Fertility in the United States*, Seattle, Battelle Human Affairs Research Center, Universidad de Washington.
- Blalock, Hubert Jr. (1984), "Contextual-effects models: theoretical and methodological issues", *Annual Review of Sociology*, vol. 10.
- (1983), "Cross-level analyses", *The Collection and Analysis of Community Data*, John B. Casterline (comp.), Voorburg, Países Bajos, Instituto Internacional de Estadística.
- Boyd, Lawrence H. Jr. y Gudmund Iversen (1979), *Contextual Analysis: Concepts and Statistical Techniques*, Belmont, California, Wadsworth.
- Bryk, A.S. y S.W. Raudenbush (1988), *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Sage Publications.
- Casterline, John B. (comp) (1985), *The Collection and Analysis of Community Data*, Voorburg, Países Bajos, Instituto Internacional de Estadística.
- Chayovan, Napaporn B. (1982), "A Contextual Analysis of Demographic Phenomena in Rural Thailand", tesis para optar al grado de Ph.D., Departamento de Sociología, Universidad de Michigan.
- Entwisle, Barbara y otros (1986), "The multilevel dependence of contraceptive use on socioeconomic development and family planning program strength", *Demography*, N° 23.
- Espenshade, Thomas J. y Wenzhen Ye (1994), "Differential fertility within and ethnic minority: the effect of trying harder among Chinese-American women", *Social Problems*, vol. 41, N° 1.
- Gardner William, Edward Mulvey y Esther Shaw (1995), "Regression analysis of counts and rates: Poisson, Overdispersed Poisson, and Negative Binomial Models", *Psychological Bulletin*, vol. 118, N° 3.
- Gilchrist, Robert and Peter Green (1993), "The theory of Generalized Linear Models", *The GLIM System. Release 4 Manual*, Brian Francis y otros (comps.), Oxford, Clarendon Press.
- Goldstein, Harvey (1995), *Multilevel Statistical Methods*, segunda edición. Londres, Arnold.
- (1987), *Multilevel models in educational and social research*, Londres, Griffin.
- Hirschman, Charles y Philip Guest (1990), "Multilevel models of fertility. Determination in four Southeast Asian countries: 1970 and 1980", *Demography*, vol. 27, N° 3.
- Kass, Robert y Adrian Raftery (1995), "Bayes factors", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, N° 430.

- Land, Kenneth C. y otros (1996), "A comparison of Poisson, negative binomial, and semiparametric mixed Poisson Regression Models", *Sociological Methods & Research*, vol. 24, N° 4.
- Lewis, Steven M. y Adrian Raftery (1995), "Comparing Explanations of Fertility Decline Using Event History Models with Unobserved Heterogeneity", *Technical Report*, N° 298, Seattle, Departamento de Estadísticas, Facultad de Estadísticas, Universidad del Estado de Washington.
- Liao, T. F. (1994), "Interpreting Probability Models: Logit, Probit, and Other Generalized Linear Models", Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences, N° 07-101, Thousands Oaks, California.
- Little, Roderick J.A. (1978), "Generalized Linear Models for cross-classified data from the WFS", *WFS Technical Bulletins*, N° 5, Voorburg, Países Bajos, Instituto Internacional de Estadística.
- Mason, W.M., G.Y. Wong y B. Entwisle (1983), "Contextual analysis through the Multilevel Linear Model", *Sociological Methodology 1983-84*, S. Leinhardt (comp.), San Francisco, Jossey Bass.
- McCullagh, P. y J.A. Nelder (1983), *Generalized Linear Models*, Cambridge, University Press.
- Merino, José Manuel (1993), "Contextual Effects on Current Use of Modern Contraceptive Methods: Service Availability of Family Planning and Contraceptive Prevalence in Rural Colombia", tesis para optar al grado de Ph.D., Austin, Departamento de Sociología, Universidad de Texas.
- Nizamuddin, M. (1979), "The Impact of Community and Program Factors on the Fertility Behavior of Rural Pakistani Women", tesis para optar al grado de Ph.D., Departamento de Planificación Demográfica, Escuela de Salud Pública, Universidad de Michigan.
- Pullum, Thomas W. y José M. Merino Escobar (1994), "Multi-level methods to estimate the impact of community services on fertility, contraceptive use, and child health. XIII World Conference of Sociology. International Sociological Association (ISA) (Bielefeld, Germany)", *Sociological Abstracts*, N° 173, julio.
- Pullum, Thomas W. (1995), "The Multivariate Analysis of Recent Fertility", Working Paper, Austin, Centro de Investigación Demográfica, Universidad de Texas.
- (1991a), "The Relationships of Service Availability to Contraceptive Use in Rural Guatemala", DHS Working Papers, N° 2. Columbia, Maryland, Instituto para el Desarrollo de Recursos (IRD)/Macro International.
- (1991b), "Community-Level Data Collection and Analysis", *Demographic and Health Survey Conference*, Washington, D.C.
- (1989a), "Models for multi-level analysis using variation between and within levels", *Final Report: Effects of Contextual Effects on Fertility Regulation and Fertility in the United States*, Seattle, Battelle Human Affairs Research Center, Universidad de Washington.
- (1989b), "The timing of first birth in the United States: a multi-level analysis using the 1982 National Survey of Family Growth", *Final Report: Effects of Contextual Effects on Fertility Regulation and Fertility in the United States*, Seattle, Battelle Human Affairs Research Center, Universidad de Washington.
- (1987), "Analytical Methodology", *The World Fertility Survey. An Assessment*, John Cleland y Chris Scott (comps.), Cambridge, Oxford University Press.
- Pullum, Thomas W. y otros (1984), "Effects of Contextual Factors on Fertility Regulation and on Fertility", Technical Proposal, NICHD RFP-DBS-84-14, inédito.

- Raftery, Adrian y otros (1993), "Event History Modeling of World Fertility Survey Data", Working Paper, N° 93-1, Centro de Estudios de Demografía y Ecología, Universidad del Estado de Washington.
- Raftery, Adrian (1994), "Bayesian model selection in social research", *Sociological Methodology*, Cambridge, Massachusetts.
- (1993), "Demand or Ideation? Evidence from the Iranian Marital Fertility Decline", Working Paper, N° 94-1, Centro de Estudios de Demografía y Ecología, Universidad del Estado de Washington.
- (1988), "Approximate Bayes factors for generalized linear models", Technical Report, N° 121, Departamento de Estadísticas, Facultad de Estadísticas, Universidad del Estado de Washington.
- (1986), "Choosing models for cross-classifications", *American Sociological Review*, N° 51.
- Rasbash, Jon y Geoff Woodhouse (1996), *MLN Command Reference*, version 1.0a, University of London.
- Tsui, Amy Ong (1985), "Community effects on contraceptive use", *The Collection and Analysis of Community Data*, John B. Casterline (comp.), Voorburg, Países Bajos, Instituto Internacional de Estadística.
- Woodhouse, Geoff y otros (1996), *Multilevel Modelling Applications: A Guide for users of MLN*, Londres, University of London.

## **SOBRE LA "MIGRATOLOGÍA"**<sup>1</sup>

**Hervé Domenach**<sup>2</sup>

Oficina de Investigación Científica y Técnica  
de Ultramar (ORSTOM) - Université de Provence

### **RESUMEN**

La configuración de espacios geopolíticos supranacionales, ampliamente separados, pone de relieve las nuevas perspectivas del fenómeno migratorio y, a la vez, la aceleración de la movilidad humana en espacios protegidos. Tres fuerzas principales contribuyen a la mutación de las estructuras socioeconómicas que inducen las nuevas dinámicas migratorias: el crecimiento demográfico en el planeta y su distribución espacial, la generalización de los intercambios comerciales y la revolución de las tecnologías y de los medios de comunicación. Al parecer, ha llegado el momento de bregar a favor de un discurso global acerca de la migración, o sea, literalmente, de una "migratología", que permita entender la modernidad migratoria según las mutaciones societales contemporáneas y la evolución consecuente de sus dos dimensiones analíticas fundamentales: "espacio-tiempo" y "flujos-stocks". Por último, este proceso plantea el problema de la identidad científica, en el sentido epistemológico, a que puede pretender el fenómeno de la migración.

(MIGRACIÓN INTERNA)	(MIGRACIÓN INTERNACIONAL)
(DISTRIBUCIÓN ESPACIAL)	(CRECIMIENTO DEMOGRÁFICO)

---

<sup>1</sup> Este artículo fue publicado en francés en *REMI (Revue européenne des migrations internationales)*, 1996, vol. XII.

<sup>2</sup> El autor agradece a Dora Celton y Alejandro Giusti su colaboración en la traducción de este artículo.



## ON "MIGRATOLOGY"

### ABSTRACT

The emergence of highly compartmentalized supranational geopolitical regions draws attention both to recent developments in the phenomenon of migration and to increasing levels of human mobility within protected spaces. Current changes in socio-economic structures, which bring about new migratory trends, are due to three main factors: worldwide demographic growth and its geographic distribution; the globalization of trading relationships; and the technology and communications revolution. This suggests that the time has come to advocate a comprehensive study of migration, literally a discipline of "migratology", so that present-day migratory phenomena can be studied in the light of contemporary societal changes and the consequent evolution of the two basic analytic dimensions, "space/time" and "flows/stocks". Lastly, this approach raises the issue of what scientific identity, in the epistemological sense, the subject of migration is to have.

(INTERNAL MIGRATION)  
(SPATIAL DISTRIBUTION)

(INTERNATIONAL MIGRATION)  
(POPULATION GROWTH)

## INTRODUCCIÓN

Paradójicamente, en el momento histórico en el cual la libre circulación de bienes y mercancías parece imponerse irreversiblemente en todo el planeta según las leyes de la economía de mercado y la internacionalización del capital, es cuando la libertad de circulación de los hombres aparece seriamente puesta en cuestión por criterios selectivos, justificados en gran parte por factores socioinstitucionales. De hecho, la aparición de espacios geopolíticos fuertemente cohesionados, supranacionales, subraya, por una parte, las nuevas dimensiones del fenómeno migratorio y, por otra, la aceleración de la movilidad humana dentro de espacios protegidos.

El análisis migratorio responderá en lo sucesivo a nuevos determinantes: politicojurídicos, socioculturales, mediáticos y ambientales. La movilidad inducida por la "modernidad" transforma los ecosistemas humanos hasta el punto de perturbar fuertemente la interpretación de la migración interna e internacional. Más allá de la ambigüedad de los términos, se produce una inversión de la relación de causa y efecto: la migración ya no aparece sólo como una consecuencia del ajuste de espacios económicos jerarquizados, como afirman las teorías neoclásicas y marxistas (Verhaeren, 1990), sino que tiende a aparecer cada vez más como un factor causal, que la emancipa de la aproximación meramente demoeconómica.

Así, las posturas contemporáneas conciernen tanto a los *stocks* y a los flujos migratorios propiamente dichos, como a los efectos de la movilidad, la reproducción de sociedades de origen y de comunidades de inmigrantes, su implantación, su modo de integración. La gestión sociopolítica de los migrantes se vuelve tan importante como su gestión económica, y la rentabilidad coyuntural de los flujos de migración ilegal (en virtud de la flexibilidad de la mano de obra y del ajuste de la oferta y de la demanda de trabajo) tendrá en adelante un precio político y societal, tanto para las sociedades de origen como para las de recepción.

Por ello, y más allá de los estudios clásicos sobre la contribución de las migraciones de mano de obra al crecimiento económico, se desarrollaron investigaciones articuladas alrededor de, entre otros aspectos, las correlaciones sociales entre los fenómenos migratorios y el desarrollo duradero, la transformación de los espacios rurales, la identidad cultural y religiosa, las redes, las nacionalidades, las minorías étnicas.

Entre otros aspectos este artículo permite atestiguar esa evolución, hacer un balance del fenómeno de la migración y de sus correlaciones con la movilidad, así como poner atención a la evolución de la terminología (Body-Gendrot, 1992) y a los criterios de medición y análisis. En suma, es hora de bregar a favor de un discurso global sobre la migración, es decir, literalmente, de una "migratología" que permita aprehender la modernidad migratoria según las mutaciones sociales contemporáneas y la consecuente evolución de sus dos dimensiones analíticas fundamentales: "espacio-tiempo" y "flujos-stocks". Finalmente, se plantea la cuestión de la identidad científica, en el sentido epistemológico, a que puede aspirar el fenómeno de la migración.

## **I. MUTACIONES SOCIALES Y MIGRACIONES**

Tres fuerzas principales confluyen en la actual mutación de las estructuras socioeconómicas que dan impulso, a su vez, a las nuevas dinámicas migratorias: el crecimiento demográfico mundial y su distribución espacial; la generalización de las relaciones comerciales, y la revolución de las tecnologías y de los medios de comunicación.

Según una hipótesis media, la población mundial crecerá en alrededor de 150% en los próximos 25 años, para pasar de 6 000 millones a 9 000 millones de habitantes. El proceso irreversible de urbanización pondrá los flujos de migrantes dentro de medios de gran densidad, sujetos a presiones ambientales nuevas, y más intensamente sometidos a desventajas tales como la desnutrición, la higiene defectuosa, la promiscuidad, o la criminalidad. A las importantes migraciones internas hacia las megalópolis se agregará el peso de los migrantes internacionales, que las medidas politicoinstitucionales difícilmente podrán controlar. Además, se planteará el problema de la distribución espacial de las poblaciones: según las proyecciones medias, hacia el año 2050 en los países llamados del "Norte" no habrá más que una centena de millones de agricultores para explotar 650 000 000 de hectáreas, mientras que en

el "Sur" cerca de 3 300 millones de agricultores deberán compartir 800 000 000 de hectáreas (Vicari, 1996).

Hasta fines de los años ochenta, la economía de mercado concernía principalmente a los países desarrollados occidentales, es decir, a menos de 1 000 millones de personas; hoy sabemos que tiene amplias posibilidades de extenderse a 85% de los habitantes del planeta (o sea, entre 7 000 y 8 000 millones) en un futuro próximo. A lo largo de los últimos diez años, según la Organización Mundial del Comercio (Informe anual sobre la evolución de los intercambios internacionales, marzo de 1996), el comercio mundial ha registrado una tasa media de crecimiento de 5.5%, pero esa progresión alcanzó a 9.5% en 1994 y a 8% en 1995. En valor, el aumento de las exportaciones de mercancías es aún más claro, pues pasó de algo más de 4 000 millones de dólares a 4 900 millones en 1995, es decir, un aumento de 19%. Dado que la circulación de los bienes arrastra consigo la circulación de las personas, el mantenimiento a mediano plazo de tal ritmo de crecimiento puede tener consecuencias migratorias temibles.

Por otra parte, la revolución de la tecnología y de los medios de comunicación ha provocado, entre otros efectos, una fuerte relativización de las distancias físicas y psicológicas y, también, una aceleración de la movilidad humana. Aparece así el ascenso pujante de un indicador nuevo y particularmente inquietante: "el consumo de espacio por habitante". Entre otros ejemplos, el parque automotor mundial es actualmente de alrededor de 400 000 000 de unidades, y llegará posiblemente a 1 000 millones alrededor del año 2020, mientras al mismo tiempo las distancias recorridas anualmente tienen un incremento continuo.

Aunque poco académicos, estos criterios son determinantes para el análisis de los hechos migratorios. El concepto de movilidad, en el sentido primero de libertad de circular en espacios identificados, torna cada vez más confuso el concepto de migración en el sentido clásico de cambio de residencia. Los hechos migratorios no pueden aprehenderse sin considerar la facultad del hombre moderno de desplazarse por espacios multiformes y cada vez más extensos. De desplazamientos cotidianos a estadías de larga duración, de instalaciones momentáneas o reversibles a otras más permanentes, la frontera entre la movilidad alternante y las migraciones temporales o definitivas se vuelve muy incierta. En ese sentido, si la distinción entre migración interna e internacional conserva un significado político para los Estados, sólo tiene un interés menor desde el punto de vista del fenómeno de la movilidad moderna, cuyo crecimiento exponencial marca nuestra época. Sea interna o internacional,

la migración responde a los mismos resortes socioculturales y económicos, aunque evidentemente las repercusiones políticas de una y otra no son las mismas (Domenach y Picouet, 1996).

Corolarios de esta explosión histórica de la circulación de bienes y de personas, las situaciones de inmigración se han convertido en un asunto trascendente de la actualidad sociopolítica: el espacio periodístico y las imágenes públicas que se les han consagrado aumentan considerablemente (Battegay y Boubeker, 1993); porcentaje ascendente de primeras páginas y títulos de revistas, reportajes, debates, aun si el volumen "oficial" global de la migración es relativamente débil, ¡ya que no alcanza más que al 2.4% de la población mundial según los criterios vigentes hoy día!

Pero tales situaciones sirven también de soporte para el ascenso de partidos políticos en cuyas expresiones nacionalistas y xenófobas se expresa una fuerza social centrípeta, en reacción a la multiculturalidad, a la mezcla social, al mestizaje. Fenómeno antiguo y cíclico, pero que responde a una dialéctica nueva, en la medida en que la mayoría de las redes migratorias tienen, por una parte, asegurada su reproducción a través de dos o más generaciones y, por otra, una fuerte estructuración (asociaciones, periódicos, radio, televisión). Así lo atestigua la aparición reciente de diásporas muy diversas, de organismos extremadamente descentralizados, policéntricos, con límites muy difusos y mal definidos, que constituyen una dinámica migratoria totalmente diferente, parcialmente independiente de tutelas económicas. Así lo ilustra, por ejemplo, la estructuración social de grandes megalópolis internacionales según los espacios "etnodiaspóricos", que se entremezclan con los espacios urbanos previamente estructurados por la jerarquía de las clases sociales. Cincuenta años después de la Conferencia de Yalta (1945) y del reparto del mundo, esta evolución se opone claramente al régimen de Estados-naciones y a sus consecuencias en términos de controles migratorios.

El examen sucinto de estas mutaciones lleva a una conclusión relativamente simple desde el punto de vista migratorio: la intensificación de las dinámicas de movilidad y de migración modifica considerablemente los modos de producción y de consumo y, por consiguiente, las sociedades y las culturas. El proceso es evidentemente interactivo, las consecuencias devienen en causas de cada nueva fase y viceversa. La modernidad occidental deporta los trabajadores activos merced a la movilidad profesional y desarraiga a los individuos según resulta del nuevo fenómeno de atomización de las estructuras sociales, mientras que la internacionalización del capital empresarial y la uniformidad progresiva de los medios de comu-

nicación estandarizan las formas de consumo y favorecen la expansión de una cultura económica universal. En tales condiciones, es perfectamente posible que observemos una movilidad humana creciente, pero en el interior de nuevos espacios transnacionales (mercados comunes, países del Norte) fuertemente separados según los niveles de riqueza alcanzados. En el momento en que se dibuja una nueva geopolítica, conmocionada por la presión migratoria, las lógicas del Estado, fundadas principalmente sobre el control de los flujos, corren el riesgo de verse sometidas a rudas pruebas.

## **II. ESCALAS DE TIEMPO ALEATORIAS Y ESPACIOS DESARTICULADOS**

Conforme aumenta la movilidad humana, estas diversas mutaciones se traducen, en primer lugar, en una fuerte contracción del tiempo. El tránsito desde el tiempo cíclico, es decir, la repetición de los procesos a lo largo de las generaciones, al tiempo lineal, basado en las perspectivas de crecimiento y acumulación, relativiza los sistemas actuales de observación de los desplazamientos humanos y conduce a interrogarse sobre la permanencia de los criterios de medición utilizados.

Soporte básico de observación del análisis migratorio, la correlación “espacio-tiempo”, al sustituir en mayor o menor medida los criterios de migración por los de movilidad, evoluciona en el sentido de una inversión progresiva del peso de sus factores constitutivos. Los lapsos de ausencia se han acortado y se han vuelto más diversos y aleatorios (precariedad de las situaciones engendradas por las mutaciones sociales) mientras que la articulación de los espacios físicos ha modificado la circulación humana, más allá de las idas y venidas cotidianas, privilegiando los criterios de protección económica y política.

No obstante, aunque esta evolución afecta principalmente a los países que cuentan con infraestructuras y actividades económicas importantes, es al mismo tiempo una pesada tendencia que parece irremediablemente trazada. En efecto, el Segundo Mundo, prácticamente desaparecido desde comienzos de los años noventa, no abandona realmente el Tercer Mundo, y sólo perdura la jerarquía de los espacios económicos según las partes respectivas de las infraestructuras modernas y de la pobreza que coexisten en todos los países, sea cual fuere el grado de desarrollo alcanzado. Por otra parte, la duración de los desplazamientos humanos parece evolucionar en proporción inversa al

crecimiento de la infraestructura y el equipamiento, mientras que su frecuencia se ha acelerado considerablemente (Zlotnik, 1992). La movilidad se ha acrecentado más allá de las estaciones, los climas, las distancias, los sociosistemas. De esto resulta que es más difícil distinguir, en la observación de las diversas subpoblaciones, entre los presentes y los ausentes, los períodos de estabilidad y los períodos de movimiento, las diversas situaciones de residencia, etc. Extraña paradoja, sin duda: el factor migratorio cobra mucha importancia y afecta a las sociedades en sus cimientos, pero las herramientas de análisis no evolucionan al mismo ritmo.

En estas condiciones, ¿qué escala de tiempo es necesario considerar para aprehender los hechos migratorios? Las tipologías construidas sobre la articulación del tiempo y las características de los desplazamientos (Courgeau, 1989, Thumerelle, 1986) giran notoriamente alrededor del mismo tríptico: migraciones internacionales con períodos de permanencia consecuente; migraciones internas fundadas en el cambio de residencia administrativa; desplazamientos temporales e idas y vueltas. Las observaciones estadísticas a partir de lugares identificados parecen encontrar sus límites cuando la duración de las visitas a esos lugares se convierte a la vez en aleatoria y reducida. Por eso los criterios de observación “espacio-tiempo”, fuera del análisis de la movilidad cotidiana, cruzando las distancias y los períodos de permanencia, se preocupan hoy de integrar aspectos como la frecuencia de los desplazamientos, la repetición de las estadías en los mismos lugares, los períodos acumulados.

Ahora bien, por una parte, el modelo socioeconómico dominante, basado en la permanencia de la residencia única, está siendo superado, y, por otra, la reversibilidad creciente de los movimientos (Domenach y Picouet, 1996) hace preguntarse si la referencia a los períodos de permanencia observados según la residencia administrativa continúa siendo realmente significativa. Esto explica que ciertas investigaciones se hayan inclinado a estudiar en detalle las migraciones según su “rango” en la historia de los individuos, es decir, la sucesión de acontecimientos migratorios, su duración y su interdependencia. Estas herramientas, verdaderas “biografías migratorias”, redundan en una sofisticación de los datos estadísticos, cuya delicada recolección de información retrospectiva no conviene en las sociedades que carecen de un sistema administrativo moderno, articulado y homogéneo.

Paralelamente, los espacios migratorios se disponen de ahora en adelante según una geometría variable: la distancia se transforma en un

parámetro secundario; las fronteras del “espacio de vida” (Courgeau, 1989) se han modificado, y el proceso migratorio comienza de hecho mucho antes que el desplazamiento físico, con la toma de conciencia por parte del individuo de un espacio ensanchado que le es accesible. La revolución de los transportes, la estandarización de los modos de consumo y las posibilidades de comunicación instantánea, al contribuir poderosamente al estrechamiento del espacio humano, revelan que el espacio migratorio puede tener un sentido más amplio e implicar igualmente el espacio social y cultural (Bastenier y Dassetto, 1995). Es decir, un espacio relacional (dinámica de las redes sociales) o aun reticular (Delaunay, 1991), que no se superpone necesariamente al campo geográfico, y que constituye así una distorsión analítica mayor! De este modo, la estrategia de los hogares, la seguridad política y las dinámicas “etnodiaspóricas” tienden a transformarse en variables plenas del proceso migratorio (Tapia, 1995; Ma Mung, 1995), sustituyendo en parte la investigación sobre lugares de valorización económica por otra sobre los espacios protegidos.

Pero, igual que en el caso de las escalas de tiempo ¿cómo debe observarse la movilidad moderna en el espacio y qué escala debe considerarse para aislar los hechos migratorios? El éxodo rural, que ha sido largamente el resultado de una pérdida de productividad del trabajo y de la tierra, acentuado por una oferta urbana creciente para los sectores de mayor instrucción en materia de empleos en servicios, condiciona el proceso de desarticulación espacial de los ecosistemas humanos. Esta transformación de la dinámica “espacio-tiempo” pone de manifiesto para los Estados las inquietantes consecuencias que tiene la migración sobre una nueva “organización de la producción agrícola: desestabilización de la división sexual del trabajo, envejecimiento de los jefes de explotación, uso más intensivo de mano de obra femenina e infantil...” (Le Bris y Quesnel, 1991). Si se considera además que la puesta en marcha de los mercados supranacionales redefine los espacios económicos y, por tanto, las concentraciones de población, que pueden de ahora en adelante alcanzar entre 30 y 35 millones de individuos, es posible tomar conciencia de las perturbaciones que provocarán las nuevas configuraciones demoespaciales ligadas a las dinámicas migratorias.

Desde un punto de vista estadístico preciso, la migración a través del espacio, caracterizada por una ruptura de la situación administrativa, no es más que una de las tantas formas de movilidad humana, la de circulación de las personas. Pero, desde un punto de vista extremo, y sin tener en cuenta la movilidad cotidiana, si se modifican las normas



y por lo tanto el significado de la definición de migración, el hecho migratorio y la movilidad pueden entonces confundirse en un solo concepto analítico de los desplazamientos humanos. Por ello, la intensificación de la circulación de las personas (Chapman y Prothero, 1985) y la interdependencia creciente de los fenómenos sociodemográficos han conducido a la emergencia de otros criterios de observación de la movilidad: circular, pendular, residencial, que se inscriben en una aproximación más global que aquella que considera solamente la residencia.

Y luego, siguiendo la idea, si se examinan más de cerca los ecosistemas (relaciones entre movilidad, población, medio ambiente), se llegan a observar las consecuencias de la legalidad relativa de los espacios, con todos los apremios que de ello se derivan. Por ejemplo, el nomadismo pastoral y las culturas tradicionales a él asociadas sólo pueden renovarse suficientemente en la medida en que perduren grandes espacios libres y abiertos. Si la propiedad legal de los bienes raíces y su cortejo de reivindicaciones restringen esos límites, el agropastoralismo tenderá a agotar progresivamente las tierras demasiado usadas y, como consecuencia de ello, declinará irremediabilmente. La mutación social que seguirá —estamos tentados de decir la desestructuración— se traducirá en nuevas actividades económicas para las generaciones siguientes, con otras referencias espaciales, restrictivas, normativas, todos factores migratorios que presionarán hacia la constitución de universos más organizados y urbanizados. Es ese tipo de procesos interactivos (legalidad espacial-ecosistema-movilidad humana, por ejemplo) lo que caracterizará seguramente las nuevas direcciones de investigación que habrá que privilegiar en lo concerniente a las migraciones humanas.

### **III. STOCKS Y FLUJOS MIGRATORIOS HIPOTÉTICOS**

Las mutaciones societales, las escalas de tiempo aleatorias y el espacio desarticulado afectan y transforman directamente la medición de los fenómenos migratorios. Por lo tanto, ¿resultan de ellos, nuevas herramientas de observación, nuevas variables y métodos?

Cabe preguntarse, por ejemplo, sobre el valor analítico de un saldo migratorio cuando no se han tomado en cuenta más que los movimientos legales, en circunstancias de que en numerosas regiones los flujos clandestinos son claramente preponderantes. O bien, incluso ¿hasta qué punto, estadístico pero también político, pueden ser homologados los

migrantes recientes y los migrantes antiguos?, ¿cuántas generaciones de niños de migrantes deben aún incluirse junto con los efectivos de la población inmigrante, aun cuando, evidentemente, no se nace “inmigrante”? ¿Cuáles son hoy, pues, las “buenas” mediciones?, ¿con qué población de referencia y con qué criterios de pertenencia?, ¿en qué espacios y con qué políticas institucionales?

En la medida en que los métodos de observación han evolucionado poco, las respuestas son complejas, mientras que las interferencias indirectas de la migración se han multiplicado en todos los meandros de la sociedad y las consecuencias socioinstitucionales son muy fuertes.

Conforme a la manera clásica, los referentes teóricos elaborados para estudiar la migración se limitaron a comprender la migración definitiva (Massey, 1993) y, esencialmente, la de tipo rural-urbana. Diversas escuelas han explicado y conceptualizado el análisis de los procesos de atracción o de rechazo: el enfoque determinista privilegia el análisis causal de los acontecimientos migratorios, mientras que el probabilista define las relaciones entre variables dependientes y variables independientes, lo cual permite evaluar el “riesgo migratorio o de movilidad”. Numerosos modelos cuantitativos se desprenden de ellos, modelos que han puesto en evidencia correlaciones interesantes, por una parte, entre la duración de la residencia y la probabilidad de migrar, inversamente proporcionales (Nam, 1994) y, por otra parte, entre los factores de atracción y de rechazo según las regiones o países, los mercados de trabajo, la oferta de alojamiento, los niveles de vida. Sin embargo, esos modelos parecen caracterizar sobre todo las tres décadas de posguerra, es decir, la época de crecimiento económico y de progreso técnico para el mundo industrializado, y de la ruptura de los sociosistemas para el mundo en desarrollo, sin tomar en cuenta las evoluciones que han tenido lugar desde entonces, y que son consecuencia, precisamente, de los parámetros de esa época anterior.

El hecho de que las normas estadísticas internacionales hayan fijado una definición simple de la migración, —que se refiere a la transferencia de residencia de un individuo de un lugar a otro a través de una frontera administrativa predefinida y por un período duradero—, traduce bien ese desfase. La metodología ha evolucionado, ciertamente, pero especialmente en el sentido de mejorar la sistematización de las técnicas conocidas. Los métodos de análisis de las biografías migratorias, por ejemplo, caracterizan relativamente bien este fenómeno: sofisticación de las herramientas pero en el seno de espacios analíticos fijos; la definición de la migración obedece siempre a los mismos

criterios de residencia y de duración, obtenidos a partir de censos o de registros de población o de una combinación de ambos (los casos de Alemania y Bélgica, por ejemplo). Además, la medición de los efectivos de la población emigrante o inmigrante supone un aparato estadístico de cierta envergadura, con seguimiento regular y renovado, lo cual hoy está muy lejos de ser el caso para la mayoría de las naciones.

Ahora bien, los criterios de clasificación de los *stocks* migratorios son múltiples, pero “en la práctica no se podría nunca disociar la migración del modo de medición utilizado” (Thumerelle, 1986, p. 26). De esa manera, tres parámetros fundamentales para la apreciación de los *stocks* migratorios continúan siendo fuente de preocupación, porque aún no es posible medirlos, incluso hoy en que su importancia aumenta en forma creciente:

- i) no se conoce todavía una forma de aprehender la migración clandestina que no sea mediante los saldos diferenciales de efectivos globales; al mismo tiempo, se multiplican las correlaciones cada vez más finas en lo concerniente a los migrantes legales;
- ii) no se domina el tratamiento cuantitativo de las situaciones resultantes de la asimilación de los migrantes entre sí o con las poblaciones receptoras (Todd, 1994). De ello resulta la pérdida de identificación estadística de las generaciones descendientes, si no se crean en forma consecuente normas de categorización al respecto, así como la clasificación por defecto, que conduce a amalgamar las situaciones inciertas. Desde luego, una comunidad de inmigrantes se define por un origen y un patrimonio comunes, pero el análisis no puede ser el mismo según la antigüedad de la migración y, *a fortiori*, según las generaciones de que se trate: los descendientes de inmigrantes ya no son, por definición, inmigrantes, aun si conservan un grado elevado de pertenencia a la comunidad de origen o incluso si permanece el lazo comunitario como esencial para el mantenimiento de las prácticas identificatorias, soporte de una alteridad fundacional de la diáspora en la sociedad de recepción (Hovanessian, 1995);
- iii) no se sabe aún cómo analizar las “poblaciones flotantes” que se desarrollan a través de “los espacios transfronterizos” (Picouet, 1995), las multirresidencias, la renovación permanente de poblaciones turísticas en los mismos lugares de destino. Ahora bien, estas poblaciones constituyen finalmente *stocks* medios de poblaciones suplementarias, con eventuales variaciones estacionales (Rodríguez y Venegas, 1983).

En cuanto a los flujos, y como soporte de la mayoría de los análisis, los datos resultan por lo general de la medición del número

global de desplazamientos efectuados durante un período de referencia determinado, entre una zona de origen y una de destino previamente definidas. La migración neta, que expresa el saldo entre las entradas y las salidas, no describe la intensidad real de los flujos y tampoco informa sobre los procesos, ya que la suma de migrantes no abarca la de los “acontecimientos-migraciones” y crea una amalgama dudosa de diversas situaciones migratorias. Ahora más que nunca, la disociación entre los migrantes y los “acontecimientos-migraciones” parece indispensable para el análisis, pues si cada “acontecimiento-migración” pone de manifiesto una variable discreta para los individuos, a nivel de una población se trata de una variable continua. Esta distorsión conduce a razonar tanto en términos de transferencia de población como en términos de orientación y de seguimiento de los flujos y de sus modalidades. De ese modo, es en la gran diversidad de sus nuevas formas donde la descripción de los flujos se muestra interesante: aspectos secuenciales de movimientos, su frecuencia alternativa, las estadías de residencia intermedia, la diversificación de las formalidades, la dinámica de las redes y de las comunidades, etc. Éstos son los componentes móviles fluctuantes que sustentan una fuerte “geodinámica de las migraciones” (Simon, 1995) y la mundialización de los flujos, más allá de los grandes sistemas migratorios históricos.

La aparición de un vocabulario migratorio nuevo ilustra bien esta evolución: “las minorías étnicas”, “las segundas generaciones”, “la asimilación abierta”, “la reemigración”, “el derecho a la diferencia”, por lo tanto, el “derecho a la indiferencia”, sin olvidar las “dialécticas” distintas para definir a los inmigrantes, que no son en realidad más que categorías socioeconómicas. El renacimiento de los nacionalismos y las medidas preconizadas por los partidos políticos interesados en un cierto proteccionismo permiten hacerse una idea de la magnitud de los desafíos futuros: alargamiento de la duración de la retención para los extranjeros en instancias de alejamiento obligado, fichaje de personas que reciban a extranjeros, prohibición de acceso a los cuidados médicos y a la educación pública para los inmigrantes ilegales, etc. Contrariamente a la historia asimilacionista de numerosas naciones, quedaría así amenazada la coherencia de las poblaciones nacionales confrontadas a las mutaciones etnoculturales provocadas por las migraciones. Por ejemplo, y según las proyecciones contenidas en un informe de la Oficina del Censo de los Estados Unidos (13 de marzo de 1996), donde se toma como hipótesis el mantenimiento de los regímenes actuales de natalidad

y de inmigración según la etnia de origen (Bouvier, 1990), la población blanca no hispánica, que constituía el 74% de la población estadounidense total en 1995, pasaría a representar aproximadamente un 52% en el año 2050, hecho que hace prever una fuerte influencia sobre las decisiones políticas en la legislación migratoria estadounidense.

Por ello, las estrategias estatales de control de los flujos y las políticas migratorias (Peek y Standing, 1982) responden a lógicas diversas según los países de recepción (Costa-Lascoux, 1989), pero también según los países o las regiones de emigración (OCDE, 1994). De hecho, más allá de los análisis de rentabilidad económica para unos u otros, la interacción entre las alianzas políticas y los flujos migratorios se impone ineluctablemente, incluso al punto de invertir la relación de causa y efecto. Ya no son necesariamente las políticas migratorias las que determinan los flujos, puesto que el peso de las comunidades, de las diásporas, de las redes, etc., obliga a numerosos gobiernos a componer y a adaptar su política y su legislación. Por ejemplo, la influencia de la comunidad cubana en los Estados Unidos limita considerablemente el margen de maniobra gubernamental de ambos países; más aún, la puesta en marcha politicoeconómica del “mercado asiático” debe mucho a la emergencia de un sistema migratorio “Asia-Pacífico”, resultante de numerosos movimientos de refugiados y del dinamismo de esa diáspora (china, vietnamita).

Finalmente, si se replantean estas cuestiones de medida y de control en el contexto de las mutaciones precedentemente evocadas, ¿cuáles son hoy los nuevos parámetros de análisis de los *stocks* y de los flujos migratorios? Pueden citarse:

- i) la evolución de los criterios del paradigma “atracción-expulsión”;
- ii) la ambigüedad existente entre los conceptos de movilidad y de migración;
- iii) la selectividad de los flujos y su naturaleza: las personas calificadas se insertan en redes profesionales internacionales, mientras que los flujos de mano de obra ordinaria obedecen a determinantes que se inscriben ampliamente en la dinámica de redes migratorias etnodiaspóricas y de situaciones de exclusión;
- iv) los nuevos elementos de las políticas migratorias: entre ellos, parámetros político-institucionales, refugiados, estrategias de control de los flujos migratorios, limitación del derecho de asilo, control por parte de los países de recepción;
- v) el futuro de los Estados-naciones y la dinámica de los espacios supranacionales: a través de la gama de opciones políticas que separan

las concepciones universalistas de las concepciones diferencialistas (¿tierras de acogida o tierras de escollos?), aparecen todas las consecuencias concernientes a los reagrupamientos familiares, a los refugiados, etc., pero también el grado de flexibilidad de la mano de obra y la regulación de los mercados de trabajo que resultan de ello; y

- vi) la articulación migración-desarrollo-medio ambiente, finalmente se aproxima a sus umbrales de incomprensibilidad, cuyos parámetros de crisis están ya muy presentes.

Confrontado así a la aprehensión científica de los stocks y de los flujos hipotéticos, resulta satisfactorio que el análisis global de la migración tenga forzosamente que encontrar los instrumentos de observación y de medición complementarios y, por otra parte, deba integrar un cierto número de factores intermediarios, que no son verdaderamente cuantificables (factores políticos, etnodiaspóricos y otros) y que nacen del análisis de las variables indirectas.

#### **IV. CONCLUSIÓN EN FORMA DE EPISTEMOLOGÍA MIGRATORIA**

En relación con la intensidad reciente de las evoluciones socioeconómicas articuladas en torno a la relación “migración-movilidad”, cabe preguntarse acerca de la importancia científica que debe concederse al fenómeno de la migración. ¿Existe una ciencia de las migraciones y, si es así, cuál es el balance actual? De hecho, el estudio de la migración no tiene hasta el momento una identidad académica fuerte y aparece más bien como un tema residual, de carácter esencialmente político. Los criterios de clasificación de la disciplina no han sido jamás muy claros y el fenómeno aparece, según el país, sea como un aspecto de la geografía, sea como un aspecto de la economía, o incluso como un subtema del tema población, este último parcialmente ligado a la sociología. Se plantea así la cuestión de saber qué lugar debe asignarse, entre ciencia y disciplina, al “discurso de la migración”. En materia de análisis migratorio, las mutaciones societales subrayan muy bien el rol creciente de los parámetros socioculturales, que han evolucionado en contrapunto con los criterios clásicos administrativo-residenciales. Esto aumenta considerablemente la cantidad de variables intermedias que deben considerarse. En estas condiciones, falta por encontrar cómo integrar la carga afectiva,

ideológica, de identidad, religiosa, simbólica,<sup>3</sup> en la utilización de las variables basadas en datos espaciales, temporales, de flujos, de *stocks*. Esta delicada situación traduce muy bien la problemática expresada por Dogan y Pahre (1989): “A la fragmentación de las disciplinas en subdivisiones especializadas, producida en el curso de los últimos decenios, sucedió la constitución de subespecialidades híbridas. Merced a su interacción, los progresos del saber asegurados por la especialización y la conciencia cada vez más aguda de las insuficiencias de esa especialización dieron nacimiento al proceso hoy fundamental en ciencias sociales, al cual puede llamarse hibridación de los fragmentos de la ciencia”.

La aprehensión científica de esta complejidad migratoria supone indudablemente la utilización de nuevos instrumentos para captar información, de herramientas genéricas complementarias que permitirían al análisis, por una parte, trascender las únicas tres “variables fuertes” de que se dispone en la actualidad: el lugar de nacimiento, el (los) lugar (es) de residencia y la nacionalidad; y, por otra parte, le permitirían ampliar la otra mitad de sí mismo, es decir, las características de la migración clandestina y de las poblaciones flotantes en general.

Ahora bien, según Popper (1980), “si una proposición que es enunciada en la disciplina no puede ser explicada por la teoría de esa disciplina, entonces es una ciencia”. Se sabe actualmente que los hechos migratorios no tienen prácticamente ningún valor predictivo, es decir, son débiles explicaciones en la disciplina, y resultan en realidad de la suma interactiva de una gran cantidad de “variables débiles”. Es, pues, la gestión de esta complejidad de combinaciones de factores lo puede hacer creíble, fiable, el “discurso de la migración”, la emergencia de la *migratología*. Es también una característica de la evolución de las “ciencias blandas”, opuesta a la de los conocimientos sistematizados, claramente identificables y reproducibles. El problema que permanece sin solución es que si se sigue esta lógica transversal del “discurso global de la migración”, éste se orientará hacia una fuente referencial que pasa a ser mundial (cfr. Internet) y hacia la explosión de los archivos de datos (*data warehouses*), que rápidamente alcanzarían varios millares de gigabytes, quizás terabytes, problema que la simple gestión de las bases de datos interrelacionadas no será capaz de resolver. A partir de eso, ¿cómo percibir entonces una correlación analítica interesante?

---

<sup>3</sup> En inglés, la palabra *home* designa a la vez los lugares y las raíces: numerosas personas consideran *home* a su lugar de origen aunque no hayan vivido nunca allí.

Lo que los anglosajones denominan “datamining”, es decir, el arte de descubrir tendencias a través de bases de datos “distribuidas” (datos ya formateados en espacios identificados), ¡corre el riesgo de transformarse en un ejercicio sumamente complejo!

En realidad, el hecho migratorio está cambiando profundamente de naturaleza, y la ciencia debe sacar las consecuencias de ello, pues más allá de aquella tendencia a la “migratometría” (proceso de medición descriptivo) que parecía asegurar hasta ahora el progreso del conocimiento científico en la materia, se está imponiendo gradualmente una aproximación más “migratológica”, inspirada en la necesidad de reubicar los fenómenos migratorios en el contexto global de las mutaciones sociales.

## BIBLIOGRAFÍA

- Battegay, A. y A. Boubeker (1993), *Les images publiques de l'immigration*, París, Éditions L'Harmattan, colección CIEMI.
- Bastienier, A. y F. Dassetto (1995), *Immigration et espace public: la controverse de l'intégration*, París, Éditions L'Harmattan, colección CIEMI.
- Body-Gendrot, S. (1992), “Essai de définitions en matière de comparaisons internationales”, *Revue européenne des migrations internationales*, vol. 8, N° 1.
- Bouvier, Léon F. (1990), “Immigration, changement démographique et la mosaïque américaine”, *Revue européenne des migrations internationales*, vol. 6, N° 1.
- Chapman, M. y M. Prothero (1985), “Circulation between home and other places: some propositions”, *Reprints of the East-West Population Institute*, N° 197.
- Costa-Lascoux, J. (1989), “L'Europe des politiques migratoires”, *Revue européenne des migrations internationales*, vol. 5, N° 2.
- Courgeau, Daniel (1989), *Méthodes de mesure de la mobilité spatiale: migrations internes, mobilité spatiale, navettes*, París, Instituto Nacional de Estudios Demográficos (INED).
- Delaunay, Daniel (1991), “Les migrations dans l'espace équatorien”, *Changements sociaux et développement*, André Quesnel y Patrice Vimard (comps.), París, Éditions de L'ORSTOM, Institut français de recherche scientifique pour le développement en coopération, colección Colloques et séminaires.
- Dogan, N.I. y R. Pahre (1989), “Domaines hybrides en sciences sociales: innovations aux intersections des disciplines”, *Revue internationale des sciences sociales*, N° 121, “Réconcilier la sociosphère et la biosphère”.
- Domenach, Hervé y Michel Picouet (1996), *Las migraciones*, Córdoba, Publicaciones de la Universidad Nacional de Córdoba.
- (1990), “El carácter de reversibilidad en el estudio de la migración”, *Notas de población*, año 18, N° 49, abril.
- Hovanessian (1995), “Territoires de l'altérité: la diaspora arménienne”, *Diasporas*, M. Bruneau (comp.), Reclus, colección Espaces, modes d'emplois.
- Le Bris, E. y André Quesnel (1991), “Circulation des hommes et urbanisation: les politiques en échec”, *Politique africaine*, N° 44.



- Ma Mung, E. (1995), "Non-lieu et utopie: la diaspora chinoise et le territoire", *Diasporas*, M. Bruneau (comp.), Reclus, colección Espaces, modes d'emplois.
- Massey, Douglas S. y otros (1993), "Theories of international inspiration: review and appraisal, *Population and Development Review*, vol. 19, N° 3, septiembre.
- Nam, Charles (1994), *Understanding Population Change*, Itasca, Illinois, Peacock-Publishers.
- OCDE (Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos) (1994), *Migrations et développement*, París, Éditions de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE).
- Peek, Peter y Guy Standing (comps.) (1982), *State Policies and Migration: Studies in Latin America and the Caribbean*, estudio preparado para la Organización Internacional del Trabajo (OIT) en el marco del Programa Mundial del Empleo (WEP) con la asistencia financiera del Fondo de Población de las Naciones Unidas (FNUAP), Londres, Croom Helm.
- Picouet, Michel (1995), "Las migraciones entre países fronterizos reflexiones "cursivas" sobre el enfoque metodológico", *Migración e integración*, A. Pellegrino (comp.), Montevideo, Ediciones Trilce.
- Popper, Karl R. (1980), *Lógica de la investigación científica*, Madrid, Tecnos.
- Rodríguez, Daniel y Sylvia Venegas (1983), "Migración temporal: evidencia empírica y discusión teórica", *Memorias del Congreso Latinoamericano de Población y Desarrollo*, vol. 2, México, D. F., El Colegio de México (COLMEX), Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), Programa de Investigaciones Sociales sobre Población en América Latina (PISPAL).
- Simon, G. (1995), *Géodynamique des migrations internationales dans le monde*, París, Presses Universitaires de France.
- Tapia, S. (1995), "De l'émigration turque: circulation migratoire et diasporas", *Diasporas*, M. Bruneau (comp.), Reclus, colección Espaces, modes d'emplois.
- Thumerelle, P.J. (1986), *Peuples en mouvement, la mobilité spatiale des populations*, París, Centre de Documentation Universitaire (CDU) et Société d'Édition d'Enseignement Supérieur (SEDES) Réunis, colección Dossiers des images économiques du monde.
- Todd, E. (1994), *Le destin des immigrés, assimilation et ségrégation dans les démocraties occidentales*, París, Éditions du Seuil.
- Verhaeren, R.E. (1990), *Partir? Une théorie économique des migrations internationales*, Grenoble, Presses Universitaires de Grenoble.
- Vicari, J. (1996), "Les défis de la mobilité interne", *Les défis de la démographie*, L. Lassonde (comp.), París, Éditions La Découverte.
- Zlotnik, Hania (1992), "Empirical identification of international migration systems", *International Migrations Systems: A Global Approach*, Lin Lean Lim, M. Kritz y Hania Zlotnik (comps.), Oxford, Clarendon Press.

## **MÉXICO: ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD MATERNA A PARTIR DE DIVERSAS FUENTES**

**Alejandro Aguirre**  
El Colegio de México

### **RESUMEN**

Existen diversas fuentes de información para el estudio de la mortalidad materna. Se presenta —para el caso de México— un análisis de las características de cada una de ellas, así como de sus bondades y limitaciones. Las estadísticas vitales constituyen la principal fuente de información acerca de la mortalidad materna. La cobertura del registro de defunciones de mujeres en edad fértil es razonable (solamente 3.5% no se registra); sin embargo, el principal problema está en la inadecuada clasificación de las causas de muerte, lo que conduce a una subestimación de la mortalidad materna. Otras fuentes de información al respecto son: los reportes de los comités que estudian la mortalidad materna en hospitales; las encuestas de mortalidad de las mujeres en edad reproductiva (EMMER), y la información utilizada para aplicar el método indirecto de las hermanas, ideado por William Brass. Aunque la información de los comités no alcanza la cobertura de las estadísticas vitales, ilustra sobre las circunstancias en que acontecen las defunciones. Con las EMMER y con el método de las hermanas se puede evaluar el nivel real de la mortalidad materna.

(MORTALIDAD MATERNA)  
(FUENTES)

(ESTIMACIÓN)

## **MATERNAL MORTALITY ESTIMATION FROM SEVERAL SOURCES**

### **ABSTRACT**

There are several sources of information for the study of maternal mortality. For the case of Mexico, an analysis of the characteristics of each of them as well as their advantages and drawbacks is presented. Vital statistics in Mexico are the main source of information about maternal mortality. The coverage of the records of deaths among women in child-bearing ages is reasonable (only 3.5% of them go unrecorded); however, the main pitfall consists on the missclassification of causes of death that leads to an underestimation of maternal mortality. Other sources of information are: the reports of the committees for the study of maternal mortality; reproductive age mortality surveys (RAMOS), and the information required for Brass's sisterhood method. Information from maternal mortality committees do not even reach the coverage of vital statistics but sheds light into the circumstances in which maternal deaths occur. With RAMOS and with the sisterhood method the actual level of maternal mortality level can be assessed.

(MATERNAL MORTALITY)  
(SOURCES)

(ESTIMATION)

## INTRODUCCIÓN

A partir de la Conferencia Internacional sobre la Maternidad sin Riesgo, celebrada en 1987 en Nairobi, la mortalidad materna ocupa un lugar importante en la agenda de salud de la mayor parte de los países. La Cumbre Mundial en favor de la Infancia estableció la meta de reducir a la mitad la tasa de mortalidad materna (TMM) durante la presente década. Sin embargo, en numerosos países —México entre ellos— no se conoce con precisión el nivel de la TMM, básicamente a causa de las deficiencias presentes en las fuentes de información. En México existen diversas fuentes de datos, y en este trabajo se presentan los resultados derivados de ellas.

Dado que las mujeres expuestas al riesgo de defunción materna son aquellas que conciben, una buena medición del fenómeno se podría obtener dividiendo las defunciones maternas por el número de embarazos ocurridos en un determinado período. Sin embargo, en muchos países donde imperan restricciones legales para la práctica del aborto, no es posible conocer la cifra precisa del denominador (a causa de los abortos clandestinos). Además, en toda población ocurren muertes intrauterinas tempranas que no se registran, en ocasiones porque ni la misma mujer ha advertido el embarazo. Debido a estas dificultades, se ha definido la TMM como el número de defunciones maternas por cada 100 000 nacidos vivos. Esta definición tiene sus limitaciones. En una población donde la práctica del aborto no es extensa, el número de nacidos vivos se aproxima al número de mujeres expuestas al riesgo de morir durante el embarazo; no obstante, allí donde el aborto es más común, la TMM se ve distorsionada. Una situación extrema es la de la Unión Soviética, donde, al menos entre 1970 y 1988, hubo más abortos que nacidos vivos (Popov, 1991, cuadro 1). Con esto, la TMM más que duplica el valor obtenido al dividir por el número total de embarazos. Tal como ocurre con la mortalidad infantil, ésta no es una tasa, aunque es corriente llamarla de esa forma. Al igual que la tasa de mortalidad

infantil (TMI), la TMM tiene como denominador el número de nacidos vivos, y es allí donde se originan las imprecisiones derivadas de las deficiencias en la calidad de la información. En México, el registro múltiple de los nacidos vivos lleva a subestimar la mortalidad materna.

En México, el subregistro de defunciones no conduce a una subestimación abismal de la mortalidad materna: sólo 3.5% de las defunciones de las mujeres de entre 15 y 49 años no se registra, frente a 25% en el caso de las defunciones infantiles (INEGI, 1994, cuadro 8.5). Por otra parte, 7% de los decesos de mujeres en edad fértil no se certifica (INEGI, 1994, cuadro 8.5). En el total de defunciones, sólo en 36% de los casos la certificación es hecha por el médico tratante, por un médico legista en 13%, y por otro médico en 46% de los casos (Secretaría de Salud, 1993, cuadro I.9.1). Esto último es lo que provoca gran parte de las clasificaciones erróneas de la causa de muerte y la consecuente subestimación de la TMM.

Para lograr un panorama más completo de la mortalidad materna deben usarse diversas fuentes de información y aplicar metodologías alternativas. En México existen cuatro formas de medición: las estadísticas vitales, la información de los comités para el estudio de la mortalidad materna, la estimación indirecta de la mortalidad materna, y las investigaciones acerca de la mortalidad de las mujeres en edad reproductiva, sin que ninguna de ellas logre por sí sola un panorama preciso y completo de la mortalidad materna. Cada una tiene sus limitaciones y sus bondades. En las secciones siguientes se analiza cada una de estas cuatro alternativas.

## **I. LA MORTALIDAD MATERNA A PARTIR DE LAS ESTADÍSTICAS VITALES**

Las estadísticas vitales son sin duda la fuente de información más completa para medir la mortalidad materna y también la que permite apreciar con mayor claridad las tendencias y los diferenciales del fenómeno. A continuación se presenta un recuento sucinto de los principales resultados logrados con las estadísticas vitales<sup>1</sup>:

---

<sup>1</sup> Para más detalles, véase Aguirre, A. (1997).

- i) En México, la mortalidad materna ha disminuido a lo largo del siglo XX: de una tasa de 1 080 por 100 000 en 1922, pasó a una de 53 por 100 000 en 1995.
- ii) Una vez producido el embarazo, el riesgo de muerte materna es más alto en los extremos del período reproductivo.
- iii) Existen diferencias regionales en la mortalidad materna. La región más vulnerable es la del Pacífico sur y la más favorecida es la del noreste.
- iv) La atención profesional o institucional del parto tiene un claro efecto reductor sobre la mortalidad materna.
- v) Existen diferencias socioeconómicas en cuanto a la incidencia del fenómeno según estado civil, tamaño de la localidad y grado de escolaridad, diferencias que se dan en los sentidos esperados.
- vi) La edad promedio de la muerte materna es de 30 años. Como la esperanza de vida femenina es de 70 años, la defunción significa 40 años potenciales de vida perdidos.

Las estadísticas vitales mexicanas tienen dos limitaciones básicas para medir la mortalidad materna. Por una parte, el denominador de la TMM, es decir, el número de nacidos vivos registrados, presenta una serie de irregularidades: subregistro, registro tardío y registro múltiple de los nacimientos. Es frecuente que la combinación de estas irregularidades incremente artificialmente la cifra de nacidos vivos, lo cual conduce a una subestimación de la mortalidad materna. Un ejemplo de ello se da al comparar la mortalidad materna en los estados de Oaxaca y Chiapas en el período 1989-1991 (Aguirre, 1997). Con condiciones de vida no muy diferentes, el primero tuvo una TMM de 128 por 100 000 y el segundo una de "solamente" 55 por 100 000. La diferencia estriba en la cantidad de nacidos vivos registrados en los dos estados: entre 1989 y 1990 hubo un incremento de 60% en el número de nacimientos registrados en Chiapas, que en 1998 llegaron a 200 000, mientras que Oaxaca registró casi 100 000 nacimientos anuales, en circunstancias que los dos estados tienen casi la misma población (Secretaría de Salud, 1990 y 1991b). Con esos nacimientos, Chiapas presentaría una tasa bruta de natalidad (TBN) de 62 por mil, nivel que no se presenta en ninguna parte del mundo. De hecho, con esa TBN y una tasa bruta de mortalidad (TBM) de 5.2 por mil, la tasa de crecimiento natural (TCN) de Chiapas sería de 5.7%, ritmo de crecimiento inédito en la historia de la población mundial, ya que implicaría que la población se duplica en 12 años. El sobrerregistro de los nacimientos en Chiapas en 1990 (y 1991) se debió a una campaña masiva de registro, llevada a cabo fundamentalmente en comunidades indígenas.

La otra limitación concierne al numerador de la TMM, pero, como ya se adelantó, no obedece tanto al subregistro sino a una clasificación inadecuada de las causas de muerte, debido a lo cual algunas defunciones maternas no son catalogadas como tales. De este hecho existen diversas pruebas. Las más contundentes se obtienen al examinar caso por caso las defunciones de mujeres en edad fértil, lo que se presentará en el punto IV de este capítulo.

## **II. INFORMACIÓN DE LOS COMITÉS DE MORTALIDAD MATERNA**

En los últimos años en el sector salud se han establecido los llamados comités para el estudio de la mortalidad materna y perinatal. La Ley General de Salud dispone que “los servicios de salud promoverán la organización institucional de comités de prevención de la mortalidad materna e infantil a efecto de conocer, sistematizar y evaluar el problema para adoptar medidas conducentes”. Asimismo, el Programa Nacional de Salud 1990-1994 incluye entre sus líneas estratégicas la de “instalar comités de mortalidad materna e infantil en los hospitales de todas las instituciones del sistema nacional de salud” (Secretaría de Salud, s/f).

Hasta el año 1990 habían sido instalados 534 comités hospitalarios en el sistema nacional de salud, 224 correspondientes al Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS), 167 a la Secretaría de Salud (SSA), 68 al Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado (SISSSTE), y 75 a las demás instituciones de salud. A mediados de 1994 el total de comités había aumentado a 721, y la Secretaría de Salud fue la que instaló más comités durante el período, al pasar de 167 a 239. El IMSS, la Secretaría de la Defensa Nacional (SEDENA) y Petróleos Mexicanos (PEMEX) no crearon más comités entre 1990 y 1994, probablemente porque consideraban tener ya el número necesario; el IMSS Solidaridad y la Secretaría de Marina (SM) —que no contaban con ninguno— establecieron 57 y 24 comités, respectivamente. Asimismo, cabe destacar que en 1994 ya existían 11 comités en hospitales privados (véase el cuadro 1), con lo que se amplió el espectro de cobertura de las muertes maternas estudiadas. Los comités de mortalidad materna tienen la misión de detectar y estudiar todas las defunciones maternas que ocurren en el país; por lo tanto, dan cuenta no solamente de las defunciones acaecidas en las instituciones, sino también de las acaecidas en un domicilio ubicado en el ámbito de acción del hospital.

Cuadro 1  
**MÉXICO: NÚMERO DE COMITÉS PARA EL ESTUDIO  
 DE LA MORTALIDAD MATERNA,  
 POR INSTITUCIÓN, 1990 Y 1994**

Institución	1990	1994 <sup>a</sup>
Secretaría de Salud (SSA)	167	239
Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS)	224	224
IMSS Solidaridad		57
Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado (ISSSTE)	68	83
Departamento del Distrito Federal (DDF)	12	26
Secretaría de la Defensa Nacional (SEDENA)	28	28
Secretaría de Marina (SM)		24
Petróleos Mexicanos (PEMEX)	21	21
Hospitales privados		11
Otras instituciones	14	
Otros		8
<b>Total</b>	<b>534</b>	<b>721</b>

**Fuente:** F. Herrera Lasso, A. Delgado y A. Ortiz, "Comités para el estudio de la mortalidad", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D.F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994; Comité Nacional de Estudio de la Mortalidad Materna y Perinatal, "I Reunión anual", México, D. F., inédito, mayo de 1991.

<sup>a</sup> Hasta mayo de 1994.

Sin embargo, las defunciones que ocurren en unidades médicas tienen mayor peso en las estadísticas de los comités. Se supone que ninguna de estas muertes pasa inadvertida para el comité, lo que no necesariamente sucede con las muertes maternas domiciliarias, que escapan más fácilmente al escrutinio del comité.

Como se dijo, la intención es que los comités analicen la totalidad de las defunciones maternas; sin embargo, aún se encuentran lejos de lograr tal objetivo. En 1990 se registraron 1 477 defunciones maternas, y se sabe con certeza que ocurrieron más (Secretaría de Salud, 1991a), pero los comités identificaron únicamente 535 (es decir, 36%). En 1993 los comités aumentaron a 708 el número de muertes analizadas (véase el cuadro 2). De esta situación se desprende, por una parte, que la cobertura de los comités se incrementó —aunque quizá no con la velocidad suficiente para satisfacer las metas de dictaminar “cuando menos 80% de los casos registrados de muerte materna en 1994 y 100% en el año 2000” (Delgado, Ortiz y Viguri, 1994, p. 40). Por otra parte, es evidente que en las condiciones actuales la información de los comités no constituye una opción para mejorar la cobertura de las estadísticas vitales.



Cuadro 2  
MÉXICO: DEFUNCIONES IDENTIFICADAS POR LOS  
COMITÉS DE MORTALIDAD MATERNA, 1989-1993

Año	SSA <sup>a</sup>	IMSS <sup>b</sup>	ISSSTE <sup>c</sup>	IMSS solidaridad <sup>d</sup>	SM <sup>e</sup>	SEDANA <sup>f</sup>	PEMEX <sup>g</sup>	DDF <sup>h</sup>	Total
1989		282				2	2		
1990	173	340	8		1	7	6		535
1991	240	329	19		0	4	1	16	609
1992	195	359	23		1	2	1	7	588
1993	290	307	24	69	2	2	3	11	708

<sup>a</sup> Para SSA (Secretaría de Salud): E. Sentiés y otros, "Estudios de la mortalidad materna y perinatal en las unidades de la Secretaría de Salud, 1989-1993", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D.F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994; <sup>b</sup> Para IMSS (Instituto Mexicano del Seguro Social): N. Treviño y F. Alarcón, "Un estudio de la mortalidad materna y perinatal en el IMSS, 1989-1993", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D.F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994; <sup>c</sup> Para ISSSTE (Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado): J. Castellanos y otros, "Estudio de la mortalidad materna y perinatal en el ISSSTE", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D.F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994; <sup>d</sup> Para IMSS Solidaridad (Instituto Mexicano del Seguro Social Solidaridad): G. Velázquez, J. Valdés y M. Reyes, "Estudio de la mortalidad materna en el IMSS-Solidaridad", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D.F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994; <sup>e</sup> Para SM (Secretaría de Marina): J. Hernández y E. Muñoz, "Comités para el estudio de la mortalidad materna y perinatal. Una estrategia en proceso de consolidación en la Secretaría de Marina-Armada de México", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994; <sup>f</sup> Para SEDENA (Secretaría de la Defensa Nacional): L. Ruiz, J. Ruiz y M. Velasco, "Estudio de la mortalidad materna y perinatal en la Secretaría de la Defensa Nacional", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D.F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994; <sup>g</sup> Para PEMEX (Petróleos Mexicanos): V. Vázquez y otros, "Estudio de la mortalidad materna y perinatal en los servicios médicos de Petróleos Mexicanos", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994; <sup>h</sup> Para DDF (Departamento del Distrito Federal): J. Vázquez, F. Martínez y B. Vargas, "Evolución de la atención materna en la Dirección General de los Servicios de Salud del Departamento del Distrito Federal", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994.

Las tasas de mortalidad materna obtenidas con las estadísticas de los comités están sujetas a enormes variaciones, lo cual obedece no sólo a la deficiente cobertura en la identificación de las defunciones maternas, sino también a las diferentes coberturas de atención institucional de los partos. Si bien las TMM en la SSA son más altas que en el IMSS o el ISSSTE, situación esperable dadas las características de la población atendida por cada institución, en cada una de las instituciones se observan altibajos; en el ISSSTE, por ejemplo, se aprecia una tendencia creciente, que triplicó la TMM entre 1990 y 1993.<sup>2</sup> En el resto de las instituciones, que cubren una población más reducida, las fluctuaciones son aún más acusadas (véase el cuadro 3).

Si bien las estadísticas de los comités de mortalidad materna no sustituyen a las estadísticas vitales, pueden servir para mejorar marginalmente su cobertura. Las experiencias del IMSS y del ISSSTE muestran que, a medida que pasan los años, se va mejorando la cobertura de los comités y éstos llegan a detectar más defunciones maternas que las captadas por las instituciones mediante sus sistemas regulares de recolección de información (véase el cuadro 4). Esto significa que los comités pueden detectar algunas de las defunciones maternas que las estadísticas vitales no clasifican como tales. En consecuencia, las estadísticas de los comités pueden ser complementarias de las estadísticas vitales. Al parecer, esto no es todavía un hecho, pues se habla de “la hasta ahora nula retroalimentación entre los comités de mortalidad materna y las instancias oficiales de generación de información a fin de rectificar aquellas defunciones que los comités declaran como maternas no habiendo sido certificadas originalmente como tales” (Olaiz y Fernández, 1994).

El hecho de que la cobertura de las defunciones maternas por parte de los comités no sea completa y que no se vislumbre solución para el problema en el futuro próximo no significa que las actividades de los comités sean menos importantes, pues éstos producen fundamentalmente otro tipo de información, que resulta de gran utilidad para el funcionamiento de las instituciones que los cobijan.

---

<sup>2</sup> En el caso del ISSSTE, la tendencia creciente de la TMM se debe al funcionamiento cada vez más eficiente de sus comités de mortalidad materna

Cuadro 3  
MÉXICO: TASAS DE MORTALIDAD MATERNA  
POR INSTITUCIÓN, 1989-1993

Año	SSA <sup>a</sup>	IMSS <sup>b</sup>	ISSSTE <sup>c</sup>	SM <sup>d</sup>	SEDENA <sup>e</sup>	PEMEX <sup>f</sup>	DDF <sup>g</sup>
1989		42			30	14	
1990	90	48	10	29	106	48	
1991	106	45	24	0	94	8	53
1992	81	48	29	34	50	11	22
1993	98	41	33	66	38	34	33

<sup>a</sup> Para SSA (Secretaría de Salud): E. Sentiés y otros, "Estudios de la mortalidad materna y perinatal en las unidades de la Secretaría de Salud, 1989-1993", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994; <sup>b</sup> Para IMSS (Instituto Mexicano del Seguro Social): N. Treviño y F. Alarcón, "Un estudio de la mortalidad materna y perinatal en el IMSS, 1989-1993", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D.F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994; <sup>c</sup> Para ISSSTE (Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado): J. Castellanos y otros, "Estudio de la mortalidad materna y perinatal en el ISSSTE", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D.F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994; <sup>d</sup> Para SM (Secretaría de Marina): J. Hernández y E. Muñoz, "Comités para el estudio de la mortalidad materna y perinatal. Una estrategia en proceso de consolidación en la Secretaría de Marina-Armada de México", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994; <sup>e</sup> Para SEDENA (Secretaría de la Defensa Nacional): L. Ruiz, J. Ruiz y M. Velasco, "Estudio de la mortalidad materna y perinatal en la Secretaría de la Defensa Nacional", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994; <sup>f</sup> Para PEMEX (Petróleos Mexicanos): V. Vázquez y otros, "Estudio de la mortalidad materna y perinatal en los servicios médicos de Petróleos Mexicanos", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994; <sup>g</sup> Para DDF (Departamento del Distrito Federal): J. Vázquez, F. Martínez y B. Vargas, "Evolución de la atención materna en la Dirección General de los Servicios de Salud del Departamento del Distrito Federal", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS), 1994.

Cuadro 4  
**MÉXICO: DEFUNCIONES MATERNAS REGISTRADAS EN  
 DOS INSTITUCIONES DE ACUERDO CON DIFERENTES  
 FUENTES DE INFORMACIÓN, 1982-1993**

Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS)		
Año	Boletín de mortalidad	Comités de mortalidad materna
1982	295	
1983	364	
1984	438	371
1985	324	312
1986	308	293
1987	337	282
1988	247	265
1989	272	299
Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado (ISSSTE)		
Año	Estadística institucional	Comité de mortalidad materna
1990	13	8
1991	26	19
1992	13	23
1993		24

**Fuente:** O. Mojarro y otros, "La epidemiología de la mortalidad materna y las estrategias operativas de los Comités de Mortalidad Materna en el Instituto Mexicano del Seguro Social", *I Taller Latinoamericano sobre Salud Materno Infantil: Estrategias Operativas*, Metepec, Puebla, 1991; J. Castellanos y otros, "Estudio de la mortalidad materna y perinatal en el ISSSTE", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SAA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de la Salud (SNS), 1994.

Uno de los aspectos que analizan los mencionados comités es la previsibilidad. De 1 617 defunciones maternas registradas por los comités del IMSS en el período 1989-1993, un total de 1 295 (80%) eran pre-visibles (Treviño y Alarcón, 1994). La responsabilidad de las defunciones es otro aspecto que manejan los comités. En 1992, por ejemplo, se determinó que en el 48% de las muertes analizadas ese año había existido responsabilidad profesional y que en el 8% de los casos la responsabilidad había sido del hospital (Comité Nacional de Estudio de la Mortalidad Materna y Perinatal, 1993).

Asimismo, los comités pueden descubrir otras circunstancias del deceso que normalmente pasarían inadvertidas. En el informe correspon-

diente al año 1992 se menciona que “en 70 casos de muerte materna (de un total de 385 analizados, es decir, el 18%), el diagnóstico de ingreso al hospital fue aborto o sus complicaciones; sin embargo, al examinar las causas directas de la muerte se determinó que se trataba de hemorragia, sepsis y accidente anestésico” (Comité Nacional de Estudio de la Mortalidad Materna y Perinatal, 1993). En las estadísticas vitales, el aborto aparece como causa de muerte en menos del 10% de las defunciones maternas (Aguirre, 1997, cuadro 2).

### III. ESTIMACIÓN INDIRECTA DE LA MORTALIDAD MATERNA

Para la estimación indirecta de la mortalidad materna se puede utilizar el método de las hermanas, desarrollado por William Brass. A grandes rasgos, el método consiste en preguntar a personas de 15 años o más acerca de la sobrevivencia de sus hermanas. Cuando se encuentra que una mujer ha fallecido en el período fértil, se pregunta si murió durante el embarazo, el parto o el puerperio. La información se clasifica según la edad del informante y se transforma en parámetros, como la probabilidad de morir por causas maternas durante todo el período reproductivo [ $q(w)$ ] o la tasa de mortalidad materna (TMM).

Como cualquier otra técnica indirecta, el método de las hermanas no pretende producir resultados que tengan una precisión absoluta; la idea es conocer el orden de magnitud del fenómeno en estudio y detectar, en caso de que así sea, si otras fuentes o metodologías conducen a una evidente subestimación. Eso es lo que se presenta en el ejercicio que viene a continuación, resumido en el cuadro 5.

La Dirección General de Estadística e Informática de la Secretaría de Salud, captó, mediante un proyecto de subregistro de la mortalidad en el área rural, la información requerida para aplicar el método de las hermanas en varios estados del país. El objetivo general del proyecto era conocer el nivel de subregistro de la mortalidad infantil en áreas rurales con menos de 2 500 habitantes. Entre sus objetivos específicos se menciona el de cuantificar por métodos indirectos el nivel de mortalidad infantil y materna. Dada la inexistencia de recursos financieros específicos para el proyecto, no se hizo una selección aleatoria de las comunidades comprendidas en la muestra, sino que se incorporaron todas aquellas localidades abarcadas en el programa de estrategia de extensión de cobertura y que contaran con una auxiliar de salud encar-

Cuadro 5  
MÉXICO: APLICACIÓN DEL MÉTODO DE LAS HERMANAS  
EN ZONAS RURALES DE NAYARIT

Grupo de edad	Informantes	Hermanas que sobrevivieron a los 15 años	Defunciones maternas	Factor de ajuste	Unidades de exposición al riesgo	$q(w)^a$	TMM <sup>b</sup>	T <sup>c</sup>
15-19	9 975	33 431	44	0.107	3 577	0.0123	206	5.7
20-24	9 531	31 943	80	0.206	6 580	0.0122	204	6.8
25-29	7 484	24 486	72	0.343	8 399	0.0086	143	8.1
30-34	6 767	24 413	90	0.503	12 280	0.0073	122	9.7
35-39	6 275	22 343	106	0.664	14 836	0.0071	119	11.7
40-44	5 146	18 202	123	0.802	14 598	0.0084	140	14.3
45-49	4 149	14 211	130	0.900	12 790	0.0102	171	17.5

Fuente: Elaborado por el autor, sobre la base de antecedentes de la Dirección General de Estadística de la Secretaría de Salud.

<sup>a</sup>  $q(w)$  = probabilidad de mortalidad materna durante todo el período reproductivo.

<sup>b</sup> TMM = tasa de mortalidad materna.

<sup>c</sup> T = ubicación temporal de las estimaciones.

gada del programa en cada localidad. A ellas correspondió reunir la información pertinente.

En el cuadro 5 se ilustra una aplicación del método de las hermanas en las zonas rurales del estado de Nayarit, con el número de informantes por grupos quinquenales de edad, el número de hermanas que llegaron vivas a los 15 años, las defunciones maternas, los factores de ajuste, el número de unidades de exposición al riesgo, las probabilidades de mortalidad materna durante todo el período reproductivo [ $q(w)$ ], las TMM calculadas a partir de estas últimas<sup>3</sup> y la ubicación en el tiempo de estas estimaciones (T). Se observa una sobreestimación aparente de las defunciones de mujeres más jóvenes (menores de 25 años). De los resultados derivados de las respuestas de las informantes de entre 25 y 49 años de edad, se infiere que las probabilidades de morir durante el período reproductivo están entre 0.0071 y 0.0102; esto equivale a que entre una de cada 141 mujeres y una de cada 98 muere durante el embarazo, el parto o el puerperio en toda su vida reproductiva. Las tasas de mortalidad materna fluctúan entre 119 y 171

<sup>3</sup> Considerando una tasa global de fecundidad (TGF) de seis hijos por mujer.

defunciones por 100 000 nacidos vivos en el intervalo que va entre 8.1 y 17.5 años antes de esta investigación, cuyo trabajo de campo se realizó en 1994. Si la tendencia en el tiempo de las TMM se extrapola a 1990 —considerando únicamente los resultados obtenidos a partir de las edades entre 25 y 49 años—, se llega a una estimación de la TMM de 105 por 100 000, válida para el medio rural nayarita. En el trienio 1989-1991 el Estado de Nayarit en su conjunto registró una TMM de 34 defunciones maternas por cada 100 000 nacidos vivos (Aguirre, 1977, cuadro 7), tasa que se obtuvo a partir de las estadísticas vitales. Si se considera que el diferencial rural-urbano de Nayarit es de la misma magnitud que el observado a nivel nacional,<sup>4</sup> las TMM serían de 25 por 100 000 en las zonas urbanas y de 50 por 100 000 en las rurales. Por lo tanto, la estimación derivada del método de las hermanas (105 por 100 000) más que duplica la de las estadísticas vitales.<sup>5</sup>

Finalmente, en esta investigación se encontró que 16% de las defunciones de hermanas (a partir de los 15 años) correspondió a mortalidad materna. Se trata de una proporción bastante alta —una de cada seis—, y mayor que la estimada hacia 1990 en cualquier entidad federativa del país a partir de las estadísticas vitales,<sup>6</sup> y, a todas luces, es indicativa de un nivel elevado de mortalidad materna.

#### **IV. ENCUESTAS DE MORTALIDAD DE MUJERES EN EDAD REPRODUCTIVA**

Como ya se señaló, lo que fundamentalmente provoca la subestimación de la mortalidad materna no es el subregistro de defunciones, sino la inadecuada clasificación de las causas de muerte. Cuando —como ocurre en México— la cobertura de las defunciones es relativamente buena y la falla primordial está en la clasificación de las causas de muerte, la

---

<sup>4</sup> Estimada a partir de las estadísticas vitales, la TMM rural es el doble que la urbana (véase Aguirre, 1997, cuadro 14).

<sup>5</sup> Nuestra estimación de 105 por 100 000 es moderada, ya que no se consideró en la extrapolación las estimaciones —más altas— derivadas de los grupos de edad 15-19 y 20-24. Por otra parte, la TGF de seis hijos por mujer tal vez exceda el nivel real de la fecundidad; y como se sabe, dada una  $q(w)$ , a mayor TGF menor TMM, por lo que la cifra de 105 sería una cota inferior de la TMM.

<sup>6</sup> Con las estadísticas vitales, la proporción máxima es de 11% en Oaxaca y Tlaxcala (Aguirre, 1977, cuadro 9).

alternativa más segura y exhaustiva para medir la mortalidad materna reside en las encuestas de mortalidad de mujeres en edad reproductiva (EMMER). Éstas analizan todas las defunciones registradas de mujeres en edad reproductiva en una población durante cierto período. Las formas de análisis varían y pueden incluir uno o varios de los siguientes instrumentos: i) "autopsia" verbal; ii) análisis de registros clínicos, y iii) entrevista a familiares. México tiene una vasta experiencia al respecto; a continuación se reseña una investigación de este tipo realizada por el Instituto Nacional de Salud Pública (Reyes y Bobadilla, 1991).

Los autores analizaron las defunciones de mujeres de entre 12 y 49 años ocurridas en el Distrito Federal entre el 1° de enero de 1988 y el 30 de junio de 1989. Para este efecto obtuvieron los certificados de defunción de los 40 juzgados del Registro Civil existentes en el Distrito Federal y luego clasificaron las defunciones en tres grupos: muerte materna declarada, muerte materna probable, y muerte no materna. La primera categoría comprendía los casos cuyo certificado especificaba que la defunción había sido por una causa propia del embarazo, el parto o el puerperio. Se entendió que existía muerte materna probable en todos aquellos estados morbosos en los cuales había una causa diagnóstica considerada como complicación (choque anestésico, falla al miocardio, hemorragia, peritonitis, septicemia o toxemia). Se catalogaron como muertes no maternas los casos en que la causa básica estaba bien declarada como lesión intencional, neoplasia o enfermedad infecciosa o crónico-degenerativa bien especificada, como infarto agudo al miocardio, fiebre tifoidea, y otros. Para los casos de muerte materna probable, con información de los certificados de defunción e información complementaria proporcionada por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) y la Dirección General de Salud Pública en el Distrito Federal (un 30% de los certificados de defunción no se encontró en los juzgados), se visitó a los familiares de las fallecidas para solicitarles información sobre el hospital o lugar donde había ocurrido la muerte, sobre antecedentes patológicos, acceso a servicios de salud y tratamiento.

A partir de estos resultados y de la revisión de los expedientes clínicos, las defunciones que se habían clasificado como probables fueron reclasificadas en alguna de las otras dos categorías, es decir, como muertes maternas o como muertes no maternas. Algunos de los resultados más relevantes son los siguientes: primero, había originalmente 238 defunciones clasificadas como maternas. De 896 muertes maternas probables, 195 fueron reclasificadas como maternas. Esto



elevó la TMM de 63 a 114 por 100 000 nacidos vivos, cifra que implicaría que 45% de las defunciones maternas no son clasificadas adecuadamente. Por otra parte, en un 39% de las muertes reclasificadas como maternas, la mala clasificación se había debido a una codificación errónea de la causa básica, mientras que en 61% derivaba de haber llenado de manera incorrecta el certificado de defunción. Esta incorrección adoptaba diversas formas: en 40% de los casos no había mención del evento obstétrico, y en el 21% restante aunque se mencionaba el evento obstétrico, había error en el orden de llenado de las causas y no aparecía ninguna causa materna como causa básica.

Un resultado interesante encontrado por Reyes y Bobadilla es el concerniente al peso de los problemas del manejo de la información. Afirman que si sólo se hiciera una revisión de la codificación de la causa básica, se lograría corregir la subestimación, sin visitar a los familiares, al menos en un 60%, mientras que si sólo se visitara a los familiares la tasa se corregiría en un 40%.

Otro hallazgo es que la TMM es más alta (casi el doble) en las instituciones asistenciales de la SSA y del Departamento del Distrito Federal (DDF) que en las instituciones de seguridad social (IMSS e ISSSTE), resultado congruente con el obtenido por los comités de mortalidad materna (véase el cuadro 4) y, además, esperado, ya que los afiliados a estas últimas tienen mejores condiciones de vida y la atención médica que reciben en ellas tiende a ser mejor, aparte de que a las instituciones asistenciales llegan más frecuentemente mujeres con complicaciones o que no tuvieron atención prenatal.

Los autores descubrieron (cuando estaban disponibles los expedientes) que 85% de las muertes maternas pudieron haberse prevenido si se hubiese utilizado la tecnología disponible en el Distrito Federal. Aquí se usa el término de prevenibilidad como sinónimo de evitabilidad, que no equivale al de previsibilidad que manejan los comités para el estudio de la mortalidad materna (véase el acápite II). La investigación se refiere solamente al Distrito Federal, pero da idea de la magnitud de la subestimación que puede existir en la medición de la mortalidad materna en el país. Un estudio de este tipo para México, relativo a las defunciones de un año, exigiría analizar en primera instancia unas 20 000 defunciones, que son las que ocurren anualmente entre mujeres en edad fértil. Dividido por entidades federativas, el estudio implicaría revisar desde menos de 100 defunciones, en estados como Baja California Sur, Quintana Roo y Colima, hasta cerca de 3 000 en el estado de México.

## CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

Las estadísticas vitales constituyen la fuente de información más exhaustiva acerca de la mortalidad materna en México.

Uno de los problemas de las estadísticas vitales es el registro múltiple de los nacimientos. Esta cifra es el denominador de la TMM, y al inflarla artificialmente se produce una subestimación de la mortalidad materna.

En cuanto al numerador de la TMM, el subregistro de las defunciones no es el problema primordial, sino la inadecuada clasificación de las causas de muerte, por efecto de lo cual algunas defunciones maternas no son catalogadas como tales.

Como son una fuente de información insustituible, se recomienda mejorar las estadísticas vitales, en especial en lo referente a la certificación de las causas de muerte. Al respecto se hizo tiempo atrás una recomendación particular: agregar a los certificados de defunción una casilla que indicara si la mujer que falleció en edad fértil estaba o no embarazada al morir o poco antes de morir. Esta recomendación se llevó a la práctica en julio de 1994, y ha provocado ya una aparente alza en la mortalidad materna a partir de ese año.

Aunque no se prevé que los comités para el estudio de la mortalidad materna generen información que supere en cobertura a la de las estadísticas vitales, ésta es importante por dos razones. Por una parte, ayuda a detectar algunas defunciones maternas que de otra manera serían certificadas como debidas a otra causa, y, por otra, la información es útil para las estrategias que se llevan a cabo dentro del ámbito de responsabilidad de cada comité.

En tanto las estadísticas vitales adolezcan de deficiencias, se recomienda utilizar fuentes o metodologías alternativas para lograr un panorama más realista del nivel de la mortalidad materna.

La aplicación de un método indirecto en las zonas rurales de Nayarit, así como los resultados de una encuesta de mortalidad de mujeres en edad reproductiva en la capital de la República, dejan ver que por cada muerte materna de la que se tiene conocimiento, ocurre otra que pasa inadvertida a los sistemas de información.

## BIBLIOGRAFÍA

- Abou Zahr, C. y E. Royston (comps.) (1991), *Maternal Mortality. A Global Factbook*, Ginebra, Organización Mundial de la Salud (OMS).
- Aguirre, A. (1997), "Mortalidad materna en México: medición a partir de estadísticas vitales", *Estudios demográficos y urbanos*, vol. 12, N° 1-2 (34-35), México, D. F., El Colegio de México, enero-agosto.
- Castellanos, J. y otros (1994), "Estudio de la mortalidad materna y perinatal en el ISSSTE", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS).
- Comité Nacional de Estudio de la Mortalidad Materna y Perinatal (1993), "TV Reunión anual", México, D. F., mayo, inédito.
- Delgado, A., A. Ortiz y R. Viguri (1994), "La Cumbre Mundial en Favor de la Infancia y los Compromisos de México", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS).
- Graham, W. y P. Airey (1987), "Measuring maternal mortality: sense and sensitivity", *Health Policy and Planning*, vol. 2, N° 4, Oxford, Oxford University Press.
- Graham, W., W. Brass y R. Snow (1989), "Estimating maternal mortality: the sisterhood method", *Studies in Family Planning*, vol. 20, N° 3, Nueva York, Consejo de Población.
- Hernández, J. y E. Muñoz (1994), "Comités para el estudio de la mortalidad materna y perinatal. Una estrategia en proceso de consolidación en la Secretaría de Marina-Armada de México", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS).
- Herrera Lasso, F., A. Delgado y A. Ortiz (1994), "Comités para el estudio de la mortalidad", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS).
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática) (1994), *Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica, 1992. Principales resultados*, Aguascalientes, México.
- Mojarro, O. y otros (1991), "La epidemiología de la mortalidad materna y las estrategias operativas de los Comités de Mortalidad Materna en el Instituto Mexicano del Seguro Social", *I Taller Latinoamericano sobre Salud Materno Infantil: estrategias operativas*, Metepec, Puebla.
- OPS (Organización Panamericana de la Salud) (1990), *Las condiciones de salud en las Américas*, vol. 1, publicación científica, N° 524, Washington, D. C.
- (1975), *Clasificación Internacional de Enfermedades*, novena revisión, vol. 1, Washington, D. C.
- Olaiz, G. y S. Fernández (1994), "Estimación de la mortalidad materna", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D.F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS).

- Popov, A. (1991), "Family planning and induced abortion in the USSR: basic health and demographic characteristics", *Studies in Family Planning*, vol. 22, N° 6, Nueva York, Consejo de Población.
- Reyes, S. y J. Bobadilla (1991), "Muertes maternas prevenibles en el Distrito Federal", Instituto Nacional de Salud Pública, México, D. F., inédito.
- Ruiz, L., J. Ruiz y M. Velasco (1994), "Estudio de la mortalidad materna y perinatal en la Secretaría de la Defensa Nacional", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS).
- Sachs, B.P. y otros (1982), "Reproductive mortality in the United States", *Journal of the American Medical Association*.
- Secretaría de Salud (1993), *Mortalidad 1992*, México, D. F., Dirección General de Estadística, Informática y Evaluación.
- (1991a), *Mortalidad 1990*, México, D. F.
- (1991b), *Estadísticas vitales, 1990*, México, D. F.
- (1990), *Estadísticas vitales, 1989*, México, D. F.
- (s/f), *Programa Nacional de Salud 1990-1994*, México, D.F.
- Sentiés, E. y otros (1994), "Estudios de la mortalidad materna y perinatal en las unidades de la Secretaría de Salud, 1989-1993", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS).
- Starrs, A. (1987), *La prevención de la tragedia de las muertes maternas*, Informe sobre la Conferencia Internacional sobre la Maternidad sin Riesgo, Nairobi, Banco Mundial/Organización Mundial de la Salud (OMS)/Fondo de Población de las Naciones Unidas (FNUAP).
- Treviño, N. y F. Alarcón (1994), "Un estudio de la mortalidad materna y perinatal en el IMSS, 1989-1993", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS).
- Vázquez, V. y otros (1994), "Estudio de la mortalidad materna y perinatal en los servicios médicos de Petróleos Mexicanos", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D.F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS).
- Vázquez, J., F. Martínez y B. Vargas (1994), "Evolución de la atención materna en la Dirección General de los Servicios de Salud del Departamento del Distrito Federal", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D.F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS).
- Velázquez, G., J. Valdés y M. Reyes (1994), "Estudio de la mortalidad materna en el IMSS-Solidaridad", *Mortalidad materna y perinatal: acciones para su reducción. Cifras y hechos: 1989-1994*, México, D. F., Secretaría de Salud (SSA)/Organización Panamericana de la Salud (OPS)/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF)/Secretaría Nacional de Salud (SNS).
- UNICEF (Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia) (1993), *Estado mundial de la infancia, 1993*, Madrid.



## **EXTENSIÓN DEL MÉTODO DEL HIJO PREVIO**

**Alejandro Aguirre**  
El Colegio de México

### **RESUMEN**

El método del hijo previo normalmente comienza por preguntar a las mujeres, con ocasión de un parto, acerca de la supervivencia del hijo anterior. La proporción de hijos previos fallecidos produce un índice de mortalidad temprana en la niñez. En su forma original, esta técnica utiliza información obtenida en hospitales y maternidades. En la mayoría de los casos la cobertura está muy lejos de ser completa, lo que produce sesgos en las estimaciones. Para aumentar la cobertura se ha propuesto recopilar datos en una ocasión más conveniente, por ejemplo, durante la prestación de un servicio de salud. Sin embargo, en ese caso surge una nueva inexactitud, dado que se entrevista solamente a aquellas mujeres cuyo último hijo ha sobrevivido, pues existe dependencia entre la probabilidad de muerte de los hermanos sucesivos. Si un niño muere, aumenta la probabilidad de que fallezca también el hermano siguiente. En consecuencia, si la información se recoge después del alumbramiento, se omite a las madres cuyo último hijo ha muerto y cuyos hijos anteriores experimentaron una mayor mortalidad. Para corregir las estimaciones de mortalidad infantil se desarrolla aquí una extensión de la técnica del hijo previo, ilustrada con una aplicación a datos recogidos por el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS).

(MEDICIÓN DE LA MORTALIDAD)  
(MORTALIDAD INFANTIL)

(METODOLOGÍA)

## **ABSTRACT**

### **EXTENSION OF THE PRECEDING-BIRTH TECHNIQUE**

The preceding-birth technique starts by asking women, on the occasion of a birth, about the survival of the previous child. The proportion of previous children who have died produces an index of early childhood mortality. In its original form, this technique uses information obtained from hospitals and maternity units. In most cases the coverage is far from complete, which can bias the estimates. In order to improve coverage, it has been proposed that the data should be collected at a more suitable time, such as when a health care service is being provided. In this case, however, a new source of inaccuracy arises, since only women whose latest child has survived will be interviewed. There is a correlation in the probability of death among successive siblings; if a child dies, there is a higher probability that the next sibling will also die. Thus, if the information is not collected at the time of childbirth, mothers whose latest child has died and whose previous children showed increased levels of mortality are omitted. To correct infant mortality estimates, the preceding-birth technique needs to be extended; here, this is illustrated by applying it to data collected by the Mexican Social Security Institute (IMSS).

(MORTALITY MEASUREMENT)  
(INFANT MORTALITY)

(METHODOLOGY)

## I. INTRODUCCIÓN

Tradicionalmente, los demógrafos han trabajado sobre la base de datos censales, estadísticas vitales y encuestas específicamente diseñadas para sus propósitos. Por otra parte, los sistemas de información de los servicios de salud producen datos de rutina que raramente cumplen con los requisitos para un análisis demográfico riguroso. En la mayoría de los casos la información sobre fecundidad o mortalidad, procedente de las clínicas u hospitales, no sirve, por ejemplo, para derivar tasas de fecundidad por edades (TFE) o tablas de vida completas, ya que habitualmente no hay información sobre el número total de personas expuestas al riesgo.

Sin embargo, los planificadores y encargados de programas de salud necesitan una metodología que permita aprovechar la información que se genera regularmente durante el curso de sus actividades. Idealmente este tipo de enfoque debería producir mediciones que tuviesen significación demográfica y pudieran expresarse como una de las mediciones demográficas conocidas.

El método del hijo previo está en un punto intermedio entre la metodología demográfica usual y las necesidades prácticas de una comunidad de planificadores de salud pública ávidos de aprovechar plenamente sus propios datos.

Originalmente concebido por Brass, el método del hijo previo es uno de los métodos indirectos que sirven para hacer estimaciones de mortalidad como las representadas por las tablas de vida. Como ocurre con otras técnicas indirectas, la información para aplicar este procedimiento se obtiene mediante preguntas muy sencillas y a un bajo costo.

El método consiste en preguntar a las mujeres, en un momento cercano al parto, acerca de la supervivencia de sus hijos anteriores. La proporción de hijos previos muertos produce un índice de mortalidad temprana en la niñez  $\pi$  (o  $Q$ ), que habitualmente (aunque no necesariamente) se aproxima a  $q(2)$  (ó  ${}_2q_0$ ), la probabilidad de morir entre el



nacimiento y el segundo cumpleaños. No hay necesidad de preguntar fecha de nacimiento o de muerte del hijo anterior, ni siquiera la edad de la mujer, como en la técnica clásica de Brass (Brass y otros, 1968), donde el número de hijos nacidos vivos y de hijos sobrevivientes (o muertos) debe clasificarse de acuerdo con la edad de la mujer o la duración del matrimonio.

¿Por qué  $\pi$  es aproximadamente  $q(2)$ ? La respuesta no es muy obvia, pues las madres pueden tener cualquier edad y los intervalos intergenésicos pueden variar enormemente. En su aplicación pionera a la información recogida mediante el sistema de notificación de nacimientos de las Islas Salomón, Macrae (1979) observó un intervalo intergenésico típico de 30 meses. Brass y Macrae (1985) han señalado que el promedio de los intervalos intergenésicos de muchas poblaciones que no utilizan anticonceptivos es de aproximadamente dos años y medio. Las poblaciones con una prevalencia moderada o media en el uso de anticonceptivos, especialmente aquellas en que la prevalencia ha aumentado recientemente, también muestran intervalos intergenésicos no muy apartados de ese valor promedio. Con frecuencia hay otros cambios en los componentes de la fecundidad que acompañan el uso de la anticoncepción. Cambios como la reducción de la lactancia pueden afectar la fecundidad en dirección opuesta, y disminuir y hasta contrarrestar el efecto de la anticoncepción en el resultado final de la fecundidad. En particular, se advierte un vínculo entre el aumento de la prevalencia en el uso de anticonceptivos y el cambio a métodos más eficaces, por una parte, y, por otra, la reducción, supresión o suplementación de la lactancia, que evidentemente tienen efectos compensatorios.

Brass y Macrae han explicado el hecho de que  $\pi$  sea una estimación de mortalidad entre el nacimiento y una edad menor que el intervalo intergenésico  $I^*$ :

“Como ninguno de los nacimientos previos ha ocurrido en los últimos nueve meses y muy pocos en el último año, todos los hijos han experimentado los altos riesgos de mortalidad de la primera parte de la vida. Por tanto, los intervalos se ubican en un rango de edades en donde el margen de variación de las tasas de cambio en la proporción de muertos es pequeño comparado con el nivel. En consecuencia, los efectos de las diferentes distribuciones de los intervalos intergenésicos en la supervivencia de los hijos serán leves. La proporción de los hijos previos que han muerto,  $\pi$ , será un índice consistente de mortalidad en la niñez en diferentes poblaciones. En una primera aproximación, se podría tomar como  $q(I)$  la probabilidad de

muerte hasta una edad igual al intervalo intergenésico medio,  $I$ . Sin embargo, las tasas de mortalidad según edad disminuyen con creciente lentitud entre el segundo y el quinto año de vida, el período crítico. Ello produce como efecto que la proporción de muertos equivale en realidad a  $q(I^*)$ , donde  $I^*$  es menor que  $I$ . Como la distribución de los intervalos intergenésicos y los patrones de mortalidad es muy similar en diferentes poblaciones, es posible deducir que si se toma  $I^*$  como  $[\gamma I]$ , donde  $[\gamma]$  es una fracción constante, se obtendrá una relación exacta de  $q$  con respecto a las proporciones de muertos" (Brass y Macrae, 1985, p. 79).

Siguiendo las ideas de Brass, se ha demostrado matemáticamente (Aguirre, 1990) que, debido a la convexidad de la función  $l_x$  al principio de la tabla de vida, la edad  $I^*$ , tal que  $\pi = q(I^*)$ , es menor que el intervalo intergenésico medio  $I$ . Brass y Macrae (1985) fueron los primeros en deducir que la fracción  $\gamma = I^*/I$  es aproximadamente  $4/5$ . Otras simulaciones con distribuciones de intervalos intergenésicos en conjunción con varios modelos de tablas de vida (Coale y Demeny, 1983; Naciones Unidas, 1982), por una parte, y, por otra, con datos de historias de embarazos extraídos de la Encuesta Mundial de Fecundidad (EMF), confirman que  $\gamma = 4/5$  es una aproximación bastante acertada (Aguirre, 1990).

Existen numerosas aplicaciones del método del hijo previo en todo el mundo. Se han hecho con datos recogidos en maternidades de, entre otros lugares, Argentina (Irigoyen y Mychaszula, 1988), Bolivia (UNICEF/CELADE, 1985), Brasil (Ortiz, 1988), Honduras (UNICEF/CELADE, 1985), Islas Salomón (Macrae, 1979), Líbano (Fargues y Khlat, 1989) y Mali (Hill y Macrae, 1985; Hill y otros, 1986).

### A. SESGOS Y EXTENSIONES DEL MÉTODO BÁSICO

Como ya se mencionó, el método del hijo previo en su forma original utiliza información suministrada por las mujeres en un momento muy cercano al alumbramiento. Habitualmente los datos se recogen en hospitales o maternidades, sitios a los cuales no todas las mujeres tienen acceso. En los países menos desarrollados, las que dan a luz en hospitales y clínicas constituyen una submuestra de la población total de mujeres fecundas, en la que posiblemente estén sobrerrepresentadas las mujeres más jóvenes, más educadas y de un estrato socioeconómico más alto. Los hijos de estas mujeres están menos expuestos al riesgo de enfermedad

y muerte. También podría haber un sesgo en el sentido opuesto, si entre las mujeres que dan a luz en hospitales existe una concentración de aquellas con mayor riesgo. Ésta podría ser precisamente la razón por la cual tienen sus hijos bajo cuidados especiales. Así pues, si se utiliza información que proviene exclusivamente de mujeres que dan a luz en clínicas, se producen estimaciones de mortalidad sesgadas. Hill y otros (1986), por ejemplo, hallaron una relación inversa entre la mortalidad en la niñez y la paridez de la madre. Este resultado, que es contrario al esperado, constituye sólo un ejemplo de los sesgos que pueden producirse al utilizar una muestra compuesta solamente por mujeres que dan a luz en clínicas.

Una simulación de la recolección de información sobre el hijo previo basada en la Encuesta Mundial de Fecundidad (EMF) reveló importantes diferencias en el índice de mortalidad temprana en la niñez en Perú y en México, según el lugar del parto (Aguirre, 1990). La proporción de hijos previos muertos en el momento del último parto fue de 0.156 en Perú y de 0.092 en México para las mujeres que habían dado a luz en casa. Las cifras para las mujeres que habían sido incluidas en una muestra para la aplicación de la técnica del hijo previo, a saber, aquellas que habían tenido sus hijos en maternidades, fueron de 0.088 y 0.066, respectivamente. Durante los cinco años anteriores a la encuesta, hasta 61% de los partos en Perú y 46% en México tenían lugar en la casa. Dado que la proporción de hijos previos muertos a nivel nacional fue de 0.130 en Perú y de 0.078 en México, un investigador que entre comienzos y mediados de los años setenta hubiera recabado información para utilizar la técnica del hijo previo en clínicas y hospitales de Perú y México, con la intención de estimar la mortalidad de la niñez para toda la población, habría subestimado la mortalidad en un 32% y un 15%, respectivamente.

Una propuesta alternativa para que la cobertura sea más completa es entrevistar a las mujeres en una ocasión distinta al momento del alumbramiento, con el objeto de llegar a todos los niños pequeños. Tal oportunidad podría ser el momento de la prestación de un servicio, como una inmunización o la asistencia a un programa de nutrición. Lo importante es que, en principio, tal operación tenga como objetivo contactar a todos los niños.

Sin embargo, aunque de esta manera se logra aumentar la cobertura, surgen nuevas inexactitudes, ya que sólo se contacta a las mujeres cuyos hijos sobreviven hasta el momento de la prestación de ese servicio, ocasión en que se les pregunta sobre la supervivencia del hijo anterior. Nuevamente estamos en presencia de un caso de submuestra

“privilegiada”, cuya ventaja estriba en el hecho de que el último hijo está vivo. La inexactitud que se produce obedece a la dependencia que existe entre las probabilidades de muerte de hermanos sucesivos. Sin embargo, se trata de un problema que es posible solucionar.<sup>1</sup>

El problema puede plantearse de la siguiente manera. Hay dos hermanos, uno mayor y otro menor. Cada uno puede estar vivo o muerto en el momento de la prestación del servicio de salud. En consecuencia, hay cuatro situaciones posibles:

		MAYOR		
MENOR	VIVO	VIVO	MUERTO	TOTAL
	MUERTO	A	B	A+B
		C	D	C+D
	TOTAL	A+C	B+D	T=A+B+C+D

- A: Tanto el mayor como el menor están vivos. La madre va, por ejemplo, a vacunar al menor e informa que el mayor está vivo.  
 B: El mayor ha muerto y el menor vive. En consecuencia, la madre informa que el mayor ha muerto.  
 C: El mayor está vivo y el menor muerto. No se informa de la supervivencia del mayor.  
 D: Ambos han muerto. No se informa de la muerte del mayor.

Supongamos que  $x$  e  $y$  son, respectivamente, la edad del hermano mayor y la edad del hermano menor. La probabilidad real de que el mayor (de un par de niños) esté muerto es:

$$\Pr \{ \text{el mayor esté muerto} \} = \frac{B+D}{A+B+C+D} = q(x)$$

Sin embargo,  $C$  y  $D$  no son conocidos, ya que cuando el hermano menor está muerto la madre no es entrevistada. Con la información disponible se puede estimar  $q(x)$  como:

$$\hat{q}(x) = \frac{B}{A+B}$$

lo que equivale a la probabilidad condicional:

$$\Pr \{ \text{el mayor esté muerto} \mid \text{el menor está vivo} \}$$

<sup>1</sup> Aguirre y Hill (1987) esbozaron un enfoque para abordar el problema de la dependencia en las probabilidades de muerte de hermanos sucesivos.

Hay otra probabilidad condicional para la que no existe información alguna:

$$q^c(x) = \frac{D}{C+D} = \Pr \{ \text{el mayor esté muerto} \mid \text{el menor está muerto} \}$$

La verdadera probabilidad  $q(x)$  es un promedio ponderado de las últimas dos. También pueden definirse probabilidades similares de muerte para el hermano menor. La estimación de la probabilidad de que el hijo mayor esté muerto es:

$$\Pr \{ \text{mayor muerto} \mid \text{menor vivo} \} = \frac{\Pr \{ \text{mayor muerto y menor muerto} \}}{\Pr \{ \text{menor vivo} \}}$$

Cuando hay independencia:

$$\Pr \{ \text{mayor muerto y menor vivo} \} = q(x) [1-q(y)]$$

luego:

$$\hat{q}(x) = \frac{q(x) [1-q(y)]}{1-q(y)} = q(x)$$

No obstante, existe dependencia entre la mortalidad de hermanos sucesivos. En las poblaciones estudiadas hasta ahora, la asociación es positiva, es decir, las cifras de las celdas  $A$  y  $D$  son mayores que en el caso de la independencia. Sin embargo, los desarrollos matemáticos que siguen también son válidos para los casos en que hay dependencia negativa.<sup>2</sup> Ello puede ocurrir cuando una madre con un hijo previo muerto es tan cuidadosamente atendida que las probabilidades de que su hijo siguiente sobreviva aumentan por arriba del promedio.

Supongamos que el factor de dependencia es  $f$ , tal que:

$$q^c(y) = \Pr \{ \text{el menor esté muerto} \mid \text{el mayor muerto} \} f \cdot q(y)$$

$f = 1$  implica independencia. A medida que el grado de dependencia aumenta, también aumenta  $f$ . Un valor de  $f < 1$  significa dependencia negativa.

---

<sup>2</sup> En esta situación, los valores de las celdas  $B$  y  $C$  aumentan con respecto al caso de la independencia y los de  $A$  y  $D$  disminuyen.

Cuando hay dependencia entre las probabilidades, el número de casos en que ambos hijos están muertos aumenta (disminuye) de  $D = Tq(x)q(y)$  a:

$$D = f T q(x) q(y)$$

Las demás celdas pueden obtenerse por sustracción. Sea  $f'$  el factor de dependencia entre la mortalidad de pares de niños cuyas edades exactas son  $x$  e  $y$ .

Entonces:

$$C = T q(y) - f' T q(x) q(y) = T q(y) [1 - f' q(x)]$$

$$B = T q(y) - f' T q(x) q(y) = T q(x) [1 - f' q(y)]$$

$$\begin{aligned} A &= T [1 - q(y)] - T q(x) [1 - f' q(y)] \\ &= T [1 - [q(x) + q(y)] + f' q(x) q(y)] \end{aligned}$$

Estas relaciones se consideran para el ajuste de las estimaciones de mortalidad. En la práctica, cuando se aplica el método del hijo previo, la única estimación disponible es  $\hat{q}(x)$ . De acuerdo con lo que se ha visto antes,  $\hat{q}(x)$  subestima  $q(x)$  en la medida en que la dependencia sea positiva. Surgen dos preguntas. La primera, en cuanto a la exactitud de  $\hat{q}(x)$  como estimación de  $q(x)$ , y la segunda, en cuanto al ajuste necesario para que  $q(x)$  esté en consonancia con  $\hat{q}(x)$ . A partir de las fórmulas derivadas antes, es posible expresar  $\hat{q}(x)$  en términos de  $f'$ ,  $q(x)$  y  $q(y)$ :

$$\hat{q}(x) = \frac{B}{A+B} = \frac{T q(x) [1 - f' q(y)]}{T [1 - q(y)]} = q(x) \frac{1 - f' q(y)}{1 - q(y)}$$

Cuando  $f' > 1$  ( $f' < 1$ ),  $q(x)$  resulta subestimado (sobrestimado). Por consiguiente, es necesario un factor para hacer la corrección. El factor de corrección está dado por:

$$F = \frac{q(x)}{\hat{q}(x)} = \frac{q(x)}{q(x) \frac{[1 - f' q(y)]}{1 - q(y)}} = [1] \frac{1 - q(y)}{1 - f' q(y)}$$

El factor de corrección  $F$  es independiente de  $q(x)$ , propiedad que facilita el manejo de fórmulas más complejas. De hecho, hasta ahora hemos considerado el caso más simple, en que la edad de ambos hijos es constante. En consecuencia,  $f'$  fue definido como el factor de dependencia entre la mortalidad de pares de niños cuyas edades exactas son  $x$  e  $y$ .

Las edades fijas para el hijo mayor y el menor producen un intervalo intergenésico constante ( $x-y$ ). Sin embargo, las probabilidades de morir son sensibles a la duración de los períodos de exposición, y, por ende, los factores de dependencia se pueden ver afectados por ellos, así como por la duración de los propios intervalos intergenésicos. Por tanto, es necesario definir factores de dependencia en que se permitan variaciones de la edad de los hijos. Sea  $f_y$  el factor de dependencia entre la probabilidad de que un hijo muera a la edad  $y$  y la probabilidad de que su hermano mayor muera a la edad  $x$ , donde  $x$  puede ser cualquier edad, con la única condición de que  $y < x$ .

$$f_y = \frac{\text{Pr \{el menor muera antes de la edad } y \mid \text{el mayor muera antes de que el menor llegue a la edad } y\}}{\text{Pr \{el menor muera antes de la edad } y\}}$$

No hay una referencia directa a una edad específica del hijo mayor; de esta manera se permite la variación de la edad. Esta definición también permite la variación del intervalo intergenésico, lo que significa que el factor de corrección puede obtenerse con una fórmula análoga a [1], válida para cualquier  $x$ . Por ejemplo:

$$F_y = \frac{1 - q(y)}{1 - f_y q(y)} \quad \forall x > y \quad [2]$$

El índice de mortalidad temprana en la niñez que se obtiene cuando se aplica el método del hijo previo en su forma original, es decir, cuando se hacen las preguntas acerca de la supervivencia en ocasión del alumbramiento, es:

$$Q = \int_0^{\infty} I(x) q(x) \delta x$$

donde:

$I(x)$  es la distribución por edad de los hijos mayores, es decir,

$$Q = \int_b^B I(x) q(x) \delta x$$

donde:

$b$  es la longitud mínima de un intervalo intergenésico, y

$B$  es la longitud máxima de un intervalo intergenésico.

Suponiendo que se entrevista a las madres cuando la edad de su hijo menor es exactamente  $y$ , la proporción de hijos previos muertos es:

$$Q_y = \int_0^y I(x) q(x) \delta x$$

o más precisamente:

$$Q_y = \int_{b+y}^{B+y} I(x) q(x) \delta x$$

Sin embargo, la información suministrada por las madres cuyo último hijo ha sobrevivido sólo nos permite estimar:

$$\hat{Q}_y = \int_{b+y}^{B+y} I(x) \hat{q}(x) \delta x$$

Puede aplicarse el factor de corrección que figura en [2]:

$$\begin{aligned} F_y \hat{Q} &= \frac{1 - q(y)}{1 - f_y q(y)} \hat{Q}_y = \frac{1 - q(y)}{1 - f_y q(y)} \int_{b+y}^{B+y} I(x) \hat{q}(x) \delta x \\ &= \int_{b+y}^{B+y} I(x) \frac{1 - q(y)}{1 - f_y q(y)} \hat{q}(x) \delta x = \int_{b+y}^{B+y} I(x) q(x) \delta x = Q_y \end{aligned}$$

Nótese que  $Q_0 = Q$  y que  $\hat{Q}_0 = Q_0$ . Además, cuanto menor sea  $y$  más cerca estará  $\hat{Q}_y$  de  $Q_y$ .

En los cuadros 1, 2, 3 y 4 se presentan los factores de corrección considerando la mortalidad del estándar general del sistema logito de tablas de vida (Brass, 1971), con  $\beta=1$  y  $\alpha$  variando en un rango de -1.4 a 0.4,<sup>3</sup> y para valores de  $f'$  entre 0.0 y 3.0. En los cuadros se indican los factores que sirven para corregir las estimaciones cuando se plantean las preguntas en el momento en que los hijos menores tienen, respecti-

---

<sup>3</sup> El nivel de mortalidad también está indicado por la tasa de mortalidad infantil. El rango de los niveles de mortalidad cubre la mayoría (si no todos) de los niveles posibles de mortalidad de las poblaciones en que se podría aplicar la extensión de la técnica del hijo previo. Por una parte,  $\alpha > 0.4$  produce una mortalidad extremadamente alta, y, por otra,  $\alpha < -1.0$  implica un nivel bajo de mortalidad, que suele vincularse a las poblaciones con un cierto grado de desarrollo y registros vitales razonablemente buenos; en estas poblaciones la estimación indirecta no es la mejor manera de medir la mortalidad.



Cuadro 1

**FACTORES DE CORRECCIÓN PARA AJUSTAR LAS PROPORCIONES  
DE HIJOS PREVIOS FALLECIDOS, PARA DIFERENTES GRADOS  
DE DEPENDENCIA ENTRE LA SUPERVIVENCIA DE HIJOS  
SUCEIVOS Y DIVERSOS NIVELES DE MORTALIDAD  
CUANDO LOS ÚLTIMOS HIJOS VIVOS  
TIENEN 6 MESES DE EDAD**

Alfa	-1.4	-1.2	-1.0	-0.8	-0.6	-0.4	-0.2	-0.0	0.2	0.4
q(1.0)	0.011	0.016	0.023	0.034	0.050	0.073	0.106	0.150	0.208	0.282
f										
0.0	0.992	0.989	0.983	0.975	0.963	0.946	0.922	0.888	0.842	0.781
0.1	0.993	0.990	0.985	0.978	0.967	0.951	0.929	0.898	0.855	0.798
0.2	0.994	0.991	0.987	0.980	0.971	0.957	0.937	0.908	0.869	0.817
0.3	0.995	0.992	0.988	0.982	0.974	0.962	0.944	0.919	0.884	0.836
0.4	0.995	0.993	0.990	0.985	0.978	0.967	0.952	0.930	0.899	0.856
0.5	0.996	0.994	0.992	0.987	0.981	0.972	0.959	0.941	0.914	0.877
0.6	0.997	0.995	0.993	0.990	0.985	0.978	0.967	0.952	0.930	0.899
0.7	0.998	0.997	0.995	0.992	0.989	0.983	0.975	0.964	0.947	0.922
0.8	0.998	0.998	0.997	0.995	0.992	0.989	0.983	0.975	0.964	0.947
0.9	0.999	0.999	0.998	0.997	0.996	0.994	0.992	0.988	0.982	0.973
1.0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1.1	1.001	1.001	1.002	1.003	1.004	1.006	1.009	1.013	1.019	1.029
1.2	1.002	1.002	1.003	1.005	1.008	1.011	1.017	1.026	1.039	1.059
1.3	1.002	1.003	1.005	1.008	1.012	1.017	1.026	1.039	1.060	1.092
1.4	1.003	1.005	1.007	1.010	1.015	1.023	1.035	1.053	1.081	1.126
1.5	1.004	1.006	1.009	1.013	1.019	1.029	1.044	1.067	1.104	1.163
1.6	1.005	1.007	1.010	1.016	1.023	1.035	1.053	1.082	1.127	1.203
1.7	1.005	1.008	1.012	1.018	1.027	1.041	1.063	1.097	1.152	1.245
1.8	1.006	1.009	1.014	1.021	1.031	1.047	1.073	1.112	1.177	1.290
1.9	1.007	1.010	1.016	1.023	1.035	1.054	1.082	1.128	1.204	1.338
2.0	1.008	1.012	1.017	1.026	1.039	1.060	1.092	1.144	1.232	1.390
2.1	1.009	1.013	1.019	1.029	1.044	1.066	1.103	1.161	1.261	1.447
2.2	1.009	1.014	1.021	1.032	1.048	1.073	1.113	1.178	1.292	1.508
2.3	1.010	1.015	1.023	1.034	1.052	1.080	1.123	1.196	1.324	1.575
2.4	1.011	1.016	1.024	1.037	1.056	1.086	1.134	1.214	1.358	1.647
2.5	1.012	1.017	1.026	1.040	1.060	1.093	1.145	1.233	1.393	1.727
2.6	1.012	1.019	1.028	1.042	1.065	1.100	1.156	1.253	1.431	1.815
2.7	1.013	1.020	1.030	1.045	1.069	1.107	1.168	1.273	1.470	1.913
2.8	1.014	1.021	1.032	1.048	1.073	1.114	1.179	1.294	1.512	2.021
2.9	1.015	1.022	1.034	1.051	1.078	1.121	1.191	1.315	1.556	2.143
3.0	1.016	1.023	1.035	1.054	1.082	1.128	1.203	1.337	1.603	2.280

Cuadro 2

**FACTORES DE CORRECCIÓN PARA AJUSTAR LAS PROPORCIONES  
DE HIJOS PREVIOS FALLECIDOS, PARA DIFERENTES GRADOS  
DE DEPENDENCIA ENTRE LA SUPERVIVENCIA DE HIJOS  
SUCEIVOS Y DIVERSOS NIVELES DE MORTALIDAD  
CUANDO LOS ÚLTIMOS HIJOS VIVOS  
TIENEN 12 MESES DE EDAD**

Alfa	-1.4	-1.2	-1.0	-0.8	-0.6	-0.4	-0.2	-0.0	0.2	0.4
q(1.0)	0.011	0.016	0.023	0.034	0.050	0.073	0.106	0.150	0.208	0.282
f										
0.0	0.989	0.984	0.977	0.966	0.950	0.927	0.894	0.850	0.792	0.718
0.1	0.990	0.986	0.979	0.969	0.954	0.933	0.904	0.863	0.808	0.739
0.2	0.991	0.987	0.981	0.972	0.959	0.940	0.914	0.876	0.826	0.761
0.3	0.993	0.989	0.984	0.976	0.964	0.947	0.924	0.890	0.844	0.784
0.4	0.994	0.990	0.986	0.979	0.969	0.955	0.934	0.904	0.864	0.809
0.5	0.995	0.992	0.988	0.982	0.974	0.962	0.944	0.919	0.884	0.836
0.6	0.996	0.994	0.991	0.986	0.979	0.969	0.955	0.934	0.905	0.864
0.7	0.997	0.995	0.993	0.989	0.984	0.977	0.966	0.950	0.927	0.895
0.8	0.998	0.997	0.995	0.993	0.989	0.984	0.977	0.966	0.950	0.927
0.9	0.999	0.998	0.998	0.996	0.995	0.992	0.988	0.983	0.974	0.962
1.0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1.1	1.001	1.002	1.002	1.004	1.005	1.008	1.012	1.018	1.027	1.041
1.2	1.002	1.003	1.005	1.007	1.011	1.016	1.024	1.037	1.056	1.085
1.3	1.003	1.005	1.007	1.011	1.016	1.024	1.037	1.056	1.086	1.134
1.4	1.004	1.006	1.010	1.014	1.022	1.033	1.050	1.076	1.118	1.186
1.5	1.005	1.008	1.012	1.018	1.027	1.041	1.063	1.097	1.152	1.244
1.6	1.006	1.010	1.015	1.022	1.033	1.050	1.076	1.118	1.188	1.308
1.7	1.008	1.011	1.017	1.026	1.039	1.059	1.090	1.141	1.226	1.379
1.8	1.009	1.013	1.019	1.029	1.044	1.068	1.105	1.164	1.267	1.458
1.9	1.010	1.015	1.022	1.033	1.050	1.077	1.119	1.189	1.311	1.547
2.0	1.011	1.016	1.024	1.037	1.056	1.086	1.134	1.214	1.357	1.647
2.1	1.012	1.018	1.027	1.041	1.062	1.096	1.150	1.241	1.408	1.761
2.2	1.013	1.020	1.030	1.045	1.068	1.105	1.165	1.269	1.462	1.891
2.3	1.014	1.021	1.032	1.049	1.074	1.115	1.182	1.298	1.520	2.043
2.4	1.015	1.023	1.035	1.052	1.080	1.125	1.198	1.328	1.584	2.221
2.5	1.016	1.025	1.037	1.056	1.087	1.135	1.216	1.360	1.653	2.434
2.6	1.017	1.026	1.040	1.060	1.093	1.145	1.233	1.393	1.728	2.691
2.7	1.019	1.028	1.042	1.064	1.099	1.156	1.252	1.429	1.810	3.009
2.8	1.020	1.030	1.045	1.069	1.106	1.166	1.271	1.466	1.901	3.412
2.9	1.021	1.031	1.048	1.073	1.112	1.177	1.290	1.504	2.001	3.940
3.0	1.022	1.033	1.050	1.077	1.119	1.188	1.310	1.545	2.112	4.662

Cuadro 3  
**FACTORES DE CORRECCIÓN PARA AJUSTAR LAS PROPORCIONES  
DE HIJOS PREVIOS FALLECIDOS, PARA DIFERENTES GRADOS  
DE DEPENDENCIA ENTRE LA SUPERVIVENCIA DE HIJOS  
SUCEIVOS Y DIVERSOS NIVELES DE MORTALIDAD  
CUANDO LOS ÚLTIMOS HIJOS VIVOS  
TIENEN 18 MESES DE EDAD**

Alfa	-1.4	-1.2	-1.0	-0.8	-0.6	0.4	-0.2	-0.0	0.2	0.4
q(1.0 f	0.011	0.016	0.023	0.034	0.050	0.073	0.106	0.150	0.208	0.282
0.0	0.987	0.981	0.972	0.959	0.941	0.914	0.877	0.827	0.762	0.682
0.1	0.989	0.983	0.975	0.963	0.946	0.922	0.888	0.842	0.781	0.705
0.2	0.990	0.985	0.978	0.967	0.952	0.930	0.899	0.857	0.800	0.729
0.3	0.991	0.987	0.981	0.971	0.958	0.938	0.911	0.872	0.821	0.754
0.4	0.992	0.989	0.983	0.975	0.964	0.947	0.922	0.888	0.842	0.782
0.5	0.994	0.991	0.986	0.979	0.969	0.955	0.934	0.905	0.865	0.811
0.6	0.995	0.992	0.989	0.983	0.975	0.964	0.947	0.923	0.889	0.844
0.7	0.996	0.994	0.992	0.987	0.981	0.973	0.960	0.941	0.914	0.877
0.8	0.997	0.996	0.994	0.992	0.988	0.982	0.973	0.960	0.941	0.915
0.9	0.999	0.998	0.997	0.996	0.994	0.991	0.986	0.980	0.970	0.956
1.0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1.1	1.001	1.002	1.003	1.004	1.006	1.009	1.014	1.021	1.032	1.049
1.2	1.003	1.004	1.006	1.009	1.013	1.019	1.029	1.044	1.067	1.103
1.3	1.004	1.006	1.009	1.013	1.019	1.029	1.044	1.067	1.103	1.162
1.4	1.005	1.008	1.011	1.017	1.026	1.039	1.059	1.091	1.143	1.229
1.5	1.006	1.010	1.014	1.022	1.033	1.049	1.075	1.117	1.185	1.303
1.6	1.008	1.012	1.017	1.026	1.039	1.060	1.092	1.144	1.230	1.388
1.7	1.009	1.013	1.020	1.030	1.046	1.070	1.109	1.172	1.280	1.483
1.8	1.010	1.015	1.023	1.035	1.053	1.081	1.126	1.201	1.333	1.593
1.9	1.012	1.017	1.026	1.040	1.060	1.092	1.144	1.232	1.391	1.721
2.0	1.013	1.019	1.029	1.044	1.067	1.104	1.163	1.265	1.454	1.871
2.1	1.014	1.021	1.032	1.049	1.074	1.115	1.182	1.299	1.523	2.050
2.2	1.016	1.023	1.035	1.053	1.082	1.127	1.202	1.335	1.599	2.266
2.3	1.017	1.025	1.038	1.058	1.089	1.139	1.223	1.374	1.683	2.533
2.4	1.018	1.027	1.041	1.063	1.097	1.152	1.244	1.414	1.776	2.872
2.5	1.019	1.029	1.044	1.068	1.104	1.164	1.266	1.457	1.880	3.315
2.6	1.021	1.031	1.047	1.072	1.112	1.177	1.289	1.503	1.997	3.920
2.7	1.022	1.033	1.051	1.077	1.120	1.190	1.313	1.552	2.130	4.795
2.8	1.023	1.035	1.054	1.082	1.128	1.204	1.338	1.604	2.282	6.173
2.9	1.025	1.037	1.057	1.087	1.136	1.217	1.363	1.660	2.457	8.663
3.0	1.026	1.039	1.060	1.092	1.144	1.232	1.390	1.719	2.661	14.518

Cuadro 4

**FACTORES DE CORRECCIÓN PARA AJUSTAR LAS PROPORCIONES  
DE HIJOS PREVIOS FALLECIDOS, PARA DIFERENTES GRADOS  
DE DEPENDENCIA ENTRE LA SUPERVIVENCIA DE HIJOS  
SUCEIVOS Y DIVERSOS NIVELES DE MORTALIDAD  
CUANDO LOS ÚLTIMOS HIJOS VIVOS  
TIENEN 24 MESES DE EDAD**

Alfa	-1.4	-1.2	-1.0	-0.8	-0.6	-0.4	-0.2	-0.0	0.2	0.4
q(1.0)	0.011	0.016	0.023	0.034	0.050	0.073	0.106	0.150	0.208	0.282
f										
0.0	0.986	0.979	0.969	0.954	0.933	0.903	0.862	0.807	0.737	0.653
0.1	0.987	0.981	0.972	0.958	0.939	0.912	0.874	0.823	0.757	0.676
0.2	0.988	0.983	0.975	0.963	0.946	0.921	0.886	0.839	0.778	0.701
0.3	0.990	0.985	0.978	0.967	0.952	0.930	0.899	0.857	0.800	0.729
0.4	0.991	0.987	0.981	0.972	0.959	0.939	0.912	0.875	0.824	0.758
0.5	0.993	0.989	0.984	0.976	0.965	0.949	0.926	0.893	0.849	0.790
0.6	0.994	0.991	0.987	0.981	0.972	0.959	0.940	0.913	0.875	0.824
0.7	0.996	0.994	0.990	0.986	0.979	0.969	0.954	0.933	0.903	0.862
0.8	0.997	0.996	0.994	0.990	0.986	0.979	0.969	0.954	0.933	0.904
0.9	0.999	0.998	0.997	0.995	0.993	0.989	0.984	0.977	0.966	0.949
1.0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1.1	1.001	1.002	1.003	1.005	1.007	1.011	1.016	1.025	1.037	1.056
1.2	1.003	1.004	1.007	1.010	1.015	1.022	1.033	1.050	1.077	1.119
1.3	1.004	1.007	1.010	1.015	1.022	1.033	1.051	1.077	1.120	1.190
1.4	1.006	1.009	1.013	1.020	1.030	1.045	1.069	1.106	1.166	1.270
1.5	1.007	1.011	1.016	1.025	1.037	1.057	1.087	1.136	1.217	1.363
1.6	1.009	1.013	1.020	1.030	1.045	1.069	1.106	1.168	1.272	1.469
1.7	1.010	1.015	1.023	1.035	1.053	1.081	1.126	1.201	1.333	1.594
1.8	1.012	1.018	1.027	1.040	1.061	1.094	1.147	1.237	1.399	1.742
1.9	1.013	1.020	1.030	1.045	1.069	1.107	1.169	1.274	1.473	1.919
2.0	1.015	1.022	1.033	1.051	1.078	1.120	1.191	1.314	1.555	2.138
2.1	1.016	1.024	1.037	1.056	1.086	1.134	1.214	1.357	1.646	2.412
2.2	1.018	1.027	1.040	1.062	1.095	1.148	1.238	1.403	1.749	2.768
2.3	1.019	1.029	1.044	1.067	1.103	1.162	1.263	1.451	1.865	3.246
2.4	1.021	1.031	1.047	1.072	1.112	1.177	1.289	1.503	1.998	3.924
2.5	1.022	1.034	1.051	1.078	1.121	1.192	1.317	1.559	1.151	4.960
2.6	1.024	1.036	1.055	1.084	1.130	1.208	1.345	1.620	1.330	6.739
2.7	1.025	1.038	1.058	1.089	1.140	1.224	1.375	1.685	2.541	10.507
2.8	1.027	1.041	1.062	1.095	1.149	1.240	1.406	1.756	2.795	23.840
2.9	1.028	1.043	1.066	1.101	1.159	1.257	1.438	1.833	3.104	-88.668
3.0	1.030	1.045	1.069	1.107	1.168	1.274	1.472	1.917	3.491	-15.503

vamente, 6, 12, 18 y 24 meses de edad. Las hileras correspondientes a  $f^* = 1.0$  contienen la unidad, lo que indica que no hace falta corrección en el caso de independencia estocástica. Encima de estas hileras los valores indican sobrestimación, la que debe corregirse con factores menores que 1. Todo esto ocurre cuando hay una dependencia negativa ( $f^* < 1$ ). En contraste, con una dependencia positiva se produce en realidad una subestimación, que se ajusta con factores superiores a 1. Cuanto más apartado se esté de la independencia (mientras mayor sea  $|f^* - 1|$ ) y/o mientras mayor sea el nivel de mortalidad (mayor  $\alpha$  ó  ${}_1q_0$ ), más grave será la subestimación (sobrestimación) y mayor la magnitud de la corrección. Esa gravedad también aumenta cuando el hijo menor es de más edad (compárense los cuadros). En lo que se examinó antes, se utilizó una edad fija y para el hijo menor en el momento de recogerse la información. En la práctica, cuando se recaban los datos, los niños a los cuales se dirige el servicio prestado tendrán diferentes edades. Sin embargo, se prevé que las edades oscilarán dentro de un cierto margen. Si, por ejemplo, el servicio prestado es una inmunización, es probable que se entreviste a las mujeres con hijos no menores de dos meses ni mayores de dos años. Incluso si el tipo de servicio entraña el contactar a niños de un mayor margen de edades, el análisis puede restringirse a los casos en que las edades se ubican dentro de un intervalo más corto, en que los problemas de memoria no sean considerables, por ejemplo, no más de tres años. Una estimación comparable con la técnica del hijo previo "tradicional" sería la proporción de hijos previos muertos, nacidos de madres que tuvieron su último hijo dentro del intervalo permitido, independientemente de si su último hijo está vivo o no:

$$Q = \int_v^V I(y) \int_{b+y}^{B+y} I(x) q(x) \delta x \delta y$$

donde:

$v$  es la edad mínima de los hijos menores

$V$  es la edad máxima de los hijos menores

$I(y)$  es la distribución de los hijos según el tiempo transcurrido desde su nacimiento

Nuevamente, y dado que no todas las mujeres fueron entrevistadas, la estimación disponible es:

$$\hat{Q} = \int_v^V I(y) \int_{b+y}^{B+y} I(x) \hat{q}(x) \delta x \delta y$$

El factor de corrección para esta estimación está dado por:

$$\phi = \frac{Q}{\hat{Q}}$$

que es un promedio ponderado de los factores de corrección  $F_y$ :

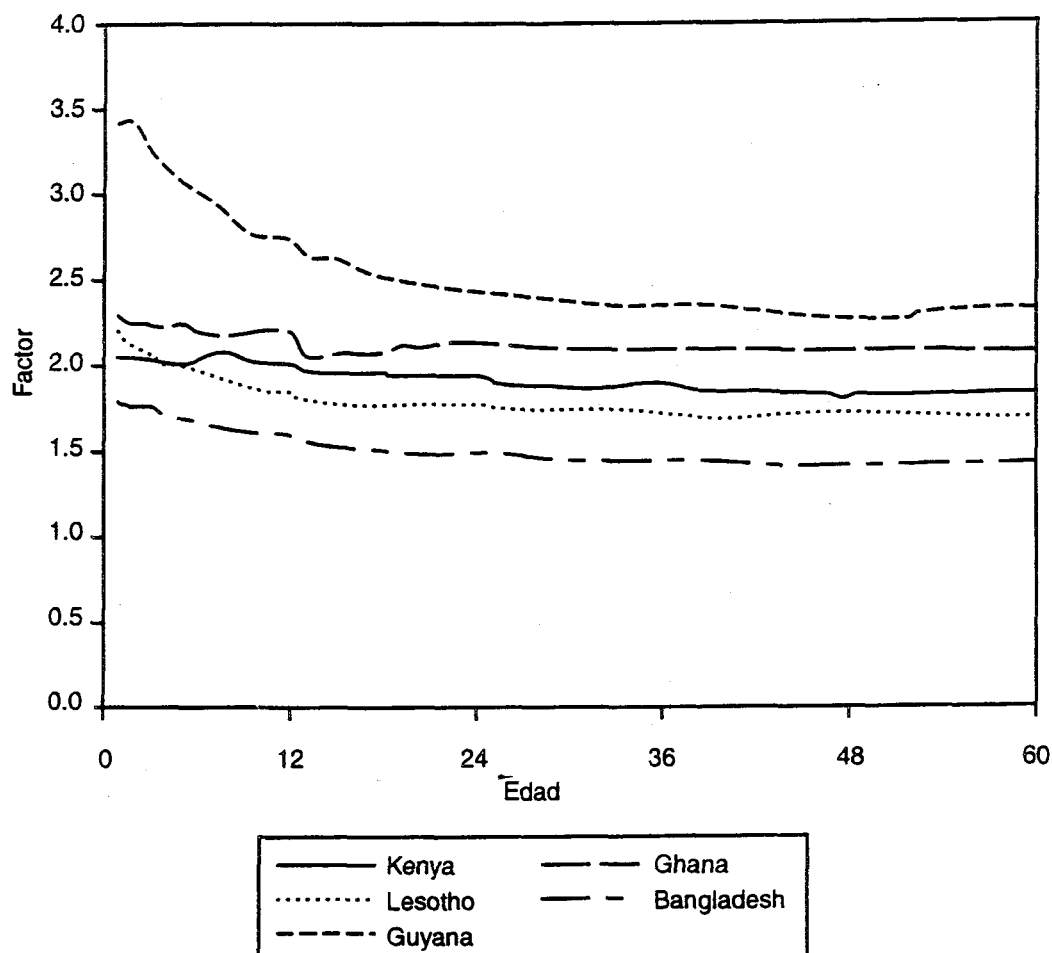
$$\begin{aligned} \phi &= \frac{Q}{\hat{Q}} = \frac{\int_v^V \int_{b+y}^{B+y} I(y) I(x) q(x) \delta x \delta y}{\int_v^V \int_{b+y}^{B+y} I(y) I(x) \hat{q}(x) \delta x \delta y} = \\ &= \frac{\int_v^V \int_{b+y}^{B+y} I(y) I(x) \hat{q}(x) \frac{1 - q(y)}{1 - f_y q(y)} \delta x \delta y}{\int_v^V \int_{b+y}^{B+y} I(y) I(x) \hat{q}(x) \delta x \delta y} = \\ &= \frac{\int_v^V I(y) \frac{1 - q(y)}{1 - f_y q(y)} \left[ \int_{b+y}^{B+y} I(x) \hat{q}(x) \delta x \right] \delta y}{\int_v^V I(y) \left[ \int_{b+y}^{B+y} I(x) \hat{q}(x) \delta x \right] \delta y} = \\ &= \frac{\int_v^V I(y) \hat{Q}(y) \frac{1 - q(y)}{1 - f_y q(y)} \delta y}{\int_v^V I(y) \hat{Q}(y) \delta y} = \frac{\int_v^V I(y) \hat{Q}(y) F_y \delta y}{\int_v^V I(y) \hat{Q}(y) \delta y} \end{aligned}$$

Es decir, un promedio de las  $F_y$  sobre las edades de los hijos menores, ponderado por el producto  $I(y)\hat{Q}(y)$ . Así, el valor del factor de corrección  $\phi$  también dependerá de la distribución de las edades de los hijos menores, que pueden variar de una población a otra, así como según el tipo de intervención de salud. Por consiguiente, no es posible desarrollar algo así como factores de corrección universales sobre la única base del nivel de mortalidad. Es más, sería una sofisticación innecesaria, porque un promedio simple no debe diferir mucho de  $\phi$ . De hecho, los factores de dependencia  $f_y$  varían inversamente al nivel de mortalidad. Ello significa que probablemente no se utilizarán la mayoría de los factores de corrección  $F_y$  que figuran en los cuadros, y que los que se usen serán relativamente similares. De esa manera, aunque se podría hacer más para mejorar el factor de corrección  $\phi$ , el esfuerzo no parece valer la pena. Un promedio simple de las edades de los hijos menores puede bastar para decidir qué cuadro(s) debe(n) utilizarse para seleccionar (interpolarse, en el caso de las edades intermedias) el factor de corrección.

## B. APLICACIONES EMPÍRICAS

Para calcular factores empíricos de dependencia entre las probabilidades de muerte de hermanos sucesivos, se utilizaron los registros de embarazos extraídos de cinco encuestas de la EMF. La selección de los países se basó en tres criterios. Primero, las edades al morir debieron codificarse mes a mes para poder determinar con exactitud si un niño había muerto o no, para cada edad en meses del hijo siguiente. Segundo, se incluyeron países con diversos niveles de mortalidad, para averiguar si había una relación entre el nivel de mortalidad y el grado de dependencia. En tercer lugar, se buscó una representación geográfica mundial. Los países, ordenados de mayor a menor nivel de mortalidad (tasas de mortalidad infantil por 1 000 en paréntesis), son Bangladesh (135), Lesotho (126), Kenya (87), Ghana (72) y Guyana (58). Para el análisis de la dependencia se utilizaron datos de un total de 76 371 pares de niños. Los factores de dependencia para los primeros 60 meses de vida de los 5 países seleccionados aparecen en el gráfico 1. El resultado más destacado es que cuanto mayor es la mortalidad, menor es el factor de dependencia entre las probabilidades de muerte de hermanos sucesivos. También puede observarse una reducción sistemática de los factores a medida que aumenta la edad. La reducción es más importante durante el primer año.

**Gráfico 1**  
**PAÍSES SELECCIONADOS: FACTORES DE DEPENDENCIA**  
**ENTRE LAS PROBABILIDADES DE MUERTE DE**  
**HERMANOS SUCESIVOS, SEGÚN**  
**LA EDAD DEL MENOR**



En el gráfico 1 se ilustra una aplicación de la extensión del método del hijo previo con datos recogidos por el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS), en el marco de un proyecto sobre planificación familiar basada en el riesgo reproductivo. Este proyecto comprendió la realización de dos encuestas paralelas, durante los meses de septiembre y octubre de 1986, en los estados de Aguascalientes y Querétaro. En una de las encuestas se entrevistó a las mujeres durante su internación en maternidades del IMSS. En la otra, las entrevistas se realizaron en clínicas de consulta externa del IMSS, con mujeres en edad de procrear, tanto si las mujeres estaban en la clínica para recibir un servicio como si estaban acompañando a un paciente. Entre otras numerosas informaciones so-



licitadas, en los hospitales se preguntó acerca de la supervivencia del hijo previo. En las clínicas, por otra parte, los datos recabados incluían la supervivencia del penúltimo hijo y la fecha de nacimiento del último, así como información sobre su supervivencia. Tal información es suficiente para aplicar la técnica del hijo previo tanto en su forma original como según la extensión aquí propuesta.

El índice de mortalidad temprana en la niñez obtenido a partir de la encuesta en los hospitales fue de 37.8 por 1 000. En consonancia con este resultado, en la encuesta realizada en las clínicas, restringiendo la muestra a los casos en que el último hijo había nacido menos de dos años antes de la encuesta (para evitar problemas de memoria), la proporción de hijos previos muertos fue de 37.1 por 1 000. Si sólo se considera a las mujeres con un hijo sobreviviente, la proporción es 35.1 por 1 000. Esta última cifra es inferior a las anteriores, debido a los efectos de la dependencia entre los riesgos de mortalidad.

Si la información se hubiera recogido durante la prestación de un servicio, en cuyo caso sólo se hubiera entrevistado a mujeres con un hijo sobreviviente, se dispondría únicamente de la última estimación de mortalidad, estimación que debe corregirse por los efectos de la dependencia. Merced a información suplementaria se supo que la edad promedio de los hijos nacidos en los dos últimos años antes de la encuesta era de 9.3 meses. En el gráfico 1 se observa que en Guyana, que tiene el nivel de mortalidad más bajo de los cinco países, el factor de dependencia es de casi 3.0 a los 9 meses. La mortalidad de la población utilizada en este ejemplo es aún menor, de modo que es de prever que el factor de dependencia sea mayor. Suponiendo un factor de dependencia de 3.0 y un nivel de mortalidad correspondiente a  $\alpha = -1.0$  (tasa de mortalidad infantil de 23 por 1 000), el factor de corrección interpolado de los cuadros 1 y 2 es  $F_{9,3} = 1.043$ . La estimación corregida para los datos de las madres con un hijo sobreviviente entrevistadas en las clínicas es:

$$Q = F_{9,3} \hat{Q} = 1.043 \times 35.1 = 36.6$$

Es decir, una cifra más cercana a la que se obtuvo utilizando la información de todas las mujeres entrevistadas en las clínicas y también a la obtenida a partir de los datos de los hospitales.

La población que tiene derecho a los servicios de salud del IMSS es una población selecta: predominantemente urbana y con condiciones socioeconómicas por encima del promedio. Por consiguiente, no hay grandes diferencias en cuanto al tipo de servicios solicitados. Es decir,

las mujeres que se atienden por consultas obstétricas y por consultas ambulatorias en el IMSS son básicamente las mismas. Ello explica la coincidencia de los resultados, ya que los datos provenientes de las clínicas no aumentaron la cobertura con respecto a la de los hospitales. De hecho, el objetivo de este ejemplo era comprobar la validez de la extensión de la técnica del hijo previo, y para esta prueba hubo que confrontar muestras comparables.

La corrección probablemente no fue muy importante, dado el bajo nivel de mortalidad de la población utilizada para ilustrar la extensión del método del hijo previo. Sin embargo, la corrección fue en la dirección correcta y era del orden de magnitud requerido. En poblaciones con mayor mortalidad la corrección será cuantitativamente más importante que en este ejemplo.

En conclusión, el método en su forma original puede tener un valor limitado cuando se utiliza en áreas donde sólo una baja proporción de los nacimientos se produce en hospitales y clínicas. La ventaja de la extensión descrita en este trabajo es que se puede plantear la pregunta básica acerca de la supervivencia del hijo previo en una variedad mucho más amplia de circunstancias, en que la cobertura puede resultar muy superior.

## GLOSARIO

$\pi$ , Q: Proporción de hijos anteriores muertos.

I: Intervalo intergenésico medio.

${}_xq_0$ ,  $q(x)$ : Probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad  $x$ .

*Las expresiones anteriores se utilizan para denotar las probabilidades de muerte del hijo previo o del mayor en un par de hijos.*

${}_yq_0$ ,  $q(y)$ : Probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad  $y$ .

*En este caso, son utilizadas para denotar las probabilidades de muerte de hijos actuales o del menor de un par de hijos.*

$I^*$ : Edad tal que  $\pi = q(I^*)$ .

$\gamma$ : Cociente de  $I^*$  sobre  $I$  [ $\gamma = I^*/I$ ].

$l_x$ : Número [proporción] de sobrevivientes a la edad  $x$ .

A: Número de casos en que, en un par de hijos, ambos están vivos.

- $B$ : Número de casos en que, en un par de hijos, el mayor está muerto y el menor vivo.
- $C$ : Número de casos en que, en un par de hijos, el mayor está vivo y el menor muerto.
- $D$ : Número de casos en que, en un par de hijos, ambos están muertos.
- $\hat{q}(x)$ : Probabilidad de que el hijo mayor esté muerto, dado que el menor vive.
- $q^c(x)$ : Probabilidad de que el hijo mayor esté muerto, dado que el menor está muerto.
- $\hat{q}(y)$ : Probabilidad de que el hijo menor esté muerto, dado que el mayor vive.
- $q^c(y)$ : Probabilidad de que el hijo menor esté muerto, dado que el mayor está muerto.
- $f$ : Factor de dependencia entre las probabilidades de muerte de dos hermanos sucesivos.
- $F$ : Factor de corrección para  $\hat{q}(x)$ .
- $f_y$ : Factor de dependencia entre las probabilidades de muerte de dos hermanos sucesivos, cuando la edad del menor es  $y$ .
- $F_y$ : Factor de corrección para  $\hat{q}(x)$ , cuando la edad del menor es  $y$ .
- $I(x)$ : Distribución de los hijos mayores por tiempo desde su nacimiento.
- $b$ : Longitud mínima de un intervalo intergenésico.
- $B$ : Longitud máxima de un intervalo intergenésico.
- $Q_y$ : Proporción de hijos previos muertos cuando el menor tiene [tendría] la edad  $y$ .
- $\hat{Q}_y$ : Proporción de hijos previos muertos cuando el menor tiene edad  $y$ .
- $\alpha$ : Parámetro que indica el nivel de mortalidad en el sistema logito de tablas de vida.
- $\beta$ : Parámetro que indica el patrón de mortalidad en el sistema logito de tablas de vida.
- $Q$ : Proporción de hijos previos muertos cuando se entrevista a las madres en un momento posterior al alumbramiento, independientemente de la supervivencia del hijo menor.

- v: Edad mínima de los hijos menores.
- V: Edad máxima de los hijos menores.
- I(y): Distribución de los hijos menores por tiempo desde su nacimiento.
- $\hat{Q}$ : Estimación de Q cuando los hijos menores viven.
- $\phi$ : Factor de corrección para  $\hat{Q}$ .

## BIBLIOGRAFÍA

- Aguirre, Alejandro (1990), "The Preceding Birth Technique for the Estimation of Child Mortality: Theory, Extensions and Applications", tesis de grado, Londres, University of London.
- Aguirre, Alejandro y Allan G. Hill (1987), "Childhood Mortality Estimates Using the Preceding Birth Technique: Some Applications and Extensions", CPS Research Paper, N° 87-2, Londres, Centro de Estudios Demográficos, University of London.
- Brass, William (1971), "Sobre la escala de la mortalidad", serie DS - CELADE (San José), N° 7, San José de Costa Rica, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Brass, William y S. Macrae (1985), "Childhood mortality estimated from reports on previous births given by mothers at the time of a maternity. I. Preceding Birth Technique", *Advances in Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*, William Brass (comp.), Londres, Centro de Estudios Demográficos, University of London.
- Brass, William y otros (1968), *The Demography of Tropical Africa*, Princeton, Princeton University Press.
- Coale, Ansley J. y Paul Demeny (1983), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Nueva York, Academic Press.
- Fargues, Philippe y Myriam Khlat (1989), "Child mortality in Beirut: six indirect estimates based on data collected at the time of a birth", *Populations Studies*, Londres.
- Guzmán, José Miguel (1988), El procedimiento del hijo previo: la experiencia latinoamericana (LC/DEM/DGF/R.1), documento presentado al "Seminario Latinoamericano de Recolección y Procesamiento de Datos Demográficos" (Santiago de Chile, 23 al 27 de mayo de 1988), Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Hill, Allan G. y S. Macrae (1985), "Measuring childhood mortality levels: a new approach", *UNICEF Social Statistics Bulletin*, N° 8 (2), Nairobi.
- Hill, Allan G. y otros (1986), "L'enquête pilote sur la mortalité aux jeunes âges dans cinq maternités de la ville de Bamako, Mali", *Estimation de la mortalité du jeune enfant*, vol. 145, París, Éditions de l'Institut National de la Santé et de la Recherche Médicale (INSERM).
- Irigoyen, Miguel y Sonia María Mychaszula (1988), "Estimación de la mortalidad infantil mediante el método del hijo previo. Aplicación en el hospital rural de Junín de los Andes", documento presentado al "Seminario Latinoamericano de Recolección y

- Procesamiento de Datos Demográficos" (Santiago de Chile, 23 al 27 de mayo de 1988), Buenos Aires, Centro de Estudios de Población (CENEP).
- Macrae, S. (1979), "Birth Notification Data as a Source of Basic Demographic Measures: Illustrated by Specific Application to the Study of Childhood Mortality in the Salomon Islands", tesis de grado, Londres, University of London.
- Mbacké, Cheikh (1988), "Quelques difficultés liées à la mesure de la mortalité des enfants pour l'évaluation des programmes de santé en Afrique", *African Population Conference*, vol. 2, Dakar, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP).
- Naciones Unidas (1982), *Tablas modelo de mortalidad para países en desarrollo*, serie Population Studies, N° 77 (ST/ESA/SER.A/77), Nueva York. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.81.XIII.7.
- Ortiz, Luis Patricio (1988), "Estimativas de mortalidade infantil através do método do filho prévio", *Anais do VI Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, vol. 4, Olinda, Brasil.
- UNICEF/CELADE (Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia/Centro Latinoamericano de Demografía) (1985), "Nuevo procedimiento para recolectar información sobre mortalidad de la niñez: investigación experimental en Bolivia y Honduras", serie OI, N° 37 (LC/DEM/G.26), Santiago de Chile.

# **PAREO DE DATOS SOBRE DEFUNCIONES INFANTILES Y NACIMIENTOS EN CHILE**

**Erica Taucher\***  
**Nora Díaz**  
**Gloria Icaza**  
Universidad de Chile

## **RESUMEN**

Se comparan los datos sobre características del niño y de sus padres registrados en el certificado de nacimiento y en el de defunción, y se evalúa la repercusión de sus discrepancias en los resultados obtenidos en el cálculo de diferenciales de mortalidad infantil, cuando en el numerador se utilizan las defunciones de una u otra fuente de datos. Para ello se parearon los datos de las defunciones de menores de un año ocurridas en la cohorte de nacimientos de 1994 con los datos de sus respectivos nacimientos, utilizando para el pareo el número del rol único nacional (RUN) que se consigna tanto en el certificado de nacimiento como en el de defunción.

---

\* Manifestamos nuestros agradecimientos al Departamento de Estadísticas Demográficas y Sociales del Instituto Nacional de Estadísticas de Chile (INE) por poner a nuestra disposición los archivos de nacimientos y defunciones, que posibilitaron el cálculo de los diferenciales de mortalidad.

Las mayores discrepancias se observaron en lo concerniente a las semanas de gestación del niño y los años de instrucción del padre y de la madre. Sin embargo, al comparar entre sí los diferenciales de mortalidad asociados a las distintas variables, se pudo apreciar que las diferencias entre las tasas no alteraban la forma de los patrones.

(MORTALIDAD INFANTIL)  
(ACTAS DE NACIMIENTO)

(ACTAS DE DEFUNCIÓN)

## **MATCHING DATA ON INFANT MORTALITY AND BIRTHS IN CHILE**

### **ABSTRACT**

This study compares information on the characteristics of children and their parents, as contained in birth and death certificates, and assesses the impact of discrepancies in that information on the results obtained in calculating differentials in infant mortality, when data on deaths from one or other of these sources is used as numerator. For this purpose, data on deaths under one year of age in the birth cohort for 1994 were paired with data on the corresponding births. The pairing was done using the national identification number which appears on both birth and death certificates.

The greatest discrepancies observed were related to the number of weeks of gestation of the child and the years of school completed by the parents. However, when comparisons were made between mortality differentials associated with different variables, it was found that overall patterns were not affected by differences between the rates.

(INFANT MORTALITY)  
(BIRTH CERTIFICATES)

(DEATH CERTIFICATES)





## INTRODUCCIÓN

El análisis de los diferenciales de mortalidad infantil según variables biológicas y socioeconómicas ha sido uno de los medios para investigar la influencia de diversos factores en los niveles de mortalidad de menores de un año. Para realizar tal análisis es necesario disponer de los datos sobre defunciones infantiles (como numerador de las tasas) y de los datos sobre nacimientos (como denominador de las tasas), clasificados por las mismas variables.

Se ha observado, por ejemplo, que el riesgo de morir antes de cumplir un año es mayor cuando la madre tiene una edad cercana a los extremos de su período fértil, cuando el intervalo con el nacimiento anterior ha sido corto, o cuando el niño es de orden de nacimiento alto, de bajo peso al nacer o prematuro (Puffer y Serrano, 1975; Nortman, 1974; Wolfers y Scrimshaw, 1975; Taucher y Jofré, 1997). También se ha podido demostrar que el riesgo de morir disminuye conforme se eleva el nivel socioeconómico de los padres, medido por la ocupación o por el grado de instrucción (Behm, 1962; Taucher, 1979; Hollstein, Vega y Carvajal, 1998).

La mayoría de los estudios sobre diferenciales de mortalidad se basan en datos de encuestas de fecundidad, en que se conocen las características de la madre, su historia de embarazo y la supervivencia de los hijos tenidos. Una de las desventajas de los datos recogidos de esa manera es que el número de nacimientos y defunciones suele ser demasiado escaso como para poder construir diferenciales de mortalidad infantil por categorías detalladas o por cruces de variables. También se han hecho análisis de datos censales a partir de las preguntas sobre hijos tenidos e hijos sobrevivientes, en los cuales la estimación de la mortalidad infantil se hace por métodos indirectos. En ambos casos podría haber distorsiones en la magnitud de los diferenciales, si durante el período de referencia que se fija para los datos de nacimientos recogidos en la encuesta o en el censo ha habido cambios importantes en el

desarrollo socioeconómico o en los niveles de fecundidad o de mortalidad infantil (Taucher, 1996). También debe tenerse en cuenta que las encuestas se hacen sólo esporádicamente, y que los censos se realizan habitualmente cada 10 años.

Para tener una visión de la situación actual o de un determinado año, es preferible construir diferenciales con los datos que proporcionan las estadísticas vitales. Sin embargo, son pocos los países en desarrollo que disponen de registros completos y de los datos que permitan el cálculo de los diferenciales. De hecho, de los 20 países de la región en que se analizó la mortalidad infantil en 1995 (CELADE, 1995), sólo 12 contaban con estadísticas vitales que permitían estimar la mortalidad infantil a partir de 1960. Los diferenciales de mortalidad infantil por área de residencia y por nivel de instrucción de la madre que se presentan en esa publicación provienen, en casi todos los casos, de encuestas de fecundidad o de censos. Sólo en Chile pudo obtenerse el dato a partir de las estadísticas vitales.

Comúnmente, los certificados de nacimiento contienen datos sobre las características del niño y de sus padres, pero no sucede lo mismo con los certificados de defunción, lo que obliga a parear ambos registros si se desea calcular los diferenciales de mortalidad infantil (Chase, 1970; Vavra y Querec, 1973).

En Chile, que estaba en esa situación en 1960, Behm (1962) efectuó el pareo manual de los informes estadísticos sobre defunciones infantiles y sobre nacimientos correspondientes a 1957, y pudo mostrar la gran sobremortalidad de los hijos de obreros con respecto a los hijos de empleados, y también la mayor mortalidad de los niños que habían nacido sin atención profesional. A raíz de esa investigación, se logró que el Servicio de Registro Civil e Identificación incorporara en el certificado médico de defunción, en una sección especial para muertes infantiles, los mismos datos que se registran para los nacimientos, tales como peso al nacer, semanas de gestación, hijos tenidos por la madre, y grado de instrucción y ocupación de los padres. Por ello, desde entonces se pudieron calcular las tasas específicas de mortalidad infantil a partir de las defunciones infantiles y los nacimientos clasificados según las mismas categorías de las distintas variables.

Si bien el cálculo de diferenciales se puede hacer directamente con los datos que se publican en el Anuario de demografía del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), para estudios más refinados el INE concede el acceso a las bases de datos de defunciones y nacimientos. Esto permite,

por una parte, analizar los diferenciales por medio de cruces de variables que no aparecen en el anuario, o conforme a causas de defunción relacionadas con diferentes características del niño o de sus padres, y, por otra parte, permite hacer el estudio para la cohorte de nacimientos de determinado año, utilizando como numerador las defunciones de niños nacidos ese año.

Para realizar el presente estudio se aprovechó la circunstancia de que en Chile toda persona con cédula de identidad tiene un número de identificación: el rol único nacional (RUN), que es adjudicado en el momento de la inscripción del nacimiento y que aparecerá luego en todos los documentos en que se identifica al individuo y, por tanto, también en el certificado de defunción. Desde 1982, el RUN se registra en las bases de datos de nacimientos y en las de defunciones, pero para preservar el secreto estadístico se borra cuando tales bases se ponen a disposición de los investigadores. Pareos determinísticos como el que se utiliza en el presente estudio se han hecho en países como Israel o Noruega, en los cuales también se asigna a cada persona un número de identificación individual en el momento de nacer. En cambio, en países como Australia, los Estados Unidos o el Reino Unido, en que tal número no existe, se han hecho pareos por métodos multietápicos, probabilísticos, que a pesar de ser complejos, han logrado el pareo de más de 80% de las muertes (Herman y otros, 1997).

A fines de 1997, a raíz de un proyecto sobre mortalidad infantil por malformaciones congénitas en que se iban a estudiar diferenciales por distintas variables, se pensó que sería interesante determinar la coherencia entre los datos registrados al nacer y al morir un niño, en procura de validar el procedimiento de cálculo de diferenciales que se había aplicado hasta entonces en numerosas investigaciones. Se planteó al INE la posibilidad de aprovechar el registro del RUN para hacer el pareo entre los datos de defunción y de nacimiento de un mismo niño, y de tal forma cuantificar el grado de coincidencia entre éstos. Ello permitiría determinar la validez del cálculo mediante el procedimiento utilizado hasta entonces, es decir, el basado en tasas de mortalidad infantil específicas según las características que aparecen en el certificado de nacimiento y en el de defunción. También se planteó la posibilidad de analizar si las discrepancias que podían encontrarse aumentaban con la edad que tenía el niño al fallecer o en correspondencia con algunas características de la madre.

## A. MATERIALES Y MÉTODOS

Los análisis se hicieron para los nacimientos de 1994 y para las defunciones de menores de un año nacidos en 1994, y ocurridas en 1994 y 1995. Para calcular las tasas de mortalidad infantil específicas se usaron en el denominador los nacimientos de 1994. Esto difiere del método empleado en un estudio en los Estados Unidos, en el cual, para parear las defunciones de menores de un año ocurridas en 1995, nacidos en 1994 ó 1995, se utilizaron como denominador los nacimientos de 1995 (MacDorman y Atkinson, 1998).

Consecuente con su decisión de no entregar bases de datos con el RUN, el INE ofreció hacer el pareo para la cohorte de nacimientos de 1994, pues los últimos datos de mortalidad disponibles en ese momento eran los de 1995. Los datos de cada muerte de niño menor de un año nacido en 1994 y ocurrida en 1994 o en 1995, fueron agregados a continuación de los datos registrados en el nacimiento. Se obtuvieron así archivos con 3 300 registros pareados. Sólo hubo 73 defunciones, o sea el 2.2% de todas las muertes, para las que no se encontró el nacimiento correspondiente, cuyo escaso peso en el total no afecta las conclusiones del presente trabajo. El éxito del pareo se puede atribuir al correcto registro del número de identificación y al hecho de que, para inscribir una defunción, es requisito haber inscrito el correspondiente nacimiento. En un estudio hecho en los Estados Unidos (Lambert y Strauss, 1987), en que se pretendía parear defunciones de menores de un año con la cohorte de nacimientos de 1980, se pudo parear entre 86% y 100% de las muertes ocurridas en todos los estados del país, utilizando el procedimiento probabilístico. La proporción de muertes postneonatales fue mayor en los casos no pareados que en los pareados, situación que también se encontró en el caso de Chile.

El INE entregó además un archivo con los datos de los niños nacidos en 1994 que no murieron antes del año de edad. Este archivo se solicitó con miras a hacer posteriormente un análisis de regresión logística, para explorar los factores que intervienen en la mortalidad por malformaciones congénitas. Se identificaron las variables comunes a ambas actas y se trabajó con aquellas que no deberían cambiar en el tiempo y con aquellas en las que sólo deberían producirse determinadas variaciones. Esas variables se presentan en el cuadro 1.

Para cada variable se calcularon las diferencias entre la información registrada en el certificado de defunción y la registrada en el acta de nacimiento. Se obtuvo así el porcentaje de coincidencias puntuales

Cuadro 1  
**VARIABLES DE ESTUDIO**

Datos del fallecido	Datos de la madre	Datos del padre
- Sexo del niño	- Edad	- Edad
- Semanas de gestación	- Curso	- Curso
- Peso al nacer	- Nivel de instrucción	- Nivel de instrucción
- Fecha de nacimiento	- Número de hijos:	
	• Vivos	
	• Fallecidos	
	• Mortinatos	
	• Total	

—que corresponden a que los datos de uno y otro certificado eran idénticos (diferencia cero)— y la distribución de frecuencia de las diferencias de distintas magnitudes.

Utilizando la clasificación de las distintas variables que se publica en el Anuario de demografía del INE, se cruzaron los registros de nacimiento y de defunción para cada una de las variables. De esta manera se obtuvieron los porcentajes de coincidencias por categoría de clasificación, vale decir, los casos de coincidencias puntuales más aquellos en los que, aun si había alguna discrepancia, ésta no hacía cambiar de categoría al niño.

Con el fin de averiguar qué factores podían explicar las discrepancias, se investigó la influencia de la edad al fallecer y del estado civil de la madre en la calidad de algunos datos.

Por último, se calcularon las tasas de mortalidad específicas, considerando las categorías de cada variable, y se compararon las que resultaron al utilizar como numerador los datos registrados al nacer con las tasas que resultaron al utilizar en el numerador los datos registrados al fallecer.

## B. RESULTADOS

En el cuadro 2 se presenta el porcentaje de coincidencia puntual y por categorías para cada variable, según lo consignado en el certificado de nacimiento y en el de defunción. Estos porcentajes se calcularon sobre el total de niños pareados en que el dato estaba registrado en ambos certificados.

En el citado cuadro se observa que la única variable que tuvo coincidencia absoluta fue el sexo del niño. La mayor discrepancia se

Cuadro 2  
**CHILE: EL REGISTRO DE NACIMIENTO Y EL DE DEFUNCIÓN.**  
**PORCENTAJE DE COINCIDENCIA ENTRE LOS VALORES**  
**PUNTUALES Y POR CATEGORÍAS**  
**DE CADA VARIABLE**

Variables	Porcentaje de coincidencia	
	Puntuales	Por categorías
Sexo	100.0	100.0
Semanas de gestación	63.4	89.6
Peso al nacer	85.9	95.8
Edad de la madre	72.8	88.3
Estado civil de la madre	94.8	94.8
Edad del padre	74.2	90.6
Hijos totales	84.8	84.8
Años de instrucción de la madre	76.2	83.5
Años de instrucción del padre	76.8	85.1

**Fuente:** Elaborado por las autoras sobre la base de cifras oficiales.

presentó en lo concerniente a las semanas de gestación y a los años de instrucción del padre y de la madre. Como era de esperar, las coincidencias por categorías resultaron mayores que las coincidencias puntuales.

Al analizar el sentido y la magnitud de las diferencias se vio que, en lo referente a semanas de gestación y peso al nacer, las diferencias negativas y positivas se distribuyen simétricamente alrededor de 0. En cambio, en lo relativo a la edad de la madre hay mayor proporción de diferencias positivas, pues en 12.4% de los casos la edad de la madre aumentó en un año entre el nacimiento y la muerte del niño, lo que puede corresponder a un hecho real. También se observaron discrepancias en la integridad del registro. En el cuadro 3 se muestran los porcentajes de omisión para cada variable: sólo en el nacimiento, sólo en la defunción y en ambos.

Por otra parte, llama la atención la omisión que se presentó en los años de instrucción del padre y el alto porcentaje de omisión de las variables de gestación y peso al nacer en el acta de defunción.

Para explorar si el tiempo transcurrido entre el nacimiento y la muerte influía en el porcentaje de discrepancias, se analizó ese aspecto en defunciones ocurridas a diferentes edades. Los porcentajes se calcularon sobre el total de los casos con antecedentes en ambos registros. En los gráficos 1 a 4 se puede apreciar que el porcentaje de coincidencia disminuye en todas las variables a medida que aumenta la edad en que muere el niño.

Cuadro 3  
**CHILE: PORCENTAJE DE OMISIÓN DE VARIABLES  
 EN EL REGISTRO DE NACIMIENTOS, EL  
 DE DEFUNCIONES, O EN AMBOS**

Variables	Porcentaje de omisión		
	Sólo nacimientos	Sólo defunciones	Nacimientos y defunciones
Sexo	0.0	0.0	0.0
Semanas de gestación	1.1	7.6	0.2
Peso al nacer	1.6	6.6	0.5
Edad de la madre	0.0	0.0	0.0
Estado civil de la madre	0.0	0.0	0.0
Edad del padre	0.0	0.0	0.0
Total de hijos	1.4	2.9	3.1
Años de instrucción de la madre	0.9	1.2	5.8
Años de instrucción del padre	0.6	1.1	19.0

**Fuente:** Elaborado por las autoras sobre la base de cifras oficiales.

El aumento de la proporción de diferencias en la edad de la madre a medida que aumenta la edad en que muere el niño era un hecho esperable.

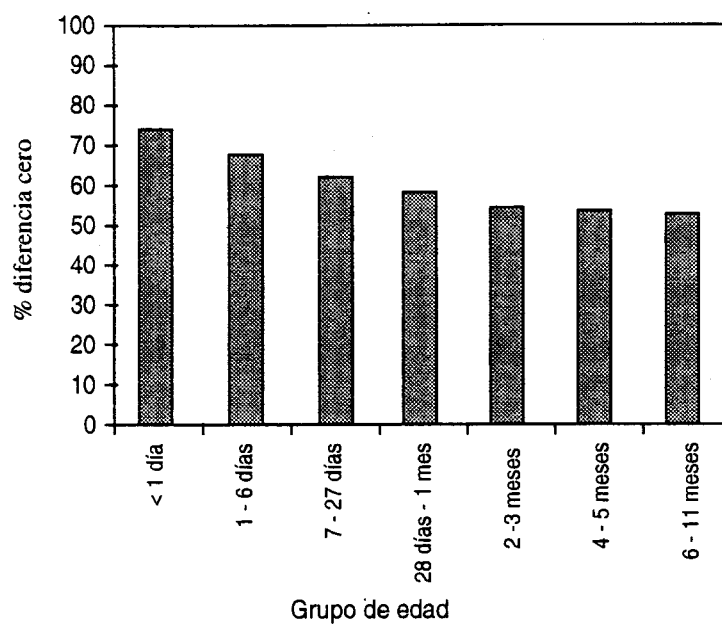
Como complemento de los hallazgos presentados en los gráficos 1 a 4, en el cuadro 4 se muestran las coincidencias presentes en las variables clasificadas en categorías conforme a los distintos grupos de edad al fallecer. Llama la atención que no haya mayor coincidencia entre los datos cuando el niño fallece antes de cumplir un día, pues se supone que en tal caso ambas inscripciones se hacen simultáneamente. También es notable la escasa coincidencia en los años de instrucción del padre.

Suponiendo que los datos concernientes al padre serían de mejor calidad cuando la madre era casada, se analizaron la edad y los años de instrucción del padre según el estado civil de la madre. En el cuadro 5 se ve que, efectivamente, la coincidencia puntual y la coincidencia por categorías son muy inferiores cuando la madre es soltera.

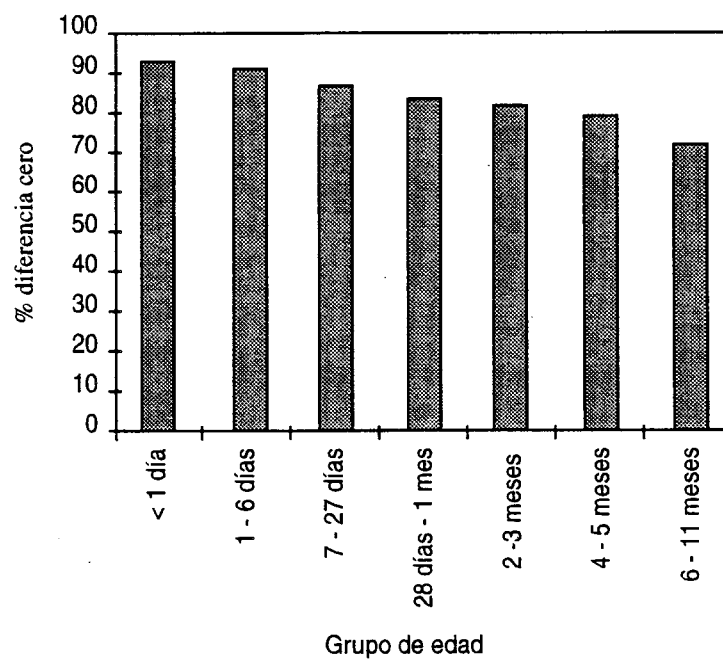
Al estudiar la omisión de los datos del padre, se vio que la edad de éste se registraba siempre, mientras que sus años de instrucción no estaban registrados ni en el certificado de nacimiento ni en el de defunción en el 37.5% de los casos correspondientes a hijos de madres solteras, en contraste con una omisión de apenas 0.1% cuando la madre era casada.



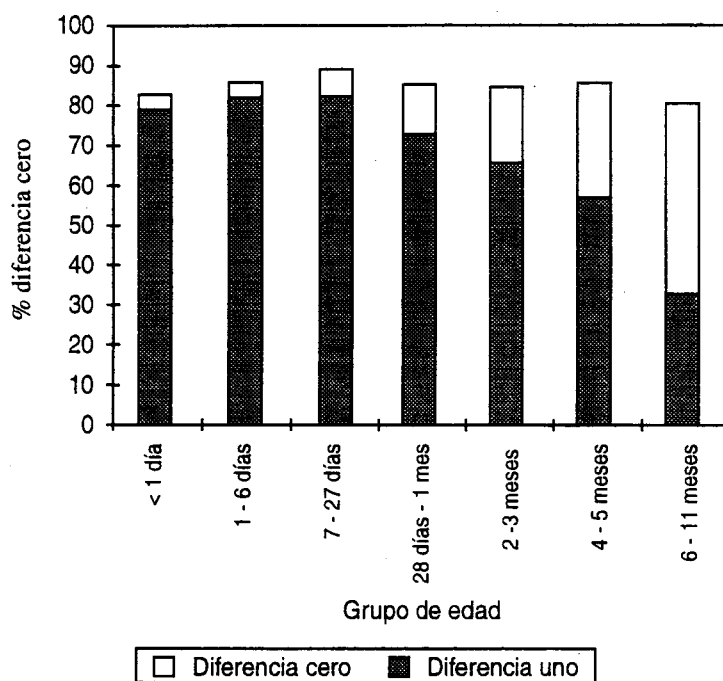
**Gráfico 1**  
**PORCENTAJE DE COINCIDENCIA PARA SEMANAS DE GESTACIÓN,**  
**POR GRUPO DE EDAD AL FALLECIMIENTO**



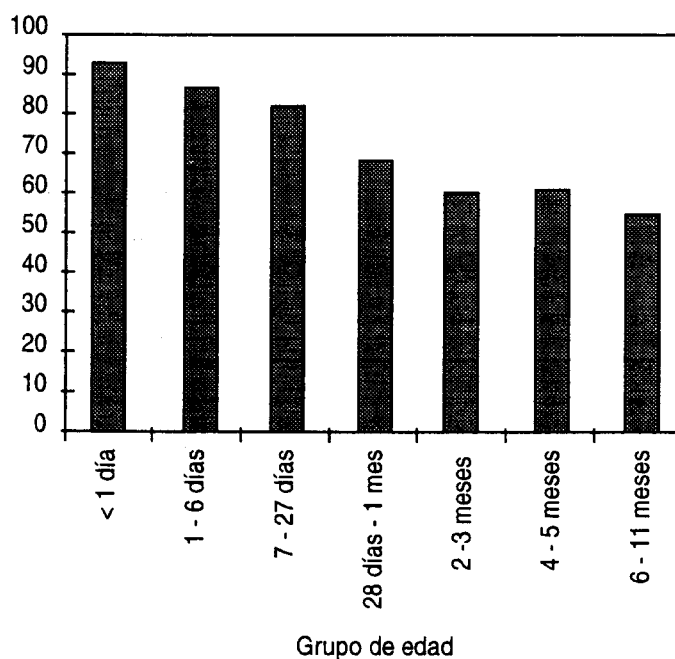
**Gráfico 2**  
**PORCENTAJE DE COINCIDENCIA PARA PESO AL NACER,**  
**POR GRUPO DE EDAD AL FALLECIMIENTO**



**Gráfico 3**  
**PORCENTAJE DE COINCIDENCIA PARA EDAD DE LA MADRE,**  
**POR GRUPO DE EDAD AL FALLECIMIENTO**



**Gráfico 4**  
**PORCENTAJE DE COINCIDENCIA PARA AÑOS DE INSTRUCCIÓN**  
**DE LA MADRE, POR GRUPO DE EDAD AL FALLECIMIENTO**



Cuadro 4  
CHILE: COINCIDENCIA ENTRE LAS CATEGORÍAS  
DE VARIABLES SEGÚN GRUPO DE  
EDAD AL FALLECIMIENTO

Variables	Porcentaje de coincidencia						
	< 1 día	1-6 días	7-27 días	28 días- 1 mes	2-3 meses	4-5 meses	6-11 meses
Semanas de gestación	89.3	89.0	89.2	91.2	88.8	92.0	89.8
Peso al nacer	98.1	97.3	95.5	95.9	94.1	91.8	89.9
Edad de la madre	86.3	90.3	91.4	90.5	88.4	85.3	82.9
Edad del padre	92.8	94.9	92.5	90.7	87.5	86.2	78.9
Total de hijos	88.8	86.4	83.7	82.7	84.9	78.4	80.5
Años de instrucción de la madre	93.9	90.3	86.1	76.8	74.1	75.4	67.5
Años de instrucción del padre	93.2	91.0	87.6	81.5	75.3	75.9	69.5

**Fuente:** Elaborado por las autoras sobre la base de cifras oficiales.

Cuadro 5  
CHILE: COINCIDENCIA ENTRE LOS VALORES PUNTUALES  
DE EDAD Y LOS AÑOS DE INSTRUCCIÓN DEL  
PADRE SEGÚN ESTADO CIVIL DE LA  
MADRE AL NACER EL NIÑO

Variables	Porcentaje de coincidencia puntual		Porcentaje de coincidencia por categorías	
	Casada	Soltera	Casada	Soltera
Edad del padre	75.9	72.6	93.6	87.8
Años de instrucción del padre	76.7	76.8	84.7	85.8

**Fuente:** Elaborado por las autoras sobre la base de cifras oficiales.

En los gráficos 5 a 8 se presentan las tasas específicas correspondientes a las categorías de las distintas variables cuando en el numerador se utilizan los datos de la defunción o del nacimiento.

Si bien las tasas no son las mismas según el documento de que se trate, los patrones de mortalidad específica en general se mantienen para cada variable. Aunque aquí sólo se ha analizado la cohorte del año 1994,

Gráfico 5  
**TASA DE MORTALIDAD INFANTIL, SEGÚN CERTIFICADOS DE  
 NACIMIENTO Y DEFUNCIÓN, POR CATEGORÍAS  
 DE SEMANAS DE GESTACIÓN**

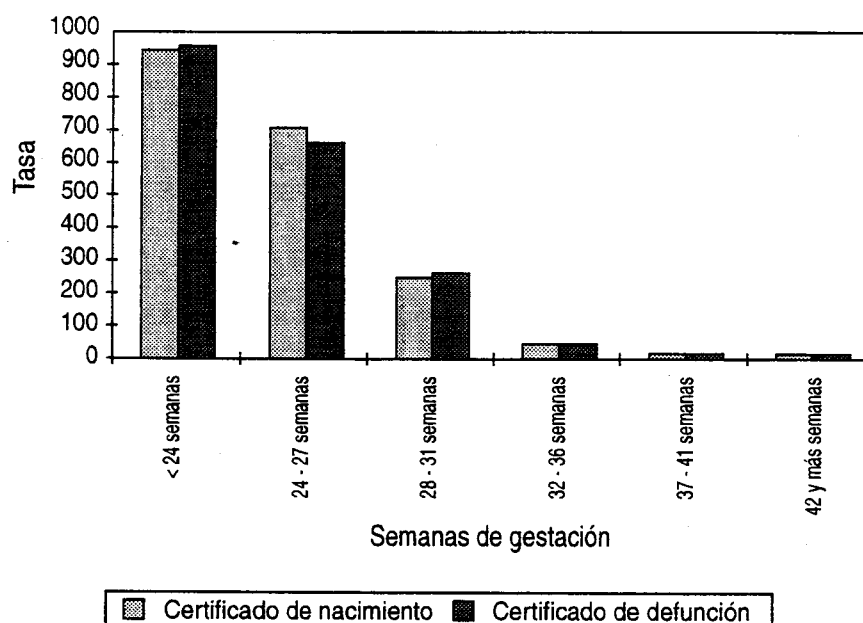


Gráfico 6  
**TASA DE MORTALIDAD INFANTIL, SEGÚN CERTIFICADO DE  
 NACIMIENTO Y DEFUNCIÓN, POR CATEGORÍA  
 DE PESO AL NACER**

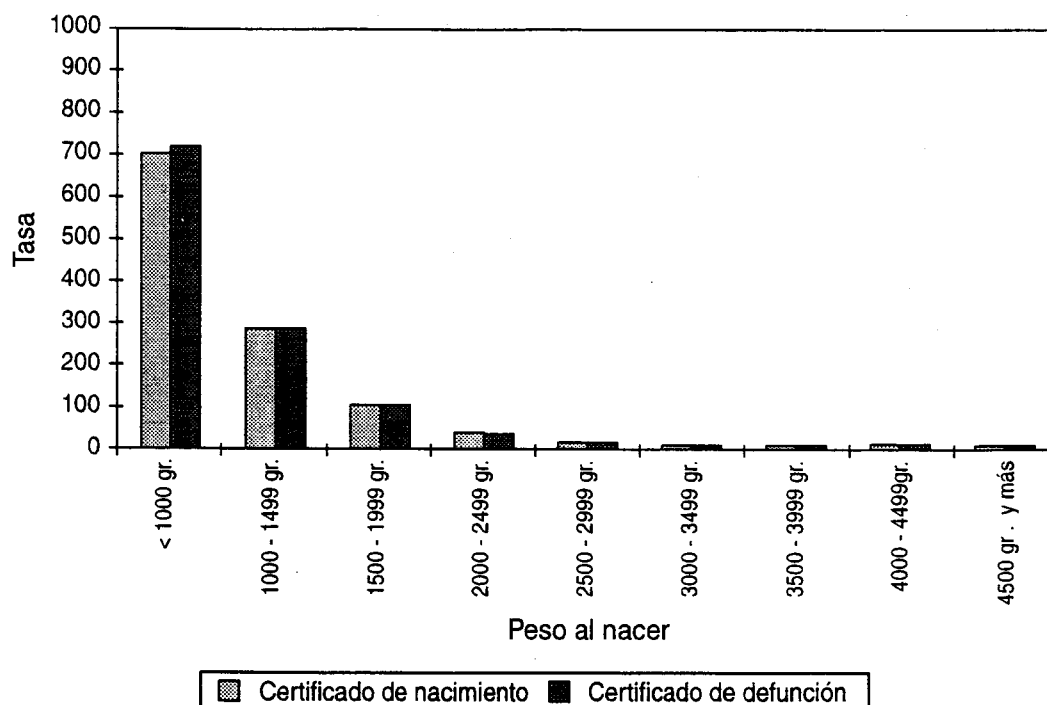


Gráfico 7  
**TASA DE MORTALIDAD INFANTIL, SEGÚN CERTIFICADOS DE  
 NACIMIENTO Y DEFUNCIÓN, POR CATEGORÍAS  
 DE EDAD DE LA MADRE**

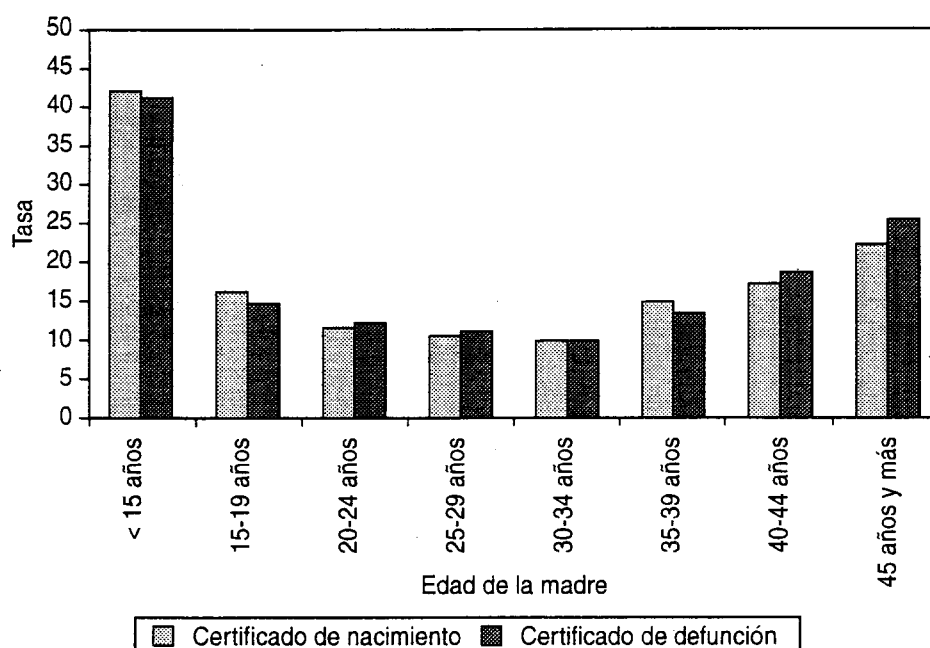
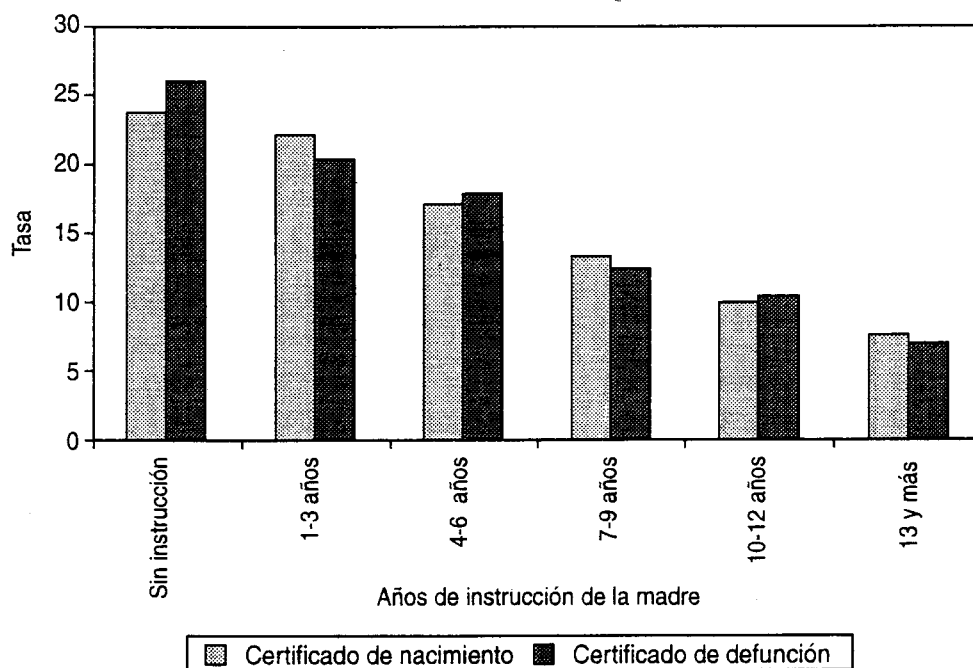


Gráfico 8  
**TASA DE MORTALIDAD INFANTIL, SEGÚN CERTIFICADO DE  
 NACIMIENTO Y DEFUNCIÓN, POR CATEGORÍA  
 DE AÑOS DE INSTRUCCIÓN DE LA MADRE**



no hay razones para suponer que las discrepancias hayan variado con el tiempo, por lo que podría concluirse que los estudios de diferenciales de mortalidad infantil hechos hasta ahora en Chile siguen siendo válidos, incluso si los valores puntuales de las variables no coinciden exactamente.

## CONCLUSIONES

El hecho de que se registren los mismos datos en el momento de nacer un niño y en el certificado de defunción de los menores de un año posibilitó los estudios de diferenciales de mortalidad en una época en que no había otra manera de obtener los datos. Fue así como se pudieron identificar algunos de los factores de tipo biológico y socioeconómico que influían en la magnitud de las tasas de mortalidad infantil. Si bien los resultados del presente estudio no permiten pronunciarse sobre la calidad de los datos referidos a defunciones o nacimientos, es posible suponer que las circunstancias en que se registra un nacimiento, y el hecho de que uno de los padres deba inscribirlo, hacen que tales datos sean más fidedignos que los que se recogen al inscribir la defunción. Por tanto, parece preferible trabajar con los datos registrados al nacer cuando se tiene la posibilidad de parear ambos registros. Esto debería hacerse especialmente cuando se desea cuantificar la influencia de los cambios que ocurran en la composición de los nacimientos, por efecto de determinada variable, sobre la magnitud de la mortalidad infantil. Por ejemplo, si se quiere cuantificar la influencia que ha tenido la disminución del número de niños nacidos de madres de bajo nivel de instrucción en la mortalidad de los menores de un año. En cambio, si sólo se desea mostrar el patrón de mortalidad infantil con respecto a las categorías de distintas variables, bastan los datos registrados en el certificado de defunción.

Con el procedimiento del pareo se abre también la posibilidad de construir diferenciales de mortalidad para los niños de 1 a 4 años, grupo para el cual no fue posible hacer análisis de diferenciales, dado que en los respectivos certificados de defunción no se registran los datos de los padres y todavía no se han incorporado a ellos características tales como el nivel de instrucción o de ocupación.

## BIBLIOGRAFÍA

- Behm, Hugo (1962), *Mortalidad infantil y nivel de vida*, Santiago de Chile, Universidad de Chile.
- CELADE (Centro Latinoamericano de Demografía) (1995), *América Latina: mortalidad en la niñez. Una base de datos actualizada en 1995* (LC/DEM/G.157), serie OI, N° 109, Santiago de Chile.
- Chase, H.C. (1970), "A study of infant mortality from linked records: method of study and registration aspects. United States", *Vital and Health Statistics*, Series 20, N° 7, Washington, D.C., Centro Nacional de Estadística de la Salud.
- Herman, A.A. y otros (1997), "Data linkage methods used in maternally-linked birth and infant death surveillance data sets from the United States (Georgia, Missouri, Utah and Washington State), Israel, Norway, Scotland and Western Australia", *Paediatrics Perinatal Epidemiology*, suplemento 1.
- Hollstein, R. D., J. Vega e Y. Carvajal (1998), "Desigualdades sociales y salud. Nivel socioeconómico y mortalidad infantil en Chile, 1985-1995", *Revista médica de Chile*, N° 126.
- Lambert, Da y L.T. Strauss (1987), "Analysis of unlinked infant death certificates from the NIMS project", *Public Health Report*, vol. 102, N° 2.
- MacDorman, M.F. y J.O. Atkinson (1998), "Infant mortality statistics from the linked birth/infant death data set- 1995 period data", *Monthly Vital Statistics Report*, vol. 46, N° 6, suplemento 2.
- Nortman, D. (1974), "Edad de los padres como factor en el resultado del embarazo y del desarrollo del niño", *Consejo de población*, N° 16, edición en español, Santafé de Bogotá, Asociación Colombiana para el Estudio de la Población (ACEP).
- Puffer, R.R. y C.V. Serrano (1975), "El peso al nacer, la edad materna y el orden de nacimiento: tres importantes determinantes de la mortalidad infantil", *Publicación científica*, N° 294, Washington, D. C., Organización Panamericana de la Salud (OPS).
- Taucher, E (1997), "Mortalidad infantil en Chile: el gran descenso", *Revista médica de Chile*, N° 125.
- (1996), "The impact of fertility decline on levels of infant mortality", *The Fertility Transition in Latin America*, J.M. Guzmán y otros (comps.), Oxford, Clarendon Press.
- (1979), "La mortalidad infantil en Chile", *Notas de población*, vol. 7, N° 20, Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Vavra, H.M. y L.J. Querec (1973), "A study of infant mortality from linked records by age of mother, total birth order and other variables", *Vital and Health Statistics*, Series 20, N° 14, Washington, D. C., Centro Nacional de Estadística de la Salud.
- Wolfers, D. y S. Scrimshaw (1975), *Sobrevivencia de niños e intervalos de embarazos en Guayaquil, Ecuador*, Nueva York, Columbia University.

# **EL USO DE VARIABLES SINTOMÁTICAS EN LA ESTIMACIÓN DE LA POBLACIÓN DE ÁREAS MENORES**

**Guiomar Bay**

Centro Latinoamericano y Caribeño  
de Demografía (CELADE)  
División de Población

## **RESUMEN**

En este trabajo se presentan cuatro métodos de estimación de la población de áreas menores, con modelos que tienen por base los registros administrativos existentes, y se analiza además el uso de tales métodos en la región.

Los métodos seleccionados fueron: el de distribución por prorratio, el de distribución proporcional, de correlación de razón, y el de correlación de diferencia. Se hace una breve descripción de cada uno y se comenta su posterior aplicación en Chile y Costa Rica.

En las dos aplicaciones se utilizó información del período anterior al último censo y se obtuvieron estimaciones de las áreas consideradas para el momento censal, con lo que fue posible evaluar los modelos considerados. También se enumeran los obstáculos encontrados en la investigación, principalmente en lo que se refiere a la información básica, y se detalla la forma en que se soslayaron tales obstáculos. Estos problemas son similares a los que podrían presentarse en otros países de la región al aplicar esta metodología.

**ESTIMACIONES DE POBLACIÓN)  
(METODOLOGÍA)**

**(MODELOS)  
(DATOS CENSALES)**



## **USE OF SYMPTOMATIC VARIABLES FOR ESTIMATING POPULATION IN SMALL AREAS**

### **ABSTRACT**

This study presents four methods for estimating population in small areas, using models based on existing administrative records. It also analyses the use of such methods in the region.

Four methods were selected: pro rata distribution, proportional distribution, ratio correlation, and difference correlation. Each one is briefly described and its subsequent use in Chile and Costa Rica is discussed.

In both countries, data from the period before the latest census were used, and estimates were obtained for the areas covered at the time of the census; this enabled the models in use to be evaluated. The study also lists the obstacles encountered during the project, mostly regarding the basic data, and the ways in which the obstacles were overcome are described. These problems are similar to those which may arise if the same methods are applied in other countries of the region.

(POPULATION ESTIMATES)  
(METHODOLOGY)

(MODELS)  
(CENSUS DATA)

## INTRODUCCIÓN

Las actuales estrategias de desarrollo de los países latinoamericanos demandan cada vez más información desagregada geográficamente. Asimismo, las políticas y programas destinados a atender las necesidades básicas de la población dan mayor responsabilidad a los gobiernos locales, lo que conduce a una mayor demanda de datos a ese nivel.

El CELADE tiene como una de sus preocupaciones el desarrollo de métodos que permitan actualizar las cifras de población de áreas pequeñas. Actualmente, las estimaciones de población para tales áreas se realizan básicamente por medio de extrapolaciones matemáticas de niveles y tendencias observados en un pasado cercano. No obstante, estos procedimientos, en la medida en que se alejan del período base, suelen arrojar resultados que distan de la realidad, a causa de los cambios que experimentan las tendencias y niveles de las variables demográficas, sobre todo por efecto de la migración en períodos cortos. Por tanto, las metodologías para determinar el número de habitantes basadas en tendencias pasadas tienen limitaciones, a menos que se puedan evaluar y actualizar periódicamente.

Como una alternativa útil para determinar el número de habitantes en áreas pequeñas, y para evaluar los resultados, se propone la aplicación de métodos basados en indicadores indirectos del tamaño de la población, mediante la utilización de modelos de regresión, cuya variable dependiente es la población que se desea estimar y cuyas variables independientes son, por ejemplo, los nacimientos, las defunciones, o la matrícula escolar (véanse en particular Crosetti y Schmitt (1954); Grier y Schmitt (1966); Basavarajappa y Verma (1982); Teixeira Jardim (1992), y Long (1993)).

Metodologías de este tipo han sido utilizadas en Brasil, en Canadá y en los Estados Unidos. En el presente trabajo se estudiarán los métodos que pueden aplicarse o adaptarse a la realidad latinoamericana, considerando especialmente las limitaciones de información.

Otro aspecto que debe tomarse en cuenta para la utilización de estos métodos es su fácil aplicación, ya que permiten, por una parte, actualizar la información sobre la población de áreas pequeñas y, por

otra, detectar cambios en la tendencia del movimiento y crecimiento intercensal de la población. Asimismo, cabe resaltar que también podrían obtenerse estimaciones de población para nuevas divisiones administrativas, aunque éstas no se consideraran en la elaboración de los modelos.

Producto de investigaciones bibliográficas y de una evaluación de la información disponible en Chile, este trabajo se circunscribe a describir cuatro métodos –unos sencillos y otros más sofisticados– que pueden aplicarse, dependiendo de la calidad y cantidad de la información disponible. Estos métodos requieren registros periódicos de variables tales como nacimientos, defunciones, inscripción de automóviles, impuestos, construcción de viviendas, o matrícula escolar. En la mayoría de los países de América Latina y el Caribe no hay registros de estas variables, y cuando existen suelen presentar problemas a causa de omisión diferencial por área, interrupción del registro, alteraciones frecuentes en la división político-administrativa, cambio de sistema económico, aplicación de programas para suprimir déficit (vivienda, educación, salud, servicios básicos), o simplemente porque no son tabulados. Sin embargo, con pequeñas modificaciones en el procesamiento de estos registros, se puede obtener la información necesaria para aplicar los métodos en cuestión.

La aplicación se hará, en principio, para estimar la población de las comunas existentes en Chile en 1992 y de algunos cantones de Costa Rica en 1984 (años del último censo); en el caso de Chile, los resultados serán posteriormente evaluados y comparados con proyecciones anteriores.

## **I. MÉTODOS UTILIZADOS**

### **1. Información básica**

El primer paso consistió en obtener la mayor cantidad de información, tratando de lograr el máximo posible de referencias acerca de las variables sintomáticas.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Las variables sintomáticas están relacionadas con los cambios en el tamaño de la población. Entre ellas figuran elementos tales como: nacimientos, defunciones, permisos para construir o viviendas construidas, impuesto sobre el valor agregado (IVA) recaudado, registro de automóviles o licencias de conducir, registro electoral, matrícula escolar (por edad y nivel), valor de los depósitos bancarios, tasa de ocupación, mano de obra agrícola, afiliados a sistemas de seguridad social, consultas médicas, superficie sembrada o plantada, consumo de energía eléctrica. Los nacimientos y las defunciones son considerados aquí como variables sintomáticas, o sea, como indicadores del tamaño de la población y no como componentes de la dinámica poblacional.

A continuación fue necesario averiguar la disponibilidad periódica de cada una de esas variables sintomáticas, su calidad diferencial por área, las posibles interrupciones o la creación de nuevos registros, los cambios estacionales importantes, los incentivos especiales a ciertos registros, las modificaciones en las leyes o en la definición del hecho registrado, y otros aspectos semejantes.

Cabe destacar la enorme importancia que tiene el contacto directo con la información, su manipulación previa, el análisis crítico de los sistemas de recolección, o sea, el lograr una profunda familiarización con la información que se utilizará. Ello permitirá detectar, por ejemplo, posibles errores de estimación, atribuibles, entre otros, a problemas de la calidad de información diferencial por área o a la compatibilización entre períodos. Sin duda alguna, buena parte del tiempo y el esfuerzo empleados en la investigación debe dedicarse a la evaluación exhaustiva de la información, pues de ello dependerá la adecuada elección del modelo.

Luego de los pasos anteriormente descritos, se completó lo que se podría llamar el inventario de la información disponible, con lo cual se obtuvo una lista de las variables disponibles por área y períodos y también la población de las mismas áreas en los últimos dos censos.

## 2. Propuestas metodológicas

Las propuestas metodológicas se referirán a tres momentos específicos. Éstos son: i) momento 0, que corresponde al año del primer censo; ii) momento  $t$ , que corresponde al año del segundo censo, y iii) momento  $(t+n)$ , que corresponde al año de la estimación.

### i) *Distribución por prorratio*

Éste es el más sencillo de los métodos considerados en este trabajo. Se basa en el supuesto de que la distribución de la población por área es idéntica a la distribución de la variable sintomática. Para su aplicación se necesita solamente la distribución proporcional de la variable sintomática para el año en que se pretende estimar la población del área y, además, la estimación de la población total de las áreas para ese año. La población estimada del área  $i$  en el momento  $t+n$  está dada por

$$P_{(i,t+n)} = \frac{S_{(i,t+n)}}{S_{(.,t+n)}} * P_{(.,t+n)} \quad [1]$$

donde

$P_{(i,t+n)}$  = población del área  $i$  en el momento  $t+n$ ;

$P_{(.,t+n)}$  = estimación de la población total (suma de las  $i$  áreas) en el momento  $t+n$ ;

$S_{(i,t+n)}$  = valor de la variable sintomática del área  $i$  en el momento  $t+n$ , y

$S_{(.,t+n)}$  = valor de la variable sintomática para el total de las áreas en el momento  $t+n$ .

Las principales ventajas de este método son: i) necesita información para un único momento (el de la estimación), por lo que puede disponerse de un mayor número de variables sintomáticas para el análisis (no se necesita una serie histórica de la variable elegida); ii) no es necesario compatibilizar las áreas geográficas en el tiempo, y iii) no hay cambios de definición o de forma de recolección de las variables en el tiempo.

Las desventajas son: i) el supuesto en que se basa el método no es muy bueno, ya que es difícil encontrar en la práctica una variable sintomática cuya distribución sea igual o muy similar a la de la población, y ii) las estimaciones están afectadas por la calidad diferencial —por área— de la variable sintomática.

A pesar de sus desventajas, si se dispone de un conjunto de variables sintomáticas para el período de estimación, se pueden obtener aquellas estimaciones para la población cuya media aritmética se aproxime más a la realidad.<sup>2</sup>

## ii) *Distribución proporcional*

Este método supone que la población varía en igual proporción que la variable sintomática. Difiere del anterior en cuanto relaciona los cambios ocurridos en la variable sintomática y en la población entre dos momentos (en general, entre el último censo y el año deseado).

Para aplicarlo se necesita la información referente a la variable sintomática, por área, en dos momentos (censo y año deseado); la población por área en el momento inicial (censo), y una estimación de la población del total de las áreas para el año en cuestión.

---

<sup>2</sup> Lalu y Namboodiri (1971) proponen la media de una serie de regresiones simples como alternativa a la regresión múltiple. En los casos de Chile y Costa Rica, se aplicó la media a las distintas estimaciones obtenidas con cada método, lo que condujo a mejores estimaciones.

La población estimada del área  $i$  en el momento  $t+n$  está dada por:

$$P_{(i,t+n)} = P_{(i,t)} * \frac{S_{(i,t+n)}}{S_{(i,t)}} * F_a \quad [2]$$

$$F_a = \frac{P_{(i,t+n)}}{\sum \left[ P_{(i,t)} * \frac{S_{(i,t+n)}}{S_{(i,t)}} \right]} \quad [3]$$

donde

$P_{(i,t+n)}$ ;  $P_{(.,t+n)}$ ;  $S_{(i,t+n)}$  ya fueron definidos anteriormente;

$P_{(i,t)}$  = población del área  $i$  en el momento  $t$ ;

$S_{(i,t)}$  = variable sintomática en el momento  $t$ , y

$F_a$  = factor de ajuste de la fórmula para que la suma de las  $P_{(i,t+n)}$  sea igual a  $P_{(.,t+n)}$ .

Ventajas del método: i) es sencillo, dado que se basa en una sola variable sintomática; ii) la incorporación de los cambios de la variable sintomática permite llegar a un mayor número de estimaciones; o sea, se podrían utilizar variables cuya distribución no se asemeje a la de la población, siempre que su variación sea un buen indicador de los cambios de tamaño de la población.

Desventajas del método: i) necesita mayor cantidad de información que el anterior; ii) se necesita una compatibilización geográfica en los dos momentos, tanto a nivel de población como de la variable sintomática, y iii) las estimaciones están afectadas por cambios en la calidad de la información de la variable sintomática, si ésta no es constante en el tiempo.

Con este método se puede calcular tanto un conjunto de estimaciones como su media, lo cual redundará probablemente en una estimación más adecuada.

### iii) *Correlación de razón*

Este método –desarrollado por Crosetti y Schmitt (1954)– se basa en el supuesto de que la evolución de la población está correlacionada con la variación de un conjunto de variables sintomáticas; la correlación se estima por medio de un modelo de regresión.

El modelo puede ser descrito de la siguiente forma:

$$Y_{(i,t)} = a_{(0)} + a_{(1)} * Xl_{(i,t)} + \dots + a_{(n)} * Xn_{(i,t)} + e_i \quad [4]$$

donde

$$Y_{(i,t)} = \frac{[P_{(i,t)}] / [P_{(.,t)}]}{[P_{(i,0)}] / [P_{(.,0)}]} \quad [5]$$

$$Xj_{(i,t)} = \frac{[Sj_{(i,t)}] / [Sj_{(.,t)}]}{[Sj_{(i,0)}] / [Sj_{(.,0)}]} \quad [6]$$

$Y_{(i,t)}$  = razón entre la proporción de población del área  $i$  en el momento 0 y el momento  $t$  ;

$Xj_{(i,t)}$ , ( $j = 1, \dots, n$ ) = razón entre la proporción de la variable  $j$  del área  $i$  en el momento 0 y el momento  $t$ , y

$e_{(i)}$  = error de la estimación según el modelo.

La población del área  $i$  en el momento  $t+n$  se encuentra mediante la estimación del modelo de la ecuación [4], basado en el período 0,  $t$ , y la posterior estimación de  $Y_{(i,t+n)}$  con base en el período  $t$ ,  $t+n$ , o sea:

$$P_{(i,t+n)} = Y_{(i,t+n)} * \frac{P_{(i,t)}}{P_{(.,t)}} * P_{(.,t+n)} \quad [7]$$

donde

$Y_{(i,t+n)}$  = razón de proporción de la población del área  $i$  estimada, para el período  $t$ ,  $t+n$ , por el modelo de regresión.

Ventajas del método: i) la principal es que se basa en una o más variables cuya evolución explica la mayor parte de la variación de la población; ii) las estimaciones no debieran verse afectadas por errores en la calidad de la información, siempre y cuando los datos se mantengan en el tiempo o cambien en forma similar en todas las áreas consideradas, y iii) la estimación del modelo es independiente de las estimaciones realizadas, o sea, las áreas utilizadas para estimar el modelo no necesariamente deben ser las mismas áreas que se pretende estimar.

Desventajas: i) necesidad de disponer de mayor cantidad de información; ii) necesidad de compatibilizar la información en los dos momentos elegidos para estimar el modelo, y iii) necesidad de compatibilizar la información en los dos momentos necesarios para hacer la estimación.

iv) *Correlación de diferencia*

Este método –desarrollado por O'Hare (1976)– es similar al anterior y se basa en el mismo supuesto. La diferencia consiste en la forma de calcular las variaciones, pues las razones son sustituidas por diferencias. Así:

$$W_{(i,t)} = a_{(0)} + a_{(1)} * Zl_{(i,t)} + \dots + a_{(n)} * Zn_{(i,t)} + e_{(i)} \quad [8]$$

donde

$$W_{(i,t)} = \frac{P_{(i,t)}}{P_{(.,t)}} - \frac{P_{(i,0)}}{P_{(.,0)}} \quad [9]$$

$$Zj_{(i,t)} = \frac{Sj_{(i,t)}}{Sj_{(.,t)}} - \frac{Sj_{(i,0)}}{Sj_{(.,0)}} \quad [10]$$

$W_{(i,t)}$  = diferencia entre la proporción de la población del área  $i$  entre el momento 0 y el momento  $t$  ;

$Zj_{(i,t)}$  = diferencia entre la proporción de la variable  $j$  del área  $i$  entre el momento 0 y el momento  $t$ , y

$e_{(i)}$  = error de la estimación según el modelo.

La población del área  $i$  en el momento  $t+n$  estará dada por:

$$P_{(i,t+n)} = \left[ W_{(i,t+n)} + \frac{P_{(i,t)}}{P_{(.,t)}} \right] * P_{(.,t+n)} \quad [11]$$

donde

$W_{(i,t+n)}$  = diferencia de proporciones de la población del área  $i$  estimada, para el período  $t, t+n$ , por el modelo de regresión.

Este método presenta las mismas ventajas y desventajas que el método anterior. Sin embargo, O'Hare (1976) propone calcular las variaciones de proporción por medio de diferencias, pues así se puede lograr una mayor intercorrelación entre las variables ( $W$  y  $Zj$ ) y, además, las estimaciones estarían menos afectadas por cambios temporales de las variables.

Otra característica importante de los métodos de correlación es que se pueden construir modelos distintos para subgrupos de áreas. Esto es especialmente útil en aquellos casos en que se considera que un modelo único no representa adecuadamente todas las divisiones geográficas cuya población se desea estimar. De este modo, se podrían construir modelos de regresión para grupos homogéneos de áreas, agrupadas, por ejemplo, según grandes regiones, predominancia urbana o rural, actividad económica principal o conforme a otros parámetros.



## II. APLICACIONES

### 1. El caso de Chile

#### i) *Información básica*

Los métodos mencionados se aplicaron en este caso para estimar la población de las comunas existentes en 1992; posteriormente se verificó la precisión de las estimaciones obtenidas para 1992 comparándolas con los resultados del censo de ese año.

Conviene enumerar algunos de los obstáculos encontrados en la investigación, y la forma en que se soslayaron para poder aplicar los respectivos métodos o modelos. Como podrá verse, es posible que en otros países se presenten problemas similares.

Primero, la división politicoadministrativa de Chile experimentó cambios en todos los niveles en los años ochenta. A pesar de que las comunas existentes en 1970 seguían existiendo en 1982, prácticamente todas cambiaron sus límites geográficos.

Segundo, la información sobre registro de nacimientos y defunciones era codificada y publicada hasta 1985 a nivel de circunscripciones de registro civil que no correspondían a comunas; sin embargo, en la presente investigación se hizo una equivalencia entre las circunscripciones de registro civil y las comunas para el año 1985. Esta equivalencia fue utilizada para obtener los nacimientos y defunciones correspondientes a 1970 y 1982. Cabe señalar que los límites geográficos de las circunscripciones de registro civil también experimentaron modificaciones; tales cambios no fueron evaluados y ello afectará la calidad de las estimaciones.

Tercero, la información referente a los permisos de construcción o superficie construida para vivienda actualmente sólo está disponible para algunas comunas, aunque es posible obtenerla para las demás. No obstante, para el año 1970 se presenta el problema de la compatibilización de las comunas con las existentes en 1982. Debido a ello, se optó por no considerar esa variable en el presente estudio, aunque debería analizarse la posibilidad de hacerlo en el futuro.

Cuarto, aunque la información sobre el registro de automóviles está disponible por comuna, se presentan problemas para compatibilizar la información de las comunas existentes en los años base de los modelos de correlación (razón y diferencia). Está, además, el problema de la calidad de la información en las comunas de los grandes centros urbanos, en los cuales se permite inscribir el automóvil en una comuna distinta a la de residencia del propietario.

Quinto, la información sobre matrícula escolar está disponible por comunas, pero presenta también el problema de compatibilización en el tiempo. En este trabajo se consideró la matrícula en educación básica (de primero a octavo año).

Sexto, el registro electoral no ha sido actualizado de forma periódica y, además, la inscripción en él no es obligatoria. Generalmente se inscribe un gran número de personas poco antes de las elecciones; además, durante aproximadamente 15 años no hubo elecciones. Sin embargo, los datos del registro electoral podrán ser utilizados en trabajos futuros.

Séptimo, el consumo de energía eléctrica dejó de ser publicado en 1989; hasta esa fecha la compañía de energía eléctrica se encargaba de llevar el registro y publicarlo. Actualmente, el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) está diseñando una encuesta para obtener tal información, la cual, por lo tanto, podrá ser utilizada en el futuro.

Octavo, las demás variables citadas (afiliadas a las administradoras de fondos de pensiones (AFP), recaudación de impuestos, y otras) no están disponibles, o, si lo están, no se encuentran a nivel de comunas, aunque sí de provincias o de alguna división distinta a la división políticoadministrativa, o sea, según la forma en que fue dividido el país para fines de recolección de la información.

Noveno, la población del censo de 1970 fue adaptada por el INE a la división políticoadministrativa de 1982, trabajo considerado de buena calidad.

Debido a los problemas o restricciones mencionados, finalmente se trabajó con la siguiente información:

En primer lugar, la población total por comunas readecuada para 1970, así como la población censada en 1982 y en 1992; segundo, como variables sintomáticas, los nacimientos y defunciones para los años 1970, 1982 y 1992; la matrícula en educación básica para los años 1982 y 1992; la inscripción de automóviles para los años 1982 y 1992, y los acontecimientos vitales, que corresponden a la suma de nacimientos y defunciones, para los años 1970, 1982 y 1992.

Además de esta información, y con el propósito de hacer comparaciones, se utilizaron las proyecciones de población de comunas realizadas por el INE/CELADE, que fueran elaboradas por el método de relación de cohortes.<sup>3</sup>

---

<sup>3</sup>Para mayores antecedentes metodológicos, véase INE/CELADE (1989).

Cuadro 1  
CHILE: ANÁLISIS DEL ERROR DE LAS ESTIMACIONES DE  
POBLACIÓN POR COMUNA SEGÚN LOS MODELOS  
DE PRORRATEO, 1992

Modelo	Error absoluto <sup>a</sup> (porcentajes)		Porcentaje de comunas con error absoluto superior al 10%	80% de las comunas con error absoluto inferior a
	Media	Desvia- ción estándar		
A. Nacimientos	12.0	12.1	45.1	19.2
B. Defunciones	22.4	19.1	71.2	35.3
C. Matrícula en educación básica	12.7	10.6	51.9	19.9
D. Eventos vitales	9.8	11.4	35.6	13.9
E. Promedio modelos A y B	11.8	12.7	43.4	18.4
F. Promedio modelos A, B y C	10.7	9.4	40.0	15.7
G. Promedio modelos A y C	9.0	7.8	34.6	13.2
H. Promedio modelos C y D	9.1	7.9	35.3	12.8
Proyecciones	11.8	13.2	40.3	17.8

Fuente: Elaborado por la autora sobre la base de cifras oficiales.

Nota: Considera la estimación para un total de 295 comunas.

<sup>a</sup> Error absoluto = [(población estimada - población censada) / población censada] \* 100.

ii) *Aplicación de los métodos de prorrateo y de distribución proporcional*

Como se dijo anteriormente, para la aplicación de estos métodos se necesita información referente a una variable sintomática. Siendo así, se utilizaron cuatro variables: nacimientos (modelo A), defunciones (modelo B), matrícula en educación básica (modelo C) y eventos vitales (modelo D).

Además de estos cuatro modelos, se calcularon estimaciones promedio: modelo E (nacimientos y defunciones), modelo F (nacimientos, defunciones y matrícula escolar), modelo G (nacimientos y matrícula), y modelo H (eventos vitales y matrícula escolar).

El análisis de los indicadores de la calidad de los resultados de estos modelos se resume en los cuadros 1 y 2.

Del cuadro 1 puede desprenderse que i) de las variables sintomáticas, los eventos vitales proporcionan las mejores estimaciones de población; ii) las peores estimaciones son las calculadas sobre la base de las defunciones; iii) al considerar los modelos promedio, las mejores estimaciones resultan de los modelos G y H, y iv) a pesar de las limitaciones impuestas por el método y por las variables sintomáticas disponibles, se lograron estimaciones más precisas que las obtenidas con las proyecciones aludidas.

Cuadro 2  
**CHILE: ANÁLISIS DEL ERROR DE LAS ESTIMACIONES DE  
 POBLACIÓN POR COMUNA SEGÚN LOS MODELOS  
 DE DISTRIBUCIÓN PROPORCIONAL, 1992**

Modelo	Error absoluto <sup>a</sup> (porcentajes)		Porcentaje de comunas con error absoluto superior al 10%	80% de las comunas con error absoluto inferior a
	Media	Desvia- ción estándar		
A. Nacimientos	15.5	22.5	49.5	21.6
B. Defunciones	20.0	27.8	56.6	26.9
C. Matrícula en educación básica	13.1	13.3	48.1	17.9
D. Eventos vitales	13.7	20.8	42.7	19.7
E. Promedio modelos A y B	14.5	21.0	43.1	20.6
F. Promedio modelos A, B y C	10.9	14.7	34.2	15.7
G. Promedio modelos A y C	9.8	13.3	32.5	14.0
H. Promedio modelos C y D	9.4	12.7	28.5	13.6
Proyecciones	11.8	13.2	40.3	17.8

**Fuente:** Elaborado por la autora sobre la base de cifras oficiales.

**Nota:** Considera la estimación para un total de 295 comunas.

<sup>a</sup> Error absoluto = [(población estimada - población censada) / población censada] \* 100.

De lo que se muestra en el cuadro 2 cabe destacar que i) dentro de los modelos simples, esto es, con una variable, aquellos basados en la matrícula escolar y los eventos vitales son los que proporcionan mejores estimaciones; ii) las estimaciones basadas en defunciones resultan mejores que las obtenidas con defunciones en el método de prorrateo, y iii) si se consideran los modelos promedio (E, F, G y H), las mejores estimaciones las proporcionan los modelos G y H, que son mucho más adecuadas que las anteriores y que las proyecciones.

Se destaca también que si se dispone de un conjunto de variables sintomáticas cuya evolución pueda ser relacionada con los cambios en el tamaño de la población, se puede contar con métodos sencillos para la actualización de la población.

### iii) *Aplicación del método de correlación de razón y del método de diferencias*

En estos métodos se necesita mayor cantidad de información: i) es preciso conocer la población y las variables sintomáticas por área compatible en dos momentos, para estimar el modelo de regresión; ii) la

población y las variables sintomáticas por área en un momento dado y las variables sintomáticas por área en el momento de la estimación; iii) se requiere una estimación para el total de las áreas.

La mayor cantidad de información es la gran limitación que encuentra la aplicación de estos métodos. En este trabajo, en particular, destinado a evaluar el resultado de los métodos, se necesitó, además de la información mencionada anteriormente, la población censada por áreas en el momento estimado.

En la aplicación se utilizó solamente la información relativa a nacimientos, defunciones y eventos vitales como variables sintomáticas.

Primeramente se estimaron los modelos de regresión (4) y (8) considerando el total de comunas, y los nacimientos y las defunciones como variables sintomáticas (modelo A). Posteriormente esas regresiones se estimaron considerando el total de comunas y las variables sintomáticas separadamente (modelos B y C) y el promedio de éstas (modelo D), incorporando así la alternativa a la regresión múltiple sugerida por Lalu y Namboodiri (1971). Finalmente se estimó el modelo E, que considera el total de las comunas y, como variable sintomática, los eventos vitales (suma de nacimientos y de defunciones).

En el cuadro 3 se resumen los resultados, en los que se destaca que: i) las estimaciones encontradas en los diversos modelos son bastante similares a las proyecciones; ii) el método de correlación de diferencias proporciona estimaciones ligeramente mejores que el método de correlación de razón; iii) el hecho de que el modelo B produzca las peores estimaciones puede ser consecuencia de la calidad de la información básica, lo cual lleva a pensar que la compatibilización hecha para las defunciones en el año 1970 presenta problemas mayores; iv) el uso de modelos promedio (modelo D) no condujo a cambios importantes en las estimaciones, y v) a pesar de los problemas de información (sobre todo la compatibilización de los nacimientos y defunciones en los años considerados para estimar el modelo, 1970 y 1982, y en los años considerados en la estimación, 1982 y 1992), las estimaciones resultaron similares a las proyecciones.

Considerando las limitaciones de disponibilidad de información y los problemas existentes en ésta, se puede concluir que los métodos de correlación permiten elaborar una gran cantidad de modelos, con resultados razonablemente buenos.

Cuadro 3  
CHILE: ANÁLISIS DEL ERROR DE LAS ESTIMACIONES DE  
POBLACIÓN POR COMUNA SEGÚN LOS MODELOS  
DE CORRELACIÓN, 1992

Método/modelo	Error absoluto <sup>a</sup> (porcentajes)		Porcentaje de comunas con error absoluto superior al 10%	80% de las comunas con error absoluto inferior a
	Media	Desvia- ción estándar		
<b>Correlación de razón</b>				
A. Nacimientos y defunciones	12.0	11.0	49.2	19.3
B. Nacimientos	11.7	10.8	49.5	18.4
C. Defunciones	13.1	12.2	52.2	20.4
D. Promedio modelos A y B	12.3	11.4	49.8	19.8
E. Eventos vitales	11.4	10.4	47.8	18.4
<b>Correlación de diferencias</b>				
A. Nacimientos y defunciones	18.8	12.8	41.0	17.7
B. Nacimientos	11.8	13.4	44.1	19.1
C. Defunciones	15.3	16.2	52.9	22.9
D. Promedio modelos A y B	12.1	13.2	43.1	17.9
E. Eventos vitales	11.4	12.7	41.4	17.8
Proyecciones	11.8	13.2	40.3	17.8

Fuente: Elaborado por la autora sobre la base de cifras oficiales.

Nota: Considera la estimación para un total de 295 comunas.

<sup>a</sup> Error absoluto = [(población estimada - población censada) / población censada] \* 100.

iv) *El uso de la estratificación por tamaño de las áreas en los modelos de correlación* <sup>4</sup>

Para probar los modelos de correlación en conjuntos más homogéneos, se estratificaron las comunas según la cantidad de habitantes que tenían en 1982. Así, éstas quedaron divididas en tres grupos: estrato 1, comunas con una población inferior a 10 000 habitantes; estrato 2, comunas con una población de entre 10 000 y 50 000 habitantes, y estrato 3, comunas con una población superior a 50 000 habitantes. Posteriormente se construyeron los modelos y se hicieron las estimaciones para cada estrato.

<sup>4</sup> Véanse Ericksen (1973); Martin y Serow (1978), y Teixeira Jardim (1992).

Cuadro 4  
**CHILE: ANÁLISIS DEL ERROR DE LAS ESTIMACIONES DE  
 POBLACIÓN POR COMUNA SEGÚN LOS MODELOS  
 DE CORRELACIÓN, ESTRATIFICADO POR  
 TAMAÑO DE LAS COMUNAS, 1992**

Método/modelo	Error absoluto <sup>a</sup> (porcentajes)		Porcentaje de comunas con error absoluto superior al 10%	80% de las comunas con error absoluto inferior a
	Media	Desvia- ción estándar		
<b>Correlación de razón</b>				
A. Nacimientos, defunciones y tamaño	9.3	9.7	32.2	14.3
B. Nacimientos y tamaño	8.9	9.1	29.5	13.4
C. Defunciones y tamaño	10.1	10.4	35.5	14.9
D. Promedio modelos A y B	9.2	9.6	31.9	14.2
E. Eventos vitales y tamaño	8.7	8.9	29.8	13.0
<b>Correlación de diferencias</b>				
A. Nacimientos, defunciones y tamaño	14.0	22.6	46.4	18.3
B. Nacimientos y tamaño	13.3	21.1	45.4	18.4
C. Defunciones y tamaño	24.0	46.8	59.3	31.3
D. Promedio modelos A y B	17.5	33.3	49.8	19.6
E. Eventos vitales y tamaño	12.8	19.9	41.4	16.6
Proyecciones	11.8	13.2	40.3	17.8

**Fuente:** Elaborado por la autora sobre la base de cifras oficiales.

**Nota:** considera la estimación para un total de 295 comunas.

<sup>a</sup> Error absoluto = [(población estimada - población censada) / población censada] \* 100.

De esta forma, se utilizaron los mismos modelos que antes (A, B, C, D y E), pero incorporando esta vez la variable "tamaño" (que adopta los valores 1, 2 ó 3 según el estrato a que pertenezca la comuna). Un resumen del análisis de los resultados puede observarse en el cuadro 4.

En el cuadro 4 se destaca que i) las mejores estimaciones se obtienen por medio del método de correlación de razón; ii) los modelos B y E entregan las mejores estimaciones; y iii) la estratificación en que se toma en cuenta solamente el tamaño de las comunas produce los mejores resultados obtenidos hasta ahora.

v) *El uso de variables mudas (dummy), para incorporar la condición urbano/rural en los modelos de correlación*

Con el objeto de mejorar las estimaciones se introdujo el concepto de localidad urbana, incorporando para ello a los modelos de correlación

Cuadro 5  
**CHILE: ANÁLISIS DEL ERROR DE LAS ESTIMACIONES  
 DE POBLACIÓN POR COMUNA, DE ACUERDO A LOS  
 MODELOS DE CORRELACIÓN, ESTRATIFICADO  
 SEGÚN CONDICIÓN URBANO/RURAL  
 PREDOMINANTE EN LAS COMUNAS, 1992**

Método/modelo	Error absoluto <sup>a</sup> (porcentajes)		Porcentaje de comunas con error absoluto superior al 10%	80% de las comunas con error absoluto inferior a
	Media	Desvia- ción estándar		
<b>Correlación de razón</b>				
A. Nacimientos, defunciones y condición urbano/rural	9.2	9.2	37.3	13.6
B. Nacimientos y condición urbano/rural	9.0	9.1	35.9	13.6
C. Defunciones y condición urbano/rural	9.9	9.9	39.7	14.8
D. Promedio modelos A y B	9.3	9.3	36.9	13.7
E. Eventos vitales y condición urbano/rural	8.9	8.8	35.3	13.8
<b>Correlación de diferencias</b>				
A. Nacimientos, defunciones y condición urbano/rural	13.9	20.8	44.7	19.3
B. Nacimientos y condición urbano/rural	13.4	19.7	45.1	17.9
C. Defunciones y condición urbano/rural	19.3	31.1	55.3	27.1
D. Promedio modelos A y B	15.0	24.8	46.4	20.8
E. Eventos vitales y condición urbano/rural	12.9	18.6	45.8	16.7
Proyecciones	11.8	13.2	40.3	17.8

**Fuente:** Elaborado por la autora sobre la base de cifras oficiales.

**Nota:** Considera la estimación para un total de 295 comunas.

<sup>a</sup> Error absoluto = [(población estimada - población censada) / población censada] \* 100.

una variable, a la cual se le atribuye valor 1 si en la comuna predomina la población urbana, y 0 si predomina la población rural. Los resultados se presentan en el cuadro 5.

De la información del cuadro 5 se puede concluir que i) las mejores estimaciones se obtienen con el método de correlación de razón; ii) las estimaciones obtenidas con el método de correlación de diferencias tienden a empeorar, y iii) los modelos A, B, D y E arrojan las mejores estimaciones.



Cuadro 6  
**CHILE: ANÁLISIS DEL ERROR DE LAS ESTIMACIONES DE  
 POBLACIÓN POR COMUNA SEGÚN LOS MODELOS DE  
 CORRELACIÓN, ESTRATIFICADO POR TAMAÑO  
 Y CONDICIÓN URBANO/RURAL  
 PREDOMINANTE, 1992**

Método/modelo	Error absoluto <sup>a</sup> (porcentajes)		Porcentaje de comunas con error absoluto superior al 10%	80% de las comunas con error absoluto inferior a
	Media	Desvia- ción estándar		
<b>Correlación de razón</b>				
A. Nacimientos, defunciones, tamaño y condición urbano/rural	9.0	9.3	30.2	13.6
B. Nacimientos, tamaño y condición urbano/rural	8.4	8.9	27.1	13.7
C. Defunciones, tamaño y condición urbano/rural	9.7	10.0	32.9	15.5
D. Promedio modelos A y B	8.9	9.3	30.8	13.3
E. Eventos vitales, tamaño y condición urbano/rural	8.1	8.5	26.8	12.5
<b>Correlación de diferencias</b>				
A. Nacimientos, defunciones, tamaño y condición urbano/rural	15.2	30.7	44.7	19.2
B. Nacimientos, tamaño y condición urbano/rural	14.7	29.5	44.1	17.2
C. Defunciones, tamaño y condición urbano/rural	24.8	55.7	53.9	31.1
D. Promedio modelos A y B	18.3	42.2	46.1	21.2
E. Eventos vitales, tamaño y condición urbano/rural	14.1	27.6	42.0	17.2
Proyecciones	11.8	13.2	40.3	17.8

**Fuente:** Elaborado por la autora sobre la base de cifras oficiales.

**Nota:** considera la estimación para un total de 295 comunas.

<sup>a</sup> Error absoluto = [(población estimada - población censada) / población censada] \* 100.

vi) *El uso de la estratificación por tamaño y por condición urbano/rural en los modelos de correlación*

Como una última alternativa, se probó la incorporación de la variable localidad urbana a los modelos estratificados anteriormente descritos. Los resultados se presentan en el cuadro 6.

Observando el cuadro 6, se puede decir que el método de correlación de razón produce las mejores estimaciones y, que el modelo E,

utilizando el método de correlación de razón, fue el que presentó las mejores estimaciones entre todos los modelos considerados.

#### vii) *Conclusiones generales*

Sobre la base del caso de Chile, se puede concluir que: i) la utilización de variables sintomáticas permite construir un sinnúmero de modelos; ii) los modelos de correlación de razón son probablemente los más adecuados y mejoran sus estimaciones a medida que se incorporan modificaciones con vistas a homogeneizar las áreas en estudio; iii) los modelos de correlación de diferencias no condujeron a buenos resultados; iv) en los modelos de correlación las estimaciones promedio, basadas en regresiones simples, no introdujeron cambios importantes en cuanto a la precisión de las estimaciones; v) en los modelos de prorrateo y distribución proporcional resultan mejores las estimaciones promedio, y vi) el modelo E, estimado por el método de correlación de razón, es el que arrojó las mejores estimaciones cuando se le incorporaron la estratificación según tamaño y la condición de localidad urbana.

## 2. El caso de Costa Rica

#### i) *Información básica*

Con el objetivo de evaluarlos y compararlos, se aplicaron los métodos antes descritos a determinados aspectos de Costa Rica, lo cual permite a la vez analizar un país de menor tamaño que Chile y que muestra distintas características en cuanto a problemas de información.

En este caso la aplicación se llevó a cabo para estimar la población de los cantones existentes en 1984, comparándola con la población censada en ese año, que corresponde al último censo. En esta aplicación no se tuvo contactos directos con las fuentes de información, lo cual limitó el estudio a las publicaciones relativas a Costa Rica disponibles en el CELADE. Se aplicaron aquí modelos semejantes al caso anterior, con el fin de averiguar adicionalmente si se podían obtener mejores estimaciones cuando hay mayor compatibilidad temporal entre las áreas.

Dadas las limitaciones aludidas, se utilizó la siguiente información: i) la población censada en los tres últimos censos (1963, 1973 y 1984); ii) los nacimientos y defunciones registrados y ocurridos hasta 10 años antes, y iii) la población que asistía a establecimientos regulares de enseñanza en el momento de los distintos censos, tomada como una aproximación a la matrícula escolar.

Cuadro 7  
COSTA RICA: ANÁLISIS DEL ERROR DE LAS ESTIMACIONES  
DE POBLACIÓN POR CANTÓN SEGÚN LOS  
MODELOS DE PRORRATEO, 1984

Método/modelo	Error absoluto <sup>a</sup> (porcentajes)		Porcentaje de cantones con error absoluto superior al 10%	80% de los cantones con error absoluto inferior a
	Media	Desvia- ción estándar		
A. Nacimientos	12.4	11.0	45.7	20.9
B. Defunciones	13.7	10.0	53.1	23.1
C. Matrícula escolar	12.7	7.9	56.8	20.0
D. Eventos vitales	10.8	9.9	35.8	17.7
E. Promedio modelos A y B	8.1	8.1	27.2	14.3
F. Promedio modelos A, B y C	7.9	6.5	29.6	13.4
G. Promedio A y C	8.4	6.4	34.6	13.3
H. Promedio C y D	8.1	6.2	29.6	13.4

**Fuente:** Elaborado por la autora sobre la base de cifras oficiales.

**Nota:** Se consideró la estimación de 81 cantones. La matrícula fue aproximada según la asistencia escolar.

<sup>a</sup> Error absoluto = [(población estimada - población censada) / población censada] \* 100.

Con respecto a la información utilizada, cabe destacar los siguientes problemas: i) los nacimientos y defunciones presentan problemas de fluctuación debidos a la forma de tabulación, que se refiere a los hechos registrados y no a los ocurridos. Para minimizar el problema se calculó un promedio de tres años como una estimación de los hechos ocurridos en el año central; ii) la información sobre asistencia escolar, que reemplaza la relativa a matrícula escolar, produce un sesgo entre el área o localidad donde se ubica el establecimiento escolar y el área en que reside el estudiante: primero, en su asociación con la residencia del estudiante y, segundo, con el establecimiento de enseñanza. Se espera que la correlación entre matrícula escolar y población sea menor que la estimada entre asistencia escolar y población.

En este caso, las estimaciones correspondientes a 1984 generadas por medio de los distintos métodos no se compararon con las proyecciones de población a nivel de cantones, por cuanto éstas no estaban disponibles.

ii) *Aplicación de los métodos de prorratio y de distribución proporcional*

Siguiendo la misma línea de investigación utilizada en el caso anterior, se hicieron estimaciones con cada una de las variables sintomáticas

Cuadro 8  
**COSTA RICA: ANÁLISIS DEL ERROR DE LAS ESTIMACIONES  
 DE POBLACIÓN POR CANTÓN SEGÚN LOS MODELOS DE  
 DISTRIBUCIÓN PROPORCIONAL, 1984**

Método/modelo	Error absoluto <sup>a</sup> (porcentajes)		Porcentaje de cantones con error absoluto superior al 10%	80% de los cantones con error absoluto inferior a
	Media	Desvia- ción estándar		
A. Nacimientos	14.0	9.1	59.3	22.8
B. Defunciones	18.2	14.9	59.3	30.7
C. Matrícula	9.9	8.2	38.3	16.1
D. Eventos vitales	11.8	9.9	45.7	18.9
E. Promedio modelos A y B	14.4	10.8	51.9	22.7
F. Promedio modelos A, B y C	8.9	6.4	40.7	14.4
G. Promedio modelos A y C	7.2	4.5	28.4	11.2
H. Promedio modelos C y D	5.3	4.3	13.6	8.4

**Fuente:** Elaborado por la autora sobre la base de cifras oficiales.

**Nota:** Se consideró la estimación de 81 cantones. La matrícula fue aproximada según la asistencia escolar.

<sup>a</sup> Error absoluto = [(población estimada - población censada) / población censada] \* 100.

(nacimientos, defunciones, eventos vitales y asistencia escolar), y se analizaron también las estimaciones promedio, las cuales se presentan en los cuadros 7 y 8. Considerando los modelos A, B, C y D, puede concluirse que de las variables estudiadas los eventos vitales y la matrícula escolar son las que proporcionan mejores estimaciones y las defunciones las peores (esto también se observó en el caso chileno). Al considerar los modelos promedio, las estimaciones más adecuadas se producen con los modelos E y H cuando se aplica el método de prorrateo y con el modelo H cuando se utiliza el método de distribución proporcional.

iii) *Aplicación de los métodos de correlación de razón y de correlación de diferencias*

El caso de Costa Rica presenta la ventaja de que los cantones no experimentaron grandes cambios geográficos en el período en estudio, lo que permitió incorporar a los modelos de correlación una variable más, o sea, la matrícula escolar.

Los resultados de la aplicación de 10 modelos se presentan en el cuadro 9, donde se destaca que: i) los modelos de razón producen mejores estimaciones que los de diferencia; ii) el modelo C proporciona

Cuadro 9  
**COSTA RICA: ANÁLISIS DEL ERROR DE LAS ESTIMACIONES  
 DE POBLACIÓN POR CANTÓN SEGÚN LOS  
 MODELOS DE CORRELACIÓN, 1984**

Método/modelo	Error absoluto <sup>a</sup> (porcentajes)		Porcentaje de cantones con error absoluto superior al 10%	90% de los cantones con error absoluto inferior a
	Media	Desvia- ción estándar		
<b>Correlación de razón</b>				
A. Nacimientos y defunciones	9.6	8.5	39.5	16.7
B. Nacimientos, defunciones y matrícula	4.7	3.7	7.4	7.3
C. Eventos vitales y matrícula	4.2	3.5	6.2	6.3
D. Nacimientos	9.5	8.4	37.0	17.2
E. Defunciones	12.6	10.2	49.4	18.9
F. Matrícula	7.8	6.5	24.7	12.1
G. Eventos vitales	9.2	8.6	33.3	17.1
H. Promedio modelos D y E	10.7	8.7	50.6	15.5
I. Promedio modelos D, E y F	6.7	5.9	18.5	10.0
J. Promedio modelos F y G	4.6	4.3	7.4	7.3
<b>Correlación de diferencias</b>				
A. Nacimientos y defunciones	9.9	9.1	37.0	17.4
B. Nacimientos, defunciones y matrícula	5.9	4.9	16.0	9.5
C. Eventos vitales y matrícula	18.1	21.4	51.9	29.7
D. Nacimientos	9.8	9.1	35.8	17.8
E. Defunciones	13.6	11.1	53.1	20.0
F. Matrícula	8.1	8.2	25.9	10.9
G. Eventos vitales	10.2	8.9	39.5	18.1
H. Promedio modelos D y E	10.3	8.6	44.4	16.5
I. Promedio modelos D, E y F	8.2	7.0	29.6	11.7
J. Promedio modelos F y G	6.0	5.5	16.0	8.9

**Fuente:** Elaborado por la autora sobre la base de cifras oficiales.

**Nota:** Se consideró la estimación de 81 cantones. La matrícula fue aproximada según la asistencia escolar.

<sup>a</sup> Error absoluto = [(población estimada - población censada) / población censada] \* 100.

las estimaciones más adecuadas con el método de correlación de razón, y el modelo B con el método de correlación de diferencias, y iii) los peores resultados son los obtenidos por medio del modelo E con el método de correlación de razón, y por medio del modelo C con el método de correlación de diferencias.

Asimismo, cabe destacar que si se incorpora al modelo A un mejor indicador de la evolución de la población, por ejemplo, la matrícula escolar, las estimaciones mejoran considerablemente.

La estratificación según el tamaño de los cantones y la condición de localidad urbana, utilizadas en el caso de Chile, no significaron en el caso de Costa Rica mejoría de las estimaciones, por lo cual no se presentan aquí los resultados respectivos. Sin embargo, es posible que otras estratificaciones, más adecuadas a la situación de Costa Rica, produzcan mejores estimaciones.

En el caso de Costa Rica se lograron estimaciones de población muy razonables con los métodos de distribución proporcional (modelo H) y de correlación de razón (modelos B, C y J), usando como variables sintomáticas los nacimientos, las defunciones, eventos vitales y la matrícula escolar. En consecuencia, si en Chile no existiera el problema de la compatibilización geográfica de las comunas, se obtendrían mejores estimaciones.

### III. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

A. La necesidad de contar con mejores estimaciones de población a nivel de área menor<sup>5</sup> (local, municipal, u otras) está dada por el hecho de que cada día cobran más peso en lo económico, político, cultural, las comunidades pequeñas. Sea para la elaboración de planes de gobierno, o bien porque ejercen presión sobre las autoridades centrales en beneficio del desarrollo del área, o por las prioridades de descentralización y desarrollo local, lo cierto es que cada vez será más urgente actualizar y precisar los datos de población de las áreas menores, por lo cual es válido todo esfuerzo que se haga por obtener mejores estimaciones de población.

B. Si se dispusiera de registros frecuentes del movimiento migratorio entre estas áreas, de los nacimientos y de las defunciones, estaría resuelto

---

<sup>5</sup> Véanse Flores (1989) y Rueda (1989).

el problema de la actualización de las estimaciones de población, al estar determinados los tres componentes de la variación del tamaño de la población. Los nacimientos y las defunciones se registran frecuentemente, pero no ocurre lo mismo con la migración. Por ello, el contar con métodos alternativos que indiquen la variación de la población de las áreas menores tiene gran importancia en la elaboración de estimaciones y proyecciones de población.

C. Censar la población en forma más frecuente sería otra alternativa, pero es poco factible a causa de los altos costos que implica esta operación. Cabe recordar que a pesar de la recomendación de las Naciones Unidas de realizar censos cada 10 años, muchos países de América Latina y el Caribe los llevan a cabo en intervalos más amplios.

D. Por lo dicho, una alternativa eficiente y eficaz es mejorar los procedimientos de registro administrativo ya existentes, para su posterior uso en la actualización de las estimaciones de población.

E. En este trabajo se demuestra que a pesar de los problemas de disponibilidad y de calidad de la información, se puede llegar a estimaciones bastante razonables de la población de las áreas pequeñas.

F. Con respecto a los métodos aplicados, puede concluirse que hay que hacer todo lo posible por utilizar el método de correlación de razón, pues en ambos casos presentó las mejores estimaciones.<sup>6</sup>

G. Seleccionar el modelo no es tarea fácil, pues ello depende de la calidad y disponibilidad de información y también de las características particulares de las áreas a estimar. Para escoger el modelo "óptimo" parece bastante útil elaborar un estudio previo, como el aquí presentado, para una evaluación a priori de la situación en cada caso concreto, así como familiarizarse con la información y los distintos métodos. Además, es muy conveniente hacer evaluaciones a posteriori, lo que permitirá introducir cambios en el modelo utilizado.

---

<sup>6</sup>En su reciente visita al CELADE, Maria Andrassy-Bitto —encargada de las estimaciones de población de áreas menores en Canadá— sugirió probar la estabilidad de los modelos de correlación (coeficientes de regresión). En caso de que se encuentre que los modelos, sobre todo los modelos de correlación de diferencias, no son estables en el tiempo, será posible corregirlos y perfeccionarlos, con lo cual mejorarán también las estimaciones.

H. Otro aspecto importante es el control permanente de la información básica, o sea, de los indicadores utilizados, lo que podría llevar incluso a cambiar de modelo de un período intercensal a otro.

I. Se hace necesario integrar las diversas fuentes de información y el organismo encargado de las estimaciones de población. Muchas veces el introducir pequeñas modificaciones en el proceso de recolección o de tabulación de la información abre una amplia gama de posibilidades en lo que a construcción de modelos se refiere, y sobre todo en lo tocante a los criterios para estratificar las áreas a estimar. De esta forma se podría disponer de un sistema confiable —y de bajo costo— para realizar las estimaciones de población.

J. Finalmente, parece recomendable utilizar variables sintomáticas en la estimación de la población de áreas menores en América Latina y el Caribe. Otro ejemplo que apunta en esta dirección es la aplicación hecha por Teixeira Jardim (1992) en lo concerniente al Estado de Rio Grande do Sul de Brasil, trabajo que establece un punto de partida dentro de América Latina y el Caribe en cuanto a la divulgación y utilización de los métodos aquí expuestos. Es por ello que, sobre la base de estas experiencias y sabiendo que no se tiene un camino fácil por delante, parece pertinente incorporar a la región las experiencias de Canadá y de los Estados Unidos, a fin de tener en un futuro cercano una alternativa más confiable para la actualización de los datos de población.

K. Además de las conclusiones y recomendaciones generales recién expuestas, es pertinente enumerar ciertas líneas de investigación más específicas que convendría profundizar en el futuro: i) se hace necesario profundizar en el conocimiento y divulgación de la teoría estadística implícita en cada método, a fin de tener una base sólida para decidir cuál es el modelo más adecuado (véanse al respecto Bravo (1993), y Basavarajappa y Verma (1985)); ii) en el caso de Chile, es preciso mejorar los modelos, para lo cual es menester encontrar nuevos criterios de estratificación de las comunas seleccionadas para la estimación así como definir modelos por regiones; iii) debería promoverse la realización de aplicaciones semejantes en otros países de la región, pero con presencia directa del investigador, a fin de mejorar la información. Esto permitiría enriquecer el campo de evaluación de los distintos métodos y modelos utilizados, así como buscar nuevos modelos para mejorar los resultados; iv) se podría explorar la aplicación de otras metodologías



existentes, entre ellas el método llamado Componentes II (Batutis, 1991), que utiliza la ecuación compensadora por cohortes para determinar la población en cada momento, pero considera variables sintomáticas para estimar las migraciones, y v) por último, quizás lo más urgente es llevar a cabo una extensa y minuciosa recopilación de los trabajos realizados sobre el tema, hacer una selección adecuada y compilarlos en una publicación. Ello permitiría abrir nuevos horizontes, ya sea para promover la discusión sobre el modo de perfeccionar los métodos, ya sea para ampliar el campo de sus posibles aplicaciones.

## BIBLIOGRAFÍA

- Bravo, Jorge (1993), "Algunas observaciones acerca de los métodos de estimación de población a través de variables sintomáticas", Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), inédito.
- Basavarajappa, K. G. y Ravi B. P. Verma (1985), "Recent developments in the estimation of population by the regression method", documento presentado en el Simposio Internacional sobre Estadísticas en Áreas Pequeñas (Ottawa, Ontario, 22 al 24 de mayo de 1985), Statistics Canada.
- Basavarajappa, K. G., Rosemary Bender y Ravi B. P. Verma (1982), "New approaches to methods of estimating the population of census divisions", Ottawa, Demography Division, Statistics Canada.
- Batutis, Jr. (1991), "Estimates preparation: methods and procedures", en comunicación personal de John Long en su visita al Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Crosetti, A. H. y R. C. Schmitt (1954), "Accuracy of the ratio-correlation method for estimating postcensal population", *Land Economics*, N° 30.
- Ericksen, Eugene P. (1973), "A method for combining sample survey data and syntomatic indicators to obtain population estimates for local areas", *Demography*, N° 10.
- Florez, Carmen Elisa (1989), "Las proyecciones de población y la estructura económica y social", documento presentado en el Seminario Internacional sobre Proyecciones Subnacionales de Población (Girardot, 31 de octubre al 2 de noviembre de 1988), Santafé de Bogotá, Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico (CEDE), Universidad de los Andes.
- Goldberg, David, N. K. Namboodiri y V. R. Rao (1964), "A test of the accuracy of ratio correlation population estimates", *Land Economics*, N° 40.
- Grier, John M. y Robert C. Schmitt (1966), "A method of estimating the population of minor civil divisions", *Rural Sociology*, N° 31.
- INE (Instituto Nacional de Estadísticas) (1992a), *Censo de población y vivienda: resultados generales Chile 1992*, Santiago de Chile.
- (1992b), "Nacidos vivos y defunciones generales según lugar de residencia", *Demografía*, Santiago de Chile.
- (1992c), *Parque de vehículos en circulación. Anuario de transporte y comunicación*, Santiago de Chile.

- (1982a), "Nacidos vivos y defunciones generales según lugar de residencia", *Demografía*, Santiago de Chile.
- (1982b), *Parque de vehículos en circulación. Anuario de transporte y comunicación*, Santiago de Chile.
- (1982c), *Censo nacional de población y vivienda: localidades pobladas. Censo nacional de población y vivienda: I a XII región y Región Metropolitana*, Santiago de Chile.
- (1970a), "Nacidos vivos y defunciones generales según lugar de residencia", *Demografía*, Santiago de Chile.
- (1970b), *Censo nacional de población y vivienda: localidades pobladas. Censo nacional de población y vivienda: I a XII región y Región Metropolitana*, Santiago de Chile.
- (s/f), *Listado de códigos de comuna en vigencia a partir de 01/07/85 y su correspondencia con antiguo código de circunscripción de registro civil*, Santiago de Chile, inédito.
- INE/CELADE (Instituto Nacional de Estadísticas/Centro Latinoamericano de Demografía) (1989), *Chile: Proyecciones y estimaciones de población, por sexo y edad. Comunas 1980-1995*, Santiago de Chile.
- Kmenta, Jan (1978), *Elementos de econometría*, traducción de Carlos Roberto Vieira Araújo, Editora Atlas S.A.
- Lalu, N.M. y N. Krishnan Namboodiri (1971), "The average of several simple regression estimates as an alternative to the multiple regression estimate in postcensal and intercensal population estimation: a case study", *Rural Sociology*, vol. 36.
- Long, John F. (1993), "Methods for postcensal population estimation: flow methods vs. stock methods", *International Union for the Scientific Study of Population. International Population Conference, 1993*, Liège, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP).
- Mandell, Marylou y Jeffrey Tayman (1982), "Measuring temporal stability in regression models of population estimation", *Demography*, vol. 19.
- Martin, Julia H. y William J. Serow (1978), "Estimating demographic characteristics using the ratio-correlation method", *Demography*, vol. 15.
- Ministerio de Economía, Industria y Comercio (1992), *Diez años de estadística vital 1978-1987: población, nacimientos, defunciones, contrayentes*, San José de Costa Rica, Dirección General de Estadística y Censos (DGEC).
- (1975), *Anuario estadístico de Costa Rica, 1974*, San José de Costa Rica, Dirección General de Estadística y Censos (DGEC).
- (1974), *Anuario estadístico de Costa Rica, 1973*, San José de Costa Rica, Dirección General de Estadística y Censos (DGEC).
- (1973), *Anuario estadístico de Costa Rica, 1972*, San José de Costa Rica, Dirección General de Estadística y Censos (DGEC).
- (1965), *Anuario estadístico de Costa Rica, 1964*, San José de Costa Rica Dirección General de Estadística y Censos (DGEC).
- (1964), *Anuario estadístico de Costa Rica, 1963*, San José de Costa Rica, Dirección General de Estadística y Censos (DGEC).
- (1963), *Anuario estadístico de Costa Rica, 1962*, San José de Costa Rica, Dirección General de Estadística y Censos (DGEC).
- Ministerio de Educación Pública (1992), *Matrícula escolar por comunas*, Informe de los establecimientos educacionales, remitidos por las secretarías regionales ministeriales de educación, Santiago de Chile.

- (1982), *Matrícula escolar por comunas*, Informe de los establecimientos educacionales, remitidos por las secretarías regionales ministeriales de educación, Santiago de Chile.
- Namboodiri, N. Krishnan (1972), "On the ratio-correlation and related methods of subnational population estimation", *Demography*, N° 9.
- Norusis, Marija J. (1988), *SPSS/PC+ V2.0: base manual*, SPSS Inc.
- O'Hare, William P. (1980), "A note on the use of regression methods in population estimates", *Demography*, N° 17.
- (1976), "Report of a multiple regression method for making population estimates", *Demography*, N° 13.
- Pursell, Donald E. (1970), "Improving population estimates with the use of dummy variables", *Demography*, N° 7.
- Rueda, José Olinto (1989), "Las proyecciones subnacionales de población y la planificación del desarrollo", documento presentado en el Seminario Internacional sobre Proyecciones Subnacionales de Población (Girardot, 31 de octubre al 2 de noviembre de 1988), Serie OI, N° 42, Santafé de Bogotá, Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).
- Shryock, Henry S. jr. y Meyer Zitter (1964), "Accuracy of methods of preparing postcensal population estimates for states and local areas", *Demography*, N° 1.
- Swanson, David A. (1980), "Improving accuracy in multiple regression estimates of population using principles from causal modelling", *Demography*, N° 17.
- Swanson, David A. y Lucky M. Tedrow (1984), "Improving the measurement of temporal change in regression models used for country population estimates", *Demography*, N° 21.
- Teixeira Jardim, Maria de Lourdes (1992), "Utilização de variáveis sintomáticas para estimar a distribuição espacial de populações: aplicação aos municípios do Rio Grande do Sul", *Anais del VIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, N° 1, Asociación Brasileña de Estudios Poblacionales (ABEP).

## **LA EVOLUCIÓN DEL DIVORCIO EN URUGUAY (1950-1995)<sup>1</sup>**

**Wanda Cabella**

Programa de Población de la Facultad de Ciencias Sociales  
Universidad de la República  
Uruguay

### **RESUMEN**

Si algo ha singularizado a Uruguay en el contexto de América Latina es su carácter atípico en lo que respecta a su tradición y sus características demográficas. La transición demográfica, cuyos inicios se remontan a fines del siglo pasado, se desarrolló en el escenario de la temprana organización del Estado social, construido sobre los espacios ganados al poder eclesiástico. La aprobación de las leyes de divorcio (1907-1913) constituye uno de los hitos que jalonan el proceso de extensión del poder secular.

A pesar de la precocidad de su legalización, el divorcio no constituyó una práctica muy frecuente en la primera mitad del siglo, y aumentó en forma relativamente lenta hasta entrada la década de 1970. Sin embargo, la década de 1980 atestiguó una brusca inflexión en su camino de ascenso, cuya magnitud le ha valido el nombre de "la revolución de los divorcios".

---

<sup>1</sup> El presente artículo es producto del proyecto de investigación "Historia de la población uruguaya (1950-1985)", realizado bajo la dirección de Adela Pellegrino, y que contó con el apoyo financiero de la Comisión Sectorial de Investigación Científica (CSIC) de la Universidad de la República. La autora desea agradecer a Juan J. Calvo, Lilia Ferro, Raúl Jacob, Inés Moraes, Adela Pellegrino y Andrea Vigorito, quienes colaboraron con este trabajo.

En este documento se analiza la evolución legal y demográfica del divorcio en el período 1950-1995. La frecuencia del divorcio en este período se analiza a partir de indicadores contruidos sobre la base de estadísticas relativas a la duración del vínculo matrimonial, y el análisis comprende tanto información del momento como la evolución del fenómeno en la sucesión de las cohortes matrimoniales.

(DIVORCIO)  
(ANÁLISIS DE DATOS)

(TRANSICIÓN DEMOGRÁFICA)

## **DEVELOPMENTS IN DIVORCE IN URUGUAY (1950-1995)<sup>1</sup>**

**Wanda Cabella**

Population programme, Social Sciences Faculty  
University of the Republic  
Uruguay

### **ABSTRACT**

A distinctive feature of Uruguay in the Latin American context is its atypical nature in terms of traditions and demographic characteristics. The demographic transition, which began in the late nineteenth century, took place against the background of an early organization of the secular State, built upon areas of authority lost by the ecclesiastical power. The adoption of divorce laws (1907-1913) was one of the milestones in the extension of secular power.

Despite that early legislation, divorce did not become a widespread practice in the first half of the century, and it increased relatively slowly until the early 1970s. However, the 1980s showed a rapid upturn, on such a scale that it has been referred to as "the divorce revolution".

---

<sup>1</sup> This article was produced as part of the research project entitled "Historia de la población uruguaya (1950-1985)", led by Dr. Adela Pellegrino with financial support from the Sectoral Scientific Research Commission (CSIC) of the University of the Republic. The author wishes to thank Juan J. Calvo, Lilia Ferro, Raúl Jacob, Inés Moraes, Adela Pellegrino and Andrea Vigorito, who collaborated in this work.

This document analyses the legal and demographic evolution of divorce from 1950 to 1995. The frequency of divorce during that period is analysed using indicators constructed on the basis of statistics on the duration of marriages; the analysis includes information on both the current situation and the evolution of the phenomenon among marriage cohorts.

(DIVORCE)  
(DATA ANALYSIS)

(DEMOGRAPHIC TRANSITION)

## **PRESENTACIÓN**

En este documento se reconstruye la evolución legal y demográfica del divorcio en Uruguay en el período 1950-1995. Después de una breve introducción, cuyo objetivo es señalar los distintos aspectos que contribuyen a definir el divorcio como “problema social” en el Uruguay actual, se presenta una síntesis de las modificaciones que ha experimentado la legislación sobre la materia en el correr de este siglo. La parte medular del trabajo se centra en la reconstrucción de la evolución del divorcio. Con tal objetivo, se realiza primeramente la crítica de las fuentes disponibles, para luego analizar las tendencias observadas a lo largo del tiempo, así como en la sucesión de las distintas cohortes matrimoniales.

A pesar de que la problemática relativa al divorcio ha comenzado a cobrar relevancia en diversos ámbitos de nuestro medio, es escaso aún lo que se ha investigado en torno al fenómeno y la información empírica que se ha reunido para dar cuenta de su actual configuración social es prácticamente nula. El presente trabajo pretende contribuir al conocimiento de las tendencias verificadas en el último medio siglo, por medio de una explotación exhaustiva de la información proporcionada por las estadísticas continuas de matrimonios y divorcios. En particular, se ha procurado analizar la evolución del divorcio sobre la base de indicadores elaborados a partir de las estadísticas de duración del vínculo matrimonial; dado que el divorcio es un fenómeno demográfico particularmente ligado a esta variable, la utilización de tal información permite realizar un examen detallado de su evolución, tanto transversal como longitudinalmente.

### **I. LA IMPORTANCIA SOCIAL DEL DIVORCIO**

El aumento del divorcio constituye una de las transformaciones recientes de mayor relevancia en lo que respecta a las relaciones familiares en



Uruguay. A pesar de que su número no ha cesado de aumentar desde la temprana aprobación de las leyes de divorcio (1907), las estadísticas señalan que las últimas décadas han sido el escenario de un aumento particularmente pronunciado de las rupturas conyugales. La causa de ello probablemente deba ser rastreada en el marco de las profundas transformaciones culturales que afectan al conjunto del mundo occidental, dentro de las cuales destacan, en especial, la mayor valoración de la autonomía individual y la redefinición de las actitudes hacia el matrimonio. Asimismo, la creciente inserción de la mujer en el mercado laboral y la consiguiente alteración de la división tradicional de los roles conyugales han sido señaladas con frecuencia como factores que han incidido en el incremento de los divorcios.<sup>2</sup> Dado que no es objetivo de este trabajo profundizar en los motivos que están en la base del aumento de los divorcios en Uruguay, baste señalar aquí que nuestro país se suma, a este respecto, a la tendencia que se ha observado en el conjunto de las sociedades occidentales en los últimos 30 años.

El divorcio es un factor clave para comprender las transformaciones que ha experimentado últimamente la familia; sus repercusiones son múltiples y se manifiestan en distintos niveles. En el plano sociodemográfico, la extensión del divorcio afecta la composición del “mercado” matrimonial: potencialmente más personas están en situación de buscar y eventualmente formar una pareja, con el cual el rango de edad de los elegibles –y sus posibles combinaciones– se vuelve más heterogéneo, contribuyendo a modificar el calendario de la nupcialidad. La intensificación del divorcio puede incluso incidir sobre los patrones de fecundidad, especialmente si las rupturas tienen lugar en las etapas en que se concentra la mayor parte de la reproducción. Desde el punto de vista de las estructuras familiares, el divorcio es responsable de la expansión de nuevos tipos de familia, cuyo incremento se nutre fundamentalmente de la pérdida de peso de la pauta nuclear “típica”. Ejemplo de ello son el aumento del número de familias monoparentales cuya jefatura es ejercida por un individuo divorciado o separado, mayoritariamente mujer, y el mayor número de hogares reconstituidos a partir de segundas uniones, que en ocasiones incluyen hijos anteriores de uno o ambos cónyuges. Esta fragmentación y la eventual recomposición de las fa-

---

<sup>2</sup> Un análisis sugestivo sobre los aspectos que explican el aumento reciente del divorcio puede encontrarse en Roussel (1993).

milias dan lugar a su vez a la disociación de un núcleo familiar en dos hogares, fenómeno cuyas consecuencias sobre la distribución del ingreso y sobre la estructura de gastos y consumo son objeto de numerosos estudios en el ámbito de las ciencias sociales internacionales.

Si bien la existencia de hogares monoparentales no es un fenómeno nuevo, las características que asumen hoy estos arreglos familiares revelan las transformaciones que están ocurriendo en su interior. Si tradicionalmente la jefatura de estos hogares correspondía a una persona viuda, mayoritariamente mujer debido a la sobremortalidad masculina, en la actualidad el divorcio comienza a ser responsable de la creación de estos arreglos familiares en igual medida que la viudez. En Uruguay existen evidencias concluyentes sobre el aumento del número de hogares monoparentales cuya jefatura es ejercida por un individuo divorciado; en un trabajo reciente, basado en información de la Encuesta Continua de Hogares, Filgueira (1996) constata que mientras en 1981 había dos jefes viudos por cada jefe divorciado en este tipo de hogar, en 1994 la relación había pasado a ser de uno a uno (véase el cuadro 1).

Cuadro 1  
**URUGUAY: FAMILIAS MONOPARENTALES  
CON HIJOS SEGÚN ESTADO CONYUGAL  
DEL JEFE DE HOGAR, 1981-1994**  
(Porcentajes)

Año	Situación conyugal					Total
	Soltero	Casado	Unión libre	Divorciado	Viudo	
1981	8.1	4.9	0.4	28.3	58.3	100
1984	7.2	9.9	1.1	31.6	50.0	100
1989	6.8	5.4	0.2	42.4	45.2	100
1994	8.0	0.8	0.2	43.1	48.1	100

**Fuente:** Carlos Filgueira, "Sobre revoluciones ocultas: la familia en el Uruguay" (LC/MVD/R.141/Rev.1), Montevideo, Oficina de la CEPAL en Montevideo, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), septiembre de 1996.

Las consecuencias de este cambio sobre la estructura de los hogares y sobre la flexibilidad del ciclo de vida familiar son evidentes. En efecto, dado que el divorcio disuelve los hogares con mayor precocidad que la viudez, los hogares monoparentales implican crecientemente

la existencia de hijos de menor edad que los asociados a la viudez; asimismo, al tratarse de jefes más jóvenes, aumentan las probabilidades de que una nueva unión vuelva a recomponer el núcleo. Lamentablemente, a la información disponible en la actualidad no permite estimar su aumento de los hogares reconstituidos.

En el plano sociocultural, además de cuestionar el significado y la importancia del matrimonio, la difusión del divorcio plantea nuevos desafíos al ejercicio de los roles parentales, y, fundamentalmente, abre el debate sobre las eventuales consecuencias que los desequilibrios familiares ocasionados por las rupturas pueden tener sobre la socialización y la trayectoria social de la descendencia.<sup>3</sup>

Si bien la expansión del divorcio refleja una ampliación de las potestades individuales, y permite poner fin a una vida conyugal conflictiva sin los costos personales que antiguamente significaba, tiene como reverso el que su generalización plantea la exigencia de definirlo ya como problema social (Goode, 1993). Como anota este autor, al dejar de ser un acto inusual y altamente estigmatizado, el divorcio pierde su carácter de trauma social, pero genera a la vez una nueva gama de problemas familiares (empobrecimiento de las familias monoparentales, desprotección legal del cónyuge que queda a cargo de los hijos, para nombrar las más conocidas). Por tanto, independientemente de los beneficios que a nivel individual pueda implicar, a escala social la expansión del divorcio obliga a identificar sus costos sociales y su posible impacto sobre los distintos sectores sociales (Cherlin, 1992).

En Uruguay, de estabilizarse las tendencias actuales, el divorcio llegaría a tener la misma frecuencia que en los países desarrollados, con la diferencia de que la mayoría de éstos han incorporado en sus políticas sociales normas tendientes a mitigar las consecuencias sociales del aumento de las disoluciones conyugales.

---

<sup>3</sup> Este aspecto está siendo objeto de un amplio debate. Hay numerosas investigaciones sobre el tema, muchas de las cuales llegan a conclusiones diametralmente opuestas sobre los efectos del divorcio en los resultados educativos y sociales de los hijos. Véase, por ejemplo, el número especial de *Population* (1994).

## II. EL MARCO HISTÓRICO-LEGAL

*“Hagamos una ley esencialmente feminista  
que asombre al mundo, que atraiga sobre  
nuestro bello y progresista país la simpática  
atención de toda la humanidad”*  
(José Batlle y Ordóñez, 1912)<sup>4</sup>

### A. LA DESACRALIZACIÓN DEL MATRIMONIO Y EL TEMPRANO SURGIMIENTO DEL DIVORCIO

Reconociendo el carácter sacramental del matrimonio, el primer Código Civil del Uruguay (1869) proclamó la indisolubilidad del vínculo conyugal; las leyes que regulaban la vida matrimonial se regían entonces por el derecho canónico, que sólo admitía la separación de cuerpos —conocida como “divorcio de los católicos”—, circunscrita a las causales que la propia Iglesia Católica determinaba. La separación de cuerpos no rescindía el vínculo entre los esposos, y simplemente sentenciaba el cese de la cohabitación legalmente declarada; por ende, volvía imposible la celebración de nuevas nupcias. En este régimen, a los tribunales eclesiásticos les competía intervenir en las separaciones y sentencias acerca de ellas, mientras que la justicia civil actuaba en todo aquello que concernía a los efectos civiles de la separación. Debe señalarse que aun cuando en el caso de los matrimonios de parejas no católicas correspondía la justicia civil regular la separación de cuerpos, ésta debía de todos modos ceñirse a las causales que establecía el derecho eclesiástico (Cestau, 1986; Grompone, 1977).

En el marco del profundo proceso de secularización que vivió el país entre fines del siglo pasado y las primeras décadas del actual,<sup>5</sup> el matrimonio civil fue declarado obligatorio en 1885 y la naturaleza sacramental del vínculo matrimonial fue eliminada de la normativa matrimonial. Este primer paso hizo posible que a principios del siglo XX comenzaran los acalorados debates parlamentarios y públicos que tuvieron por consecuencia la promulgación de la ley 3.245 de 1907, en virtud de la cual se establecía el divorcio absoluto por diversas causales, así como por mutuo consentimiento de los cónyuges.

---

<sup>4</sup> Palabras de Batlle y Ordóñez a Domingo Arena, reproducidas en Arena (1912). Véase, por ejemplo, Caetano y Geymonat (1997).

<sup>5</sup> Véase, por ejemplo, Caetano y Geymonat (1997)

Las largas e intensas discusiones que rodearon el proyecto de Oneto y Viana<sup>6</sup> encarnaron las contradicciones de una sociedad dividida entre fuerzas secularizadoras, impulsadas principalmente por el reformismo batllista, y amplios sectores políticos y sociales que veían en la instauración del régimen de divorcio una afrenta que minaba las bases de la familia cristiana. Como señala Romeo Grompone, "... el país seguía con enorme interés este agitado debate. La indiscutible trascendencia social del problema —que incluso para algunos podía significar el desconocimiento de un principio consagrado en su religión— justificaba el que nadie permaneciera ajeno a esta discusión, en la que tanto calor se ponía en la defensa como en el ataque".<sup>7</sup>

Mientras el oficialismo se hacía eco de las reclamaciones feministas y apoyaba fervientemente el proyecto de divorcio, los movimientos católicos, las clases conservadoras y sus portavoces en el poder emprendieron una vigorosa campaña de propaganda contraria a su aprobación; más de 90 000 mujeres católicas firmaron una carta repro-batoria, que fue enviada al Parlamento al iniciarse las discusiones de la nueva ley. En ella se calificaba el divorcio como "una apostasía de la fe" y se argumentaba que su sola existencia sumía a la mujer "en una constante humillación" (Grompone, 1978, p. 22).

El 26 de octubre de 1907 se aprobó finalmente la ley que volvía posible el divorcio absoluto, la cual contemplaba la posibilidad de disolver el vínculo matrimonial tanto por la intervención de causales como por mutuo consentimiento. A las causales que preveía el código civil para la separación de cuerpo<sup>8</sup> (algunas de ellas modificadas) se agregaron dos: en adelante sería posible divorciarse por el abandono del hogar de alguno de los cónyuges y por la condena de uno de ellos a pena de penitenciaría de más de 10 años.

La ley de 1907 sufrió modificaciones en dos oportunidades durante los años siguientes. La primera de ellas, introducida en el curso de 1910, simplemente modificó la redacción de dos causales; la segunda, sin embargo, fue nuevamente piedra de escándalo social. El proyecto inicial, presentado por el senador Areco en 1912, abogaba por la inclusión de la posibilidad de divorciarse "por la sola voluntad de uno de los cónyuges", sin necesidad de aducir causales (Grompone, 1978).

---

<sup>6</sup> El proyecto tomó el nombre del doctor Carlos Oneto y Viana, diputado colorado por Rivera, quien fue el autor del primer proyecto presentado ante la cámara baja.

<sup>7</sup> Diario de sesiones de la Cámara de Representantes, tomo 183. Citado en Grompone (1978). Véase el recuadro 1 al final del capítulo.

<sup>8</sup> Véase, el recuadro 1 al final del capítulo.

Una vez más el divorcio volvió a estar en el corazón del debate público; en esta oportunidad las opiniones estuvieron tan divididas que los defensores del proyecto debieron recurrir a una fórmula de compromiso para lograr los votos necesarios. A pesar de haber sido acérrimo defensor del proyecto de Areco, Domingo Arena fue el encargado de presentar la fórmula de transacción, merced a la cual pudieron apaciguarse los temores de algunos parlamentarios que entendían que la propuesta “entregaba a la mujer a los libertinajes del hombre”. Atendiendo a los argumentos del doctor Carlos Vaz Ferreira, quien consideraba que la concesión inmediata del divorcio por la sola voluntad de cualquiera de los esposos podría acarrear situaciones de injusticia para la mujer, Arena argumentó finalmente a favor del establecimiento del divorcio “por la sola voluntad de la mujer”. En su discurso final ante el Parlamento, Arena relató el proceso por el cual había ido aceptando la fórmula de mediación, al convencerse paulatinamente de que ésta no contrariaba el espíritu del proyecto original, cuyo fundamento era esencialmente feminista y contaba con el beneplácito de José Batlle y Ordóñez. El propio Arena cita en su discurso las palabras que Batlle le refirió con relación a la fórmula sustitutiva: “Creo con usted que tiene razón Vaz Ferreira; me parece que hace usted perfectamente bien en hacer suya la fórmula, ella nos lleva hasta donde queremos llegar, desde que en definitiva nosotros no queremos otra cosa que la liberación de la mujer dentro del matrimonio” (Grompone, 1978).

En definitiva, la ley que posibilitó el divorcio unilateral para la mujer fue promulgada a fines de 1913; desde esa temprana fecha Uruguay contaría con una de las legislaciones más liberales del mundo en materia de divorcio, adelantándose en más de medio siglo a las modificaciones que experimentarían la mayoría de los regímenes de divorcio de América Latina.

## **B. LA REFORMA DE 1978: EL DIVORCIO SIN CULPABLES**

Medio siglo transcurrió antes de que el régimen de divorcio volviera a ser objeto de debate parlamentario, y se necesitaron casi dos décadas más para que fuera finalmente modificado. En 1949, el diputado José Lissidini presentó una propuesta por la cual se agregaba la causal “separación de hecho ininterrumpida por más de cuatro años” (Grompone, 1978); en los hechos, esta nueva causal implicaba la posibilidad

de divorciarse sin “causa” y sin “culpables”. El proyecto, luego de arduos debates en la cámara baja, fue olvidado. En el transcurso del próximo cuarto de siglo el proyecto de Lissidini fue desempolvado más de diez veces y debatido sin éxito en el seno del Poder Legislativo; será el Consejo de Estado, sucedáneo del Parlamento durante la dictadura militar, el que aprobará en 1978 una versión final bastante modificada de la propuesta legislativa inicial.

Dos fundamentos estaban en la base de esta iniciativa de cambio repetidamente frustrada. Por una parte, el proyecto restituía al hombre la posibilidad de divorciarse *motu proprio*; por otra, tenía la intención de poner al día la doctrina jurídica en materia de divorcio. El régimen establecido por las leyes de 1907 y 1913 se inspiraba en el concepto de divorcio-sanción, por el cual se concibe el divorcio “como una medida represiva de sanción contra el cónyuge culpable. Es un castigo al que ha faltado a uno de los deberes recíprocos o unilaterales que impone la vida en común. Presupone siempre, pues, la existencia de una culpa, cuya sanción la constituye la disolución del vínculo” (Grompone, 1978, p. 33). En el espíritu del proyecto de Lissidini se abría paso una doctrina cimentada en el concepto de divorcio-remedio, en virtud del cual la ley deja de tener un objetivo punitivo y no se orienta ya a discernir la culpabilidad de uno u otro cónyuge, sino que procura ofrecer mecanismos que reparen legalmente una situación conyugal inexistente de hecho.

A pesar de que permanecían las causales que de diversas maneras invocaban la culpa de uno de los cónyuges por la ruptura conyugal, el espíritu de la ley aprobada en 1978 adhería abiertamente al concepto de divorcio-remedio. La noción de culpa había comenzado a perder vigor tiempo antes, y los jueces que actuaban en las causas de divorcio habían empezado a interpretar la causal “riñas y disputas” con un criterio amplio, sentenciando en definitiva divorcios “sin culpables” (Cestau, 1986). En los años que precedieron a la aprobación de la ley, invocando esta causal, los magistrados abrazaron claramente la tesis del divorcio-remedio. Cestau refiere innumerables ejemplos de sentencias que sentaban precedentes en favor de un nuevo concepto de divorcio: “Una de ellas consignó que la causal riñas y disputas contempla la necesidad de disolver las uniones matrimoniales que persisten en apariencia y no en la realidad, por causas que no es imprescindible que sean imputables a la conducta de uno de los cónyuges, por lo cual no es esencial ni imperativo que se haga por los magistrados una expresa declaración de

culpabilidad al disponer la disolución del matrimonio en base a dicha causal" (Cestau, 1986, p. 219).

A diferencia del ambiente marcadamente ideológico que rodeó la discusión de las leyes de divorcio en el efervescente Uruguay noventaista,<sup>9</sup> los argumentos que condujeron a la reforma de 1978 respondían netamente a la necesidad de contar con una legislación que contemplara las situaciones sociales que enfrentaban los magistrados en su trabajo cotidiano.

La nueva legislación modificó sustancialmente una de las causales de divorcio —la relativa al adulterio— e introdujo dos. En lo referente al adulterio, se estableció la igualdad de ambos cónyuges en lo que respecta a la infidelidad, y se suprimieron las condiciones que regían para que se pudiera invocar el adulterio masculino<sup>10</sup> (véase el recuadro 1). En diversas oportunidades se había solicitado la revisión de la discriminación implícita en esa causal, calificada de inconstitucional por cuanto violaba flagrantemente el principio de igualdad ante la ley de todos los ciudadanos. El movimiento feminista luchaba desde larga data por abolir la benevolencia de la ley frente al adulterio masculino en comparación con su severidad hacia el adulterio femenino; ya desde los años treinta, con ocasión del tratamiento de los derechos civiles de las mujeres, éstas bogaban por la derogación de esa causal (Cestau, 1986). La reforma de 1978 también anuló las sanciones patrimoniales que recaían sobre la mujer en caso de constatarse adulterio femenino; la nueva ley derogó lisa y llanamente el artículo 182 del Código Civil, conforme al cual "si la separación fuese por adulterio de la mujer, perderá ésta su derecho a los bienes gananciales".

Asimismo, la nueva ley enmendó el artículo 167 del Código Civil, relativo a la situación de los hijos menores o incapaces; la nueva redacción estableció que la sentencia definitiva del divorcio quedaría supeditada a la solución previa de todo lo concerniente a la guarda, régimen de visita y pensión alimenticia de aquéllos, independientemente de que los acuerdos entre los ex cónyuges se logran judicial o extrajudicialmente (Nicolliello, 1979). Las nuevas causales, entendidas como "sin culpables", fueron:

---

<sup>9</sup> Cabe preguntarse en qué medida las tempranas leyes del divorcio no fueron una expresión más del "reformismo desde lo alto" que caracterizó al Uruguay batllista, visto el magro número de divorcios que atestiguaron las cortes hasta entrada la década de 1930.

<sup>10</sup> En el tratamiento de esta modificación hubo acuerdo generalizado entre los consejeros, con la salvedad del doctor Vegh Villegas y del doctor Caviglia Cámpora. Ambos consejeros abogaron por mantener la desigualdad en este terreno.



Recuadro 1  
**EVOLUCIÓN DE LA LEGISLACIÓN DE DIVORCIO EN URUGUAY**

Tipo de divorcio	1868 (Separación de cuerpos)	1907-1910-1913	1978 (Régimen vigente)
Por causales <sup>a</sup>	1. Por el adulterio de la mujer en cualquier circunstancia. Por el del marido cuando resulte en escándalo público	1. Por el adulterio de la mujer en cualquier circunstancia, o por el del marido cuando lo cometa en la casa conyugal o cuando se produzca con escándalo público o tenga el marido concubina	1. Por el adulterio de cualquiera de los cónyuges
	2. Por atentar uno de los cónyuges contra la vida del otro	2. Por atentar uno de los cónyuges contra la vida del otro, pronunciada la sentencia criminal condenatoria	Sin modificaciones
	3. Por sevicios e injurias graves del uno respecto del otro	3. Por sevicios e injurias graves del uno respecto del otro. Estas causales serán apreciadas por el juez, teniendo en cuenta la educación y condición del cónyuge agraviado	Sin modificaciones
	4. Por la propuesta del marido de prostituir a su mujer	4. Sin modificaciones	Sin modificaciones
	5. Por el conato del marido o de la mujer de prostituir a sus hijos, y por la convivencia en la prostitución de éstos	Sin modificaciones	Sin modificaciones
	6. Cuando hay entre los cónyuges riñas y disputas continuas que les hagan insoportable la vida en común	Sin modificaciones	Sin modificaciones

Recuadro 1 (conclusión)

Tipo de divorcio	1868 (Separación de cuerpos)	1907-1910-1913	1978 (Régimen vigente)
		7. Por la condena de uno de los esposos a pena de penitenciaría por más de 10 años	Sin modificaciones
		8. Por el abandono voluntario del hogar que haga uno de los cónyuges durante más de tres años	Sin modificaciones
			9. Por la separación de hecho ininterrumpida y voluntaria de por lo menos uno de los cónyuges durante más de tres años, sea cual fuere el motivo que la haya ocasionado
			10. Por la incapacidad de cualquiera de los cónyuges, cuando haya sido declarada por enfermedad mental permanente e irreversible
Por mutuo consentimiento <sup>b</sup>		(Introducido en 1907)	Sin modificaciones
Por la sola voluntad de la mujer <sup>c</sup>		(Introducido en 1913)	Sin modificaciones

<sup>a</sup> En el régimen actual coexisten la separación de cuerpos y el divorcio absoluto, al igual que en la mayor parte de la legislación universal. Las mismas causales rigen para la separación y para el divorcio; sin embargo, la primera no puede decretarse por mutuo consentimiento ni por la sola voluntad de la mujer, causales que sólo rigen para el divorcio (Romeo Grompone, 1978, p. 131).

<sup>b</sup> Sólo puede solicitarse después de dos años de celebrado el matrimonio. Son necesarias tres audiencias con plazos intermedios de seis meses. Se da por terminado el procedimiento si ambos cónyuges no concurren al total de las audiencias; los cónyuges no pueden volver a utilizar este recurso con posterioridad.

<sup>c</sup> Sólo puede solicitarse después de dos años de celebrado el matrimonio. Son necesarias cinco audiencias, y si la demandante no concurre a alguna de ellas, el procedimiento se da por terminado, sin posibilidad de reiniciarse bajo esta fórmula.

i) "Por la separación de hecho ininterrumpida y voluntaria de por lo menos uno de los cónyuges durante más de tres años sea cual fuere el motivo que la haya ocasionado",<sup>11</sup>

ii) "Por la incapacidad de cualquiera de los cónyuges, cuando haya sido declarada por enfermedad mental permanente e irreversible".

Ambas causales dieron origen a un largo proceso legislativo y fueron los puntos más controvertidos en la discusión del proyecto de ley. Mientras la mayoría de los consejeros defendía la necesidad de renovar una ley que hacía tiempo mostraba signos de obsolescencia, otros se negaban a reformarla, postulando que una legislación más liberal contribuiría a debilitar la familia y provocaría un incremento del divorcio. Las palabras del doctor Caviglia Cámpora son ilustrativas de esta última tesis: "...no puede ser llamado 'remedio' algo que lejos de combatir la enfermedad la extiende, la difunde, la propaga como si fuera el bacilo de la peste bubónica".<sup>12</sup>

La ley 14.766 fue finalmente aprobada el 18 de abril de 1978 por amplia mayoría y sin mayores manifestaciones públicas en su contra,<sup>13</sup> excepción de las de la Iglesia Católica, que combatió enfáticamente la ampliación de una ley a la que ya consideraba en exceso liberal. Repetidamente sus portavoces manifestaron que el proyecto de ley contribuiría a "debilitar la estabilidad de la familia, facilitando las vías de disolución civil del matrimonio y, en consecuencia, agregando nuevos factores de distorsión social" (Conferencia Episcopal del Uruguay, 1977). Al mismo tiempo, reclamaba coherencia ideológica a un gobierno que presumía de defensor de la familia: "...han de recordar los responsables de la conducción del País (sic) la incoherencia que supone defender el divorcio y al mismo tiempo combatir ideologías disolventes que favorecen el divorcio como medio de disolución social para implantar su dominio sobre los pueblos" (Conferencia Episcopal del Uruguay, 1977). La Iglesia Católica no tuvo mayor eco entre los consejeros de Estado, y la nueva ley se aprobó con el desacuerdo de sólo cuatro legisladores de un total de 25.

---

<sup>11</sup> A pesar de la similitud entre las causales 8 y 9, debe notarse que en la primera, "abandono voluntario del hogar", introducida en 1907, sólo el cónyuge que no abandonó el hogar puede invocar el abandono como causal de divorcio. En la causal 9 se elimina asimismo la necesidad de probar la culpabilidad, al agregarse la frase "sea cual fuere el motivo que la haya ocasionado".

<sup>12</sup> Diario de sesiones del Consejo de Estado, citado en Grompone (1978).

<sup>13</sup> Además de que la ley respondía a demandas sociales, debe recordarse que el gobierno militar no fomentaba precisamente el debate de sus iniciativas.

Al promover la reforma de 1978, Uruguay se sumó a los cambios experimentados por las legislaciones de divorcio en el mundo occidental durante la década de 1970. Por esa época, Europa en su conjunto modificó sustancialmente los regímenes vigentes en cuanto a disolución conyugal; algunos países introdujeron innovaciones que liberalizaron el divorcio (el Reino Unido en 1969; Francia en 1976), mientras que en otros la década de 1970 fue testigo de su tardía introducción: Italia inauguró la década con su primera ley de divorcio, tras un arduo enfrentamiento entre el Estado y la Iglesia Católica; en Portugal el divorcio se instauró en 1974, y en España su legalización data de 1981 (Cestau, 1986).

### III. LAS ESTADÍSTICAS DE DIVORCIOS

La oficina encargada de procesar y publicar la información sobre matrimonios y divorcios es el Instituto Nacional de Estadística (INE). Esta institución releva la información contenida en los oficios que los distintos juzgados de familia envían al Registro Civil una vez que el divorcio ha sido judicialmente sentenciado. El Poder Judicial, encargado de llevar adelante las causas de divorcio, no produce estadísticas al respecto.

El estado actual de las estadísticas continuas de divorcio en Uruguay plantea dos problemas: el primero se refiere a la escasez de la información que se releva y a su bajo potencial de explotación desde el punto de vista sociodemográfico; el segundo se relaciona con el proceso de generación de los datos existentes, cuya complejidad hace incierta la interpretación de los datos. En cuanto a la primera dificultad, si bien la información disponible posibilita la construcción de indicadores que reflejan la magnitud del fenómeno y su evolución en el tiempo, es poco lo que permite conocer acerca del comportamiento de las distintas generaciones, así como de sus características sociodemográficas. Nada dice acerca de la edad de los involucrados, de la edad en que se produjo el matrimonio y el divorcio, ni de la etapa del ciclo de vida familiar en que tuvo lugar la ruptura. En definitiva, son escasas las preguntas que se pueden responder sobre el divorcio en tanto fenómeno social mediante la información que entrega el registro estadístico actual. A ello se agrega que en Uruguay no sólo es insuficiente la información que se releva sobre el divorcio, sino que desde hace ya seis años ni

siquiera es recopilada.<sup>14</sup> El segundo problema tiene que ver con la complejidad de las fases que implica el divorcio: la información reunida está afectada por el proceso judicial y administrativo que debe atravesar el trámite de divorcio hasta que finalmente pasa a integrar las estadísticas nacionales. Al plazo que se interpone entre el momento en que una pareja se separa y aquél en que presenta la demanda de divorcio, debe sumarse el tiempo que demandan los procesos judiciales hasta el dictado definitivo de la sentencia y, finalmente, el período que transcurre para que dicha sentencia sea comunicada al Registro Civil por los juzgados de familia. Estadísticamente hablando, ese divorcio sólo “existe” una vez cumplida esta última fase.

Sin mencionar que este auténtico periplo burocrático perjudica la estimación de la duración real del vínculo matrimonial, la asistematicidad de las transcripciones registrales a lo largo del tiempo entorpece cualquier análisis que intente relacionar el comportamiento del divorcio con una coyuntura social o económica particular. Las bruscas fluctuaciones de las series registrales indican un movimiento extremadamente irregular del número de divorcios, en el cual es difícil discernir si se trata de oscilaciones del divorcio propiamente tal, de efectos de procedimiento del Poder Judicial, o de variaciones anuales en la transcripción a los registros. Obviamente estas fluctuaciones, que se comportan de forma diferente según los períodos, en nada modifican la tendencia de largo plazo del divorcio –incontestablemente en aumento–, pero provocan distorsiones e inseguridad a la hora de interpretar la evolución del fenómeno.

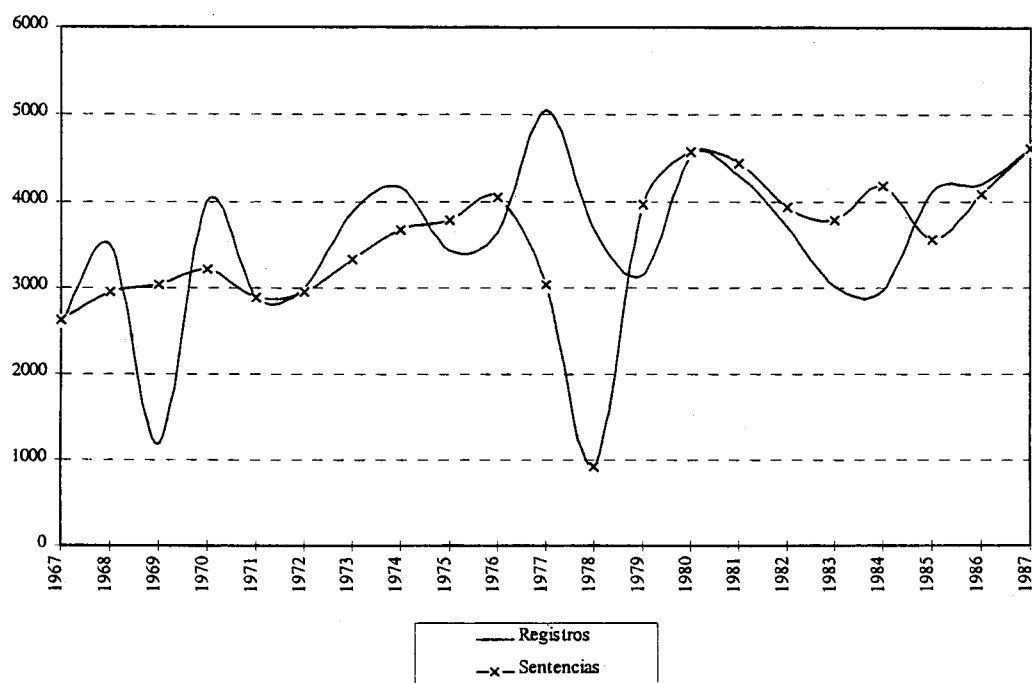
A partir de 1967 y hasta 1991, año de la última publicación oficial, el INE publicó tabulaciones del número de divorcios registrados según el año en que fueron sentenciados, información que permite hacerse una idea del número anual de divorcios que procesa el Poder Judicial y comparar ese dato con la inscripción de los divorcios en el Registro Civil.

En el gráfico 1 es posible observar que mientras el número de divorcios registrados muestra variaciones anuales muy acentuadas, la línea de sentencias presenta un comportamiento notoriamente más moderado. El abrupto descenso de 1978 coincide con la entrada en vigencia de la ley 14.766; es muy posible que éste haya sido un año especial en materia de sentencias de divorcio, pues probablemente el ajuste de los mecanismos burocráticos y judiciales a las modificaciones que introdujo la nueva ley retrasó el dictado de sentencias.

---

<sup>14</sup> La información sobre matrimonios y divorcios correspondiente al año 1992 fue la última recopilada y aún no ha sido publicada.

Gráfico 1  
URUGUAY: NÚMERO DE REGISTROS Y DE SENTENCIAS  
DE DIVORCIOS, 1967-1987



**Fuente:** Elaborado por la autora, sobre la base de Dirección General de Estadística y Censos (DGEC), *Estadísticas vitales*, Montevideo, varios años; Instituto Nacional de Estadística (INE), *Estadísticas vitales*, Montevideo, varios años.

Dado que la fecha de la sentencia se corresponde con la finalización del proceso de divorcio, la serie de sentencias refleja de forma más ajustada la cantidad de divorcios que tienen lugar anualmente. De modo que un análisis más preciso debería basarse en la interpretación de la evolución de las sentencias; lamentablemente, sin embargo, sólo se dispone de una serie corta de sentencias dictadas anualmente, a lo que se suma que la información que presentan las tabulaciones oficiales por año de sentencia es más limitada que la relativa al año de registro. De todos modos, la evolución de las sentencias permite advertir que a pesar de que el divorcio presenta variaciones coyunturales, éstas son de menor amplitud que las que ponen de manifiesto los datos registrales.

Otro aspecto que debe destacarse es que la reforma tendiente a ampliar la cantidad de causales no tuvo mayores efectos, al menos en lo inmediato, sobre el número de divorcios sentenciados. Si se observa el comportamiento de los años inmediatamente posteriores a su puesta en funcionamiento (1978), y teniendo en cuenta que en 1979 hubo una recuperación de los divorcios no sentenciados durante el año precedente, se constata que la curva de las sentencias simplemente retomó el camino

ascendente que exhibía desde principios de la década de 1970. En principio, era dable esperar que en esos años un importante número de ex parejas hubiera regularizado su situación, recurriendo a las posibilidades que ofrecía la nueva ley. A este respecto, los comentaristas de la ley señalan que la vaguedad de la redacción de la causal “separación de hecho”, en cuanto a si su aplicación era retroactiva o no, provocó inseguridad en los abogados que manejaban las causas de divorcio: cabía preguntarse, en efecto, si los tres años de separación se aplicaban a partir de la entrada en vigencia de la ley, o si podían contabilizarse los años ya transcurridos antes de la nueva normativa (Nicolliello, 1979).

Inversamente, la modernización del Código General del Proceso (1989), que afectó al conjunto de los procesos judiciales, tuvo importantes e inmediatas consecuencias sobre el número de divorcios registrados. La introducción de los juicios verbales agilizó notoriamente las causas de divorcio, produciendo un efecto de sobreregistro en los años 1990 y 1991. En este último año se alcanzó la cifra de 9 800 divorcios registrados, que prácticamente duplicó las cifras de los años anteriores. En los años subsiguientes el número de divorcios registrados se estabilizó en torno a 6 000 anuales, retomando así los valores alcanzados en los años que habían precedido a la reforma procesal.

#### **IV. LA EVOLUCIÓN DEMOGRÁFICA DEL DIVORCIO (1950-1995)**

La experiencia de un siglo permite constatar que el divorcio exhibe un incremento continuo como tendencia de largo plazo; un corte histórico que divida al siglo en partes iguales revela que en la primera mitad hubo un aumento sostenido, aunque relativamente lento; en el gráfico 2 se advierte que la relación divorcios/matrimonios<sup>15</sup> comenzó a superar los 5 divorcios por cada 100 matrimonios ya entrada la década de 1940, y que en el transcurso de ésta el ascenso continuó siendo aún bastante tímido. La segunda mitad del siglo muestra un panorama bastante diferente; a pesar de que durante los años cincuenta la curva mantuvo su lento camino de ascenso, las décadas posteriores registraron una aceleración moderada en el ritmo de crecimiento, hasta que finalmente, a mediados de los años ochenta, el divorcio comenzó a aumentar con inusual velocidad. Considerada en toda su

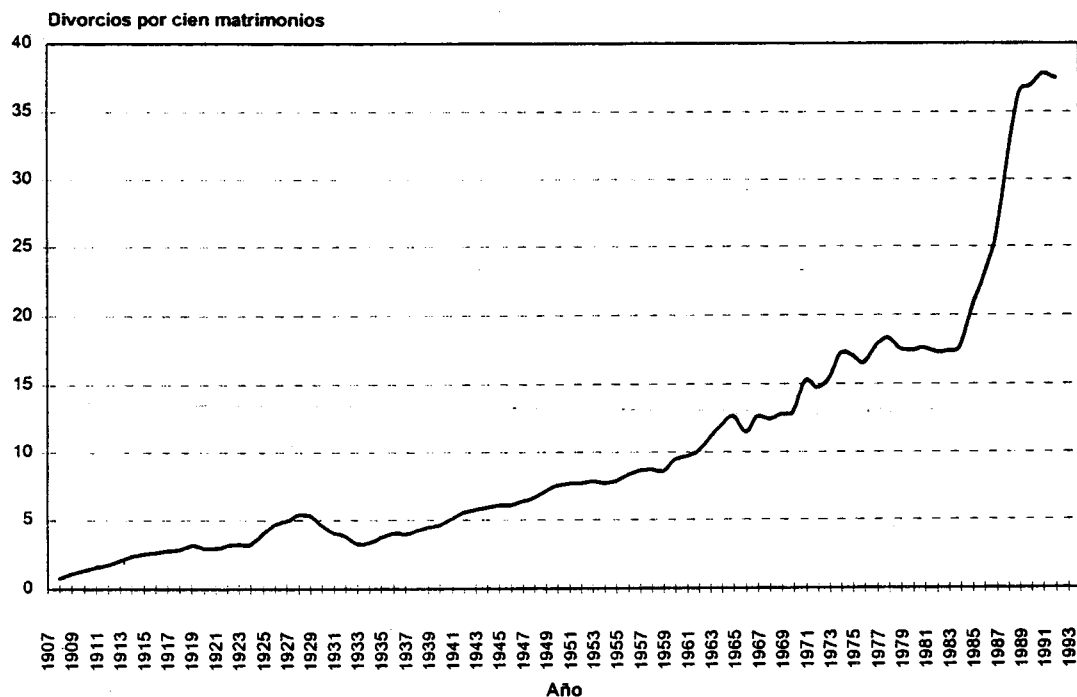
---

<sup>15</sup> Esta medida expresa el número de divorcios anuales por cada 100 matrimonios celebrados en el mismo año.

extensión, la serie que cubre los últimos 45 años da cuenta de un aumento extraordinario del divorcio: así, la relación divorcios/matrimonios, que al promediar el siglo se situaba en 7 divorcios por cada 100 matrimonios, llegó a más de 30 por 100 en 1995.

Si se considera el número absoluto de divorcios registrados, se puede constatar que mientras en 1950 se inscribieron en el Registro Civil 1 367 sentencias de divorcio, en 1990 se llegó a 6 840, es decir, su número se quintuplicó. El aumento del divorcio es particularmente significativo si se toma en cuenta que durante este período el número de matrimonios se mantuvo relativamente estable, en torno a 20 000 anuales.

**Gráfico 2**  
**URUGUAY: NÚMERO DE DIVORCIOS REGISTRADOS**  
**ANUALMENTE POR CADA CIEN MATRIMONIOS**  
**CELEBRADOS EN EL MISMO AÑO, 1907-1995**



**Fuente:** Elaborado por el autor, sobre la base de Dirección General de Estadística y Censos (DGEC), *Estadísticas vitales*, Montevideo, varios años; Instituto Nacional de Estadística (INE), *Estadísticas vitales*, Montevideo, varios años.

A pesar de que la relación divorcios/matrimonios y el total de divorcios registrados anualmente permiten obtener una visión de la evolución del divorcio en el tiempo, estos indicadores constituyen aproximaciones bastante toscas para los efectos de evaluar su frecuencia. En lo concerniente al número absoluto de divorcios registrados anualmente, su valor está afectado por los cambios en la estructura de edades



y por el tamaño de las cohortes matrimoniales; por su parte, la relación matrimonios/divorcios combina acontecimientos vividos por grupos de individuos provenientes de generaciones diferentes. Dado que la información publicada permite reconstruir las series anuales de los matrimonios que terminaron en divorcio según la duración del vínculo matrimonial, es posible construir indicadores que reflejen con mayor precisión la intensidad del divorcio tanto en un momento determinado del tiempo como en la trayectoria de las sucesivas cohortes matrimoniales. En la medida en que estos indicadores ajustan el número de divorcios a la cohorte de matrimonio de la cual provienen, su empleo elimina las distorsiones introducidas por las variaciones en el tamaño de las distintas cohortes matrimoniales (Festy y Prioux, 1975).

Debe señalarse que pese a su mayor precisión, estos indicadores no eliminan el efecto distorsionador de la migración ni de la mortalidad; obviamente, las cohortes matrimoniales se van reduciendo no sólo por efecto del divorcio, sino también por la intervención de la viudez, de modo que una medición más exacta debería ajustar el efectivo inicial de matrimonios, considerando únicamente a los sobrevivientes que corresponden a cada duración del vínculo (Livi Bacci, 1993). Como señala este autor, dado que el divorcio se produce mayoritariamente en los primeros 20 ó 25 años de la vida conyugal, en regímenes de baja mortalidad, como es el caso de Uruguay, la supervivencia de los cónyuges correspondiente a las diversas duraciones es elevada, lo cual permite congelar el efectivo inicial de matrimonios sin que se altere significativamente la medición de la intensidad del divorcio.

#### **A. LA EVOLUCIÓN DEL DIVORCIO SEGÚN EL INDICADOR COYUNTURAL DE DIVORCIALIDAD**

El indicador coyuntural de divorcialidad (ICD) permite evaluar la intensidad del divorcio en un momento particular del tiempo. Se trata de una medición de naturaleza predictiva, que se interpreta como el porcentaje de matrimonios constituidos en un año dado que eventualmente terminarán en divorcio, siempre y cuando las tasas de divorcio por duración observadas en ese mismo año se mantengan estables. El ICD sintetiza la experiencia de diferentes cohortes matrimoniales en un punto particular de la escala temporal, permitiendo apreciar las variaciones coyunturales a que está sujeto el divorcio a lo largo del tiempo. Para su construcción, se clasifican los divorcios registrados durante un año dado según la

duración del matrimonio, y luego se los relaciona sucesivamente por cociente con la cohorte matrimonial de la que provienen. Se obtiene de esta manera una tasa de divorcio para cada duración de matrimonio; el valor que resulta de sumar cada una de estas tasas es el ICD (Muñoz-Pérez y Rondeau-Rivier, 1990; Livi Bacci, 1993).<sup>16</sup>

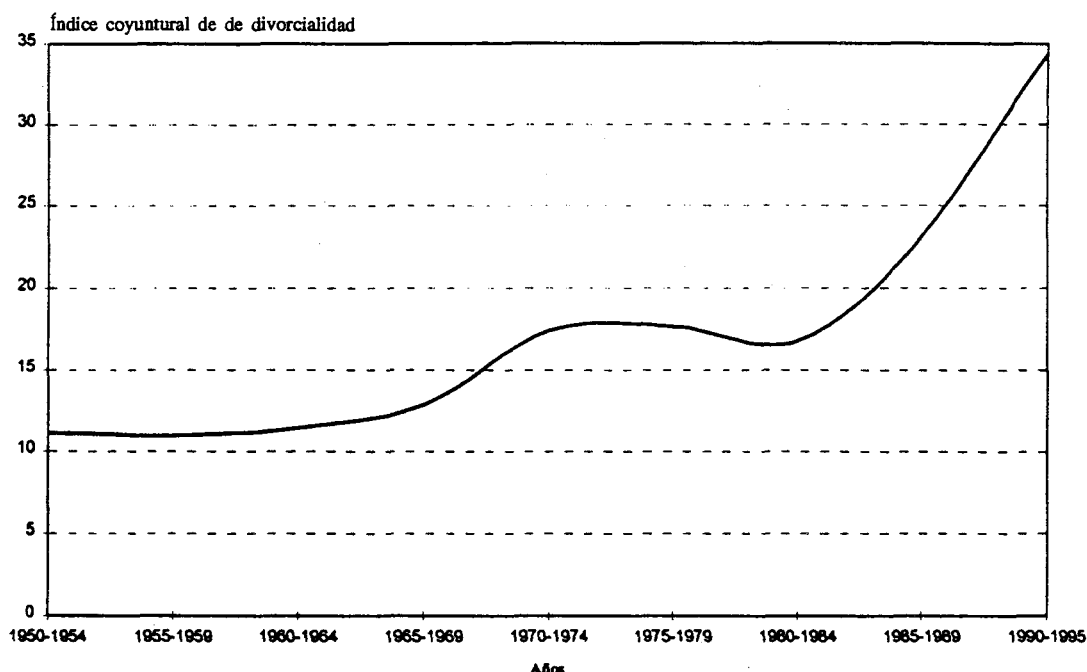
En el transcurso de la segunda mitad del siglo el ICD se triplicó: mientras en 1950 las condiciones del momento auguraban que cerca de 10 de cada 100 matrimonios concluirían en divorcio, al final del período este indicador predice que si las tasas de divorcio por duración del matrimonio se mantuvieron constantes, más de 30 de cada 100 matrimonios acabarán en divorcio. Es posible distinguir tres fases en la evolución del ICD en el curso del período: la primera, que comienza al promediar el siglo y se extiende hasta mediados de la década de 1960, se caracteriza por una dilatada estabilidad del ICD, que oscila en torno al valor inicial (10%) y supera apenas el 12% en los años que la cierran. A partir de 1965, el período de estabilidad toca a su fin y comienza una fase de aumento que se extiende hasta fines de los años setenta. En esta segunda fase el ritmo de aumento es relativamente pausado, pero el ICD se eleva, en promedio, a 17%, para luego emprender un breve período de declive que se extiende hasta el primer quinquenio de la década de 1980. A mediados de esta última década comienza la tercera fase, marcada por un ascenso vertiginoso del ICD, cuyo resultado es prácticamente la duplicación de los valores promedio de la fase anterior. A pesar de que los valores extremadamente altos que se observan en 1991 y 1992 deben ser tomados con cautela, ya que están afectados por el brutal aumento en el registro provocado por la agilización de los procesos judiciales, la tendencia de la última década muestra un ritmo de crecimiento extraordinario. Si la tendencia a la estabilización de los valores que se verificó en los dos últimos años de la serie<sup>17</sup> llegara a consolidarse, el ICD estaría augurando que cerca de 30 de cada 100 matrimonios celebrados en el primer quinquenio de los años noventa concluirán en divorcio. A título de comparación, en Francia el ICD se situaba en 31% en 1990, y en los Estados Unidos pronosticaba que 60% de los matrimonios formados en ese mismo año acabarían en divorcio (Muñoz-Pérez y Rondeau-Rivier, 1990; Bumpass, 1990).

---

<sup>16</sup> Véase en el anexo 1 una descripción detallada de su construcción.

<sup>17</sup> A partir del 1992 los datos del total de matrimonios y divorcios registrados son provisorios.

Gráfico 3  
**URUGUAY: INDICE COYUNTURAL DE DIVORCIALIDAD, 1950-1995**  
*(Promedios quinquenales)<sup>a</sup>*



**Fuente:** Elaborado por la autora, sobre la base de cifras oficiales.

<sup>a</sup> Como no se disponía de los datos de duración del matrimonio de los años 1992 a 1995, los indicadores para estos años fueron contruidos a partir de la distribución de las tasas de duración del matrimonio del año 1990. Se optó por utilizar los datos de 1990 porque 1991 es un año muy atípico en cuanto al número de divorcios registrados.

Si se consideran las tendencias de largo plazo de los matrimonios y de los divorcios, es posible comprobar que su comportamiento se ciñe a pautas similares a lo largo de la segunda mitad del siglo, coincidencia que es particularmente notoria en las dos décadas que abren y cierran el período estudiado. Al parecer, los años cincuenta presenciaron en cierta manera la edad de oro de la familia uruguaya. Durante toda esa década, la tasa de nupcialidad se mantuvo estabilizada en torno a 12 matrimonios por cada 1 000 personas de 15 años y más; asimismo, el número absoluto de casamientos se acrecentó en 2 000 en esos 10 años. Paralelamente, el ICD evidencia que durante esos mismos 10 años el divorcio aumentó muy lentamente: al iniciarse la década de 1960 se registraron sólo 353 divorcios más que en 1950, sin que se observaran grandes fluctuaciones en los años intermedios. Resumiendo, en aquellos años el matrimonio era una práctica popular y el divorcio un recurso poco común.

A la inversa, la década de 1980 inaugura una fase poco entusiasta en lo que a vida familiar se refiere, o por lo menos a aquella que se registra en los expedientes. Si en 1984 el ICD predecía que menos de 2 de cada 10 matrimonios se romperían por divorcio, 10 años más tarde el indicador auguraba que éstos pasarían a ser al menos 3. El vertiginoso aumento de los divorcios tuvo como contrapartida la caída de la tasa de nupcialidad, que comenzó a descender en el transcurso de la década de 1980, tendencia que se mantuvo en los años siguientes hasta alcanzar un valor de 7.5 en 1995.

## **B. LA EVOLUCIÓN DEL DIVORCIO EN LAS COHORTES MATRIMONIALES**

Si bien el ICD proporciona una estimación bastante ajustada de la evolución del divorcio en el transcurso del tiempo, es una medición que está afectada por los efectos coyunturales del calendario del divorcio. El análisis de las cohortes matrimoniales, en tanto permite seguir la historia real de las cohortes a lo largo de su vida matrimonial, refleja con mayor fidelidad la evolución de la intensidad y del calendario del divorcio de las distintas generaciones. No obstante, presenta a la vez el inconveniente de que son necesarios al menos 30 años de experiencia de divorcio para que pueda observarse la trayectoria completa de dichas cohortes.

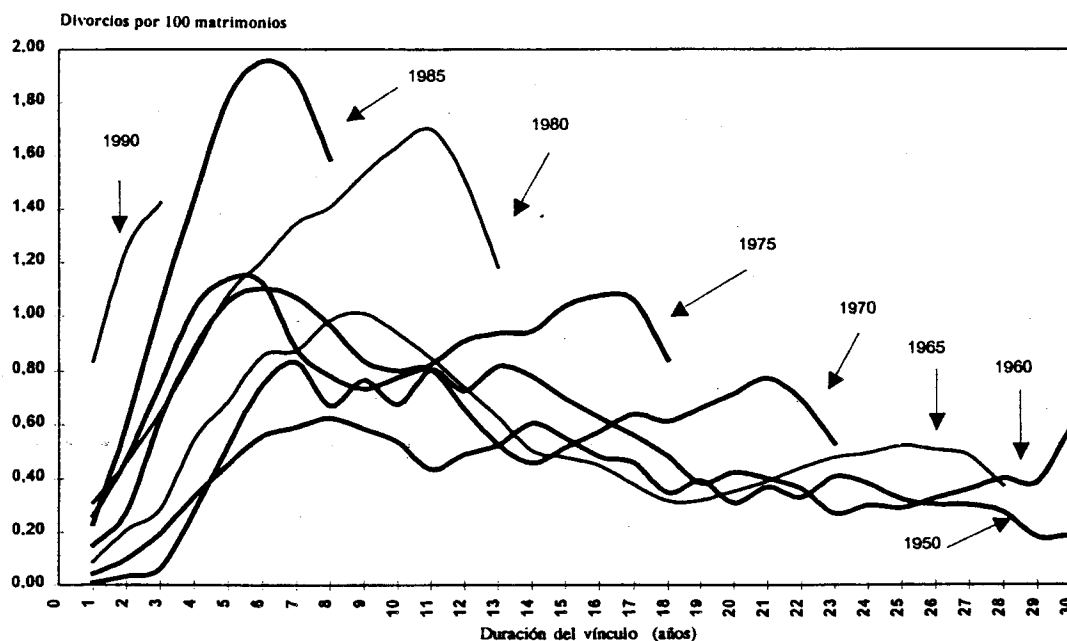
Para el análisis de la evolución del divorcio en las sucesivas cohortes matrimoniales se optó por seleccionar dos cohortes por década, una correspondiente al inicio de la década y la otra al inicio de cada quinquenio.

Con el fin de calcular el indicador de divorcialidad de las cohortes matrimoniales (IDCM), que mide la intensidad del divorcio en las cohortes matrimoniales, es necesario construir una tabla de divorcialidad; ésta describe la salida del estado matrimonial de una cohorte matrimonial según la duración del vínculo (Livi Bacci, 1993). El IDCM es el resultado de la sumatoria de las tasas de divorcio correspondientes a las diversas duraciones de cada cohorte matrimonial; sin embargo, dado que las cohortes recientes se encuentran aún indeterminadas, el valor de este indicador no es directamente comparable entre las distintas cohortes. Pese a ello, de todas formas es posible cotejar la frecuencia del divorcio de las cohortes incompletas con las completas, si se consideran

las tasas de divorcio correspondientes a iguales duraciones en las diversas cohortes.<sup>18</sup>

En el gráfico 4, que presenta las tasas de divorcio según la duración de las cohortes matrimoniales seleccionadas, se muestra el incremento de la frecuencia del divorcio a medida que se suceden las cohortes, así como las profundas modificaciones producidas en el calendario de la divorcialidad.

Gráfico 4  
URUGUAY: TASAS DE DIVORCIO  
POR DURACIÓN DEL MATRIMONIO  
SEGÚN COHORTE MATRIMONIAL  
(Promedios móviles x 3)



Fuente: Elaborado por la autora, sobre la base de Dirección General de Estadística y Censos (DGEC), *Anuario estadístico, Uruguay*, Montevideo, varios años; Dirección General de Estadística y Censos (DGEC), *Estadísticas vitales*, Montevideo, varios años; Instituto Nacional de Estadística (INE), *Estadísticas vitales*, Montevideo, varios años.

El distanciamiento horizontal de las curvas evidencia el incremento progresivo de la intensidad del divorcio a medida que se suceden las cohortes, pero mientras las trayectorias de las cohortes más antiguas

<sup>18</sup> En el anexo 1 se presentan las cifras resultantes de la evolución de este indicador.

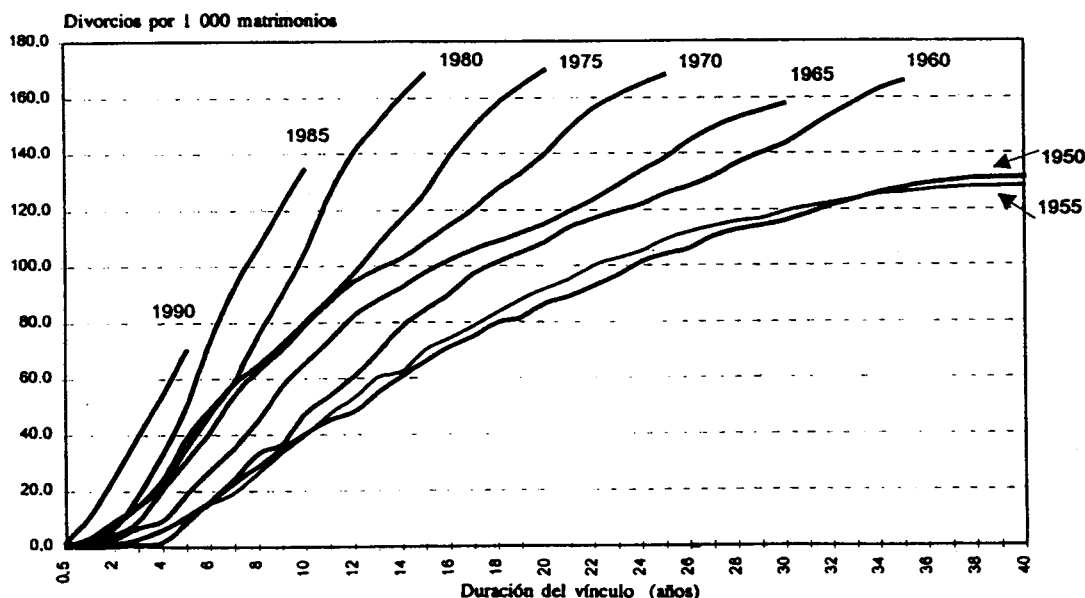
(1950 a 1965) tienden a confundirse, en especial en las duraciones más largas, las cohortes formadas a partir de 1970 comienzan a mostrar una elevación de las tasas sensiblemente mayor que las de sus predecesoras, incluso en las duraciones que superan los 15 años. Debe señalarse que durante esta década el país experimentó un intenso proceso de emigración internacional, por lo que es probable que ese fenómeno contribuya a subestimar la frecuencia del divorcio en las cohortes matrimoniales constituidas en esos años y, a la vez, a modificar su calendario.

El comportamiento de las cohortes formadas a partir de 1980 parece sugerir que un nuevo régimen de divorcio tendió a imponerse entre las generaciones más recientes: no sólo la frecuencia del divorcio correspondiente a las distintas duraciones presenta niveles apreciablemente mayores que en las cohortes precedentes, sino que la tendencia a interrumpir las uniones con mayor precocidad muestra un brutal aumento si se las compara con las cohortes formadas en la década anterior. Por otra parte, mientras que entre los matrimonios constituidos al iniciarse la década de 1980 las tasas experimentan un aumento particularmente importante en las duraciones de más de cinco años, la cohorte formada en 1985 revela un quiebre espectacular en las tasas de divorcio de los matrimonios de muy corta duración, tendencia que se acentúa en las parejas que contrajeron matrimonio en 1990. Si se recuerda que la brusca inflexión que dio comienzo a la fase de acelerado crecimiento del ICD coincide con el inicio del segundo quinquenio de la década de 1980, la información de tipo transversal así como la de tipo longitudinal parecen indicar que hay alguna conexión entre la apertura democrática y la transformación del sistema familiar.

En cuanto al calendario, las modificaciones han sido también sustanciales y han estado relacionadas con el incremento de la intensidad del divorcio, ya que a medida que ésta aumenta, el divorcio tiende a hacerse más frecuente en las duraciones intermedias y aun en aquellos vínculos que sobrepasan los 15 ó 20 años. Si bien en todas las cohortes la interrupción del vínculo sobreviene fundamentalmente en los primeros años del matrimonio, entre las promociones más antiguas los divorcios tienden a concentrarse en los primeros años del vínculo matrimonial para luego decrecer sostenidamente, mientras que en las cohortes formadas a partir de la década de 1970 el aumento de las tasas de divorcio en las duraciones cortas no va acompañado de un descenso de éstas en las duraciones intermedias.

Dado que las cohortes más recientes están aún indeterminadas –habría que esperar 20 ó 30 años para conocer su trayectoria completa–, no es posible saber si el pronunciado aumento que se registra en las duraciones muy cortas irá acompañado de un descenso del divorcio en los vínculos de mayor duración; sin embargo, esta disminución no parece muy probable si el divorcio mantiene la alta intensidad que se registra en la actualidad. En países en los que el régimen de alta divorcialidad comenzó a manifestarse antes que en Uruguay, se ha observado que la gran concentración de divorcios tempranos en las cohortes formadas bajo este régimen no ha sido compensada por un descenso en las mismas cohortes de las rupturas de vínculos de larga data (Sardon, 1996). A este respecto, Sardon ha hecho notar que a diferencia de otros fenómenos demográficos, el comportamiento actual de una cohorte matrimonial no está rígidamente determinado por su conducta pasada, pues las cohortes parecen responder más a la evolución de las costumbres que a su historia demográfica.

Gráfico 5  
URUGUAY: PROPORCIÓN DE UNIONES DISUELTAS  
POR COHORTE MATRIMONIAL SEGÚN  
LA DURACIÓN DEL VÍNCULO



**Fuente:** Elaborado por la autora, sobre la base de Dirección General de Estadística y Censos (DGEC), *Anuario estadístico, Uruguay*, Montevideo, varios años; Dirección General de Estadística y Censos (DGEC), *Estadísticas vitales*, Montevideo, varios años; Instituto Nacional de Estadística (INE), *Estadísticas vitales*, Montevideo, varios años.

El gráfico 5, que acumula el número de divorcios que se han ido produciendo en las cohortes estudiadas, refleja con mayor nitidez la magnitud de los cambios que ha conocido el divorcio en los últimos 45 años. Mientras que en las promociones formadas en la década de 1950 el divorcio afectó a 130 matrimonios por cada 1 000, la corta experiencia de la cohorte de 1985 acumula, en sólo 10 años de trayectoria, una proporción de parejas disueltas que iguala y aun supera la de las cohortes más antiguas a lo largo de 40 años. Obsérvese también que en las cohortes intermedias los divorcios acumulados no descienden de 160 por 1 000, a pesar de que el período de observación se va reduciendo sistemáticamente de 5 en 5 años.

En síntesis, el análisis longitudinal revela que la frecuencia del divorcio se ha ido incrementando desde las cohortes matrimoniales más antiguas hasta las más recientes, pero si bien el incremento ha tenido lugar paulatinamente entre aquellos que contrajeron matrimonio antes de los años ochenta, “la revolución de los divorcios” (Filgueira, 1996) es un fenómeno social protagonizado por aquellos que ingresaron a la vida matrimonial a partir de esa década.

## CONCLUSIONES

Las discusiones públicas sobre la legalización —o la liberalización— del divorcio han girado frecuentemente en torno al eventual aumento de las rupturas que ello podría acarrear. Al analizar la relación entre la evolución legal y demográfica del divorcio, diversos autores (Sardon, 1996; Goode, 1993; Festy y Prioux, 1975) concluyen que por lo general sucede exactamente lo contrario: el divorcio comienza a aumentar antes de la introducción de los cambios jurídicos; estos últimos vienen a regular, con mayor o menor retraso, las transformaciones que se han producido en la vida social. La historia de la legislación del divorcio en Uruguay constituye un buen ejemplo a este respecto. Las leyes de divorcio de principios de siglo, impulsadas “en nombre de un nuevo tipo de matrimonio y de la liberación de la mujer” (Barrán y Nahúm, 1990, p. 90), respondieron a un modelo ideológico que, aunque creó la base legal que promovía la autonomía de la mujer, tuvo eco en sectores muy restringidos de la sociedad durante gran parte de este siglo. La lentitud con que aumentó su frecuencia hasta ya entrada la década de 1970, abona la hipótesis de que el reconocimiento legal del divorcio fue una manifestación más del “reformismo desde lo alto” que carac-



terizó al batllismo del novecientos; éste, aun recogiendo las reclamaciones del incipiente feminismo de Montevideo, veía en la legalización del divorcio otro terreno que se ganaba al clero. La dilatada discusión legislativa que finalmente dio lugar a la reforma de 1978 tampoco dejó ver sus efectos en el movimiento demográfico de los divorcios, pero en esta oportunidad el aumento de las rupturas ya venía engrosando las estadísticas, por lo cual la necesidad de un remozamiento de la ley había comenzado a manifestarse en la actividad cotidiana de los tribunales.

Si se examina la evolución demográfica del divorcio en el largo plazo, puede decirse que en el último medio siglo Uruguay ha pasado de un régimen en el que el divorcio era una práctica poco frecuente y afectaba particularmente a los matrimonios de corta duración —régimen netamente arraigado en la década de 1950—, a otro caracterizado por una fuerte intensidad del divorcio, por una precocidad creciente de las rupturas matrimoniales y por su extensión a los matrimonios de duración más avanzada. Este último régimen se manifestó con virulencia a partir de la década de 1980, y comenzó a dar señales de estabilización en los primeros años de la década actual, poniendo con ello a Uruguay entre los países que presentan tasas muy elevadas de divorcio.

Son varias las interrogantes que se abren al analizar la evolución de casi un siglo de divorcios en Uruguay. En primer lugar, falta por conocer las razones que motivaron los cambios registrados, particularmente aquellos que condujeron al acelerado aumento de las rupturas a mediados de la década pasada. La coincidencia de esta inflexión con el fin del período dictatorial es un aspecto que merecería atención. Luego del largo paréntesis impuesto por la dictadura militar a la vida democrática del país, el segundo lustro de la década de 1980 inauguró un período de apertura tanto interna como internacional. Las consecuencias que esta apertura tuvo en el ámbito de las relaciones familiares son una pregunta abierta, pero lo cierto es que el fin de la dictadura coincidió con la manifestación de los cambios más drásticos en la formación y disolución de las familias en esta segunda mitad del siglo.

Desde otra perspectiva, y retomando las preocupaciones planteadas al principio de este trabajo, nada se sabe acerca de cómo están siendo absorbidos los costos sociales de la expansión del divorcio y sobre qué sectores están recayendo. En principio, cabe suponer que son las propias redes familiares las que asumen esos costos, ya que las nuevas problemáticas familiares no han sido acompañadas hasta el mo-

mento de políticas públicas tendientes a contrarrestar sus consecuencias sociales. Si bien el aumento del divorcio genera inquietud, el debate sobre las eventuales consecuencias que un mayor número de disoluciones conyugales puede acarrear a nivel social no figura en la agenda pública. En este sentido, Filgueira (1996) ha hecho notar que la creciente inestabilidad de las familias (aumento de las uniones informales, divorcios, familias reconstituidas, socialización a cargo de un solo padre) puede estar afectando la renovación del capital social y, en consecuencia, menoscabando el papel que tradicionalmente ha cumplido la familia en la integración social del país.

La falta de datos empíricos sobre estos aspectos no permite más que conjeturar acerca de la forma en que la sociedad y las organizaciones familiares están procesando la creciente fragilidad de los lazos matrimoniales. Poco se sabe, por ejemplo, acerca del contexto familiar en que son socializados los hijos cuando se disuelve el núcleo conyugal; si bien es cierto que la inmensa mayoría reside con la madre, la información disponible no permite captar aquellas situaciones en que se instaura un sistema de doble residencia (binuclearidad), ni evaluar en qué medida el progenitor que queda a cargo de los hijos forma un nuevo núcleo o se reintegra a su núcleo originario.

Con respecto a las consecuencias económicas del divorcio, es desde todo punto de vista escaso lo que se sabe, aunque no es esperable que Uruguay se diferencie demasiado de otros países en que sí se han realizado estudios, los cuales coinciden en señalar que casi sin excepción las mujeres que se divorcian sufren un deterioro en su posición económica, y que los niños cuyas familias se disuelven ven resentidas sus condiciones materiales de vida.

## ANEXO I ELABORACIÓN DE INDICADORES

### A. Elaboración del Indicador Coyuntural de Divorcialidad (ICD)

1. Se clasifican los divorcios por duración y año de registro
2. Se los relaciona sucesivamente con la cohorte de matrimonio a que pertenecen
3. Se obtiene una tasa específica de divorcio para cada duración del matrimonio en ese año

$${}^i d_x = \frac{{}^i D_x \cdot 100}{M^{i-x}}$$

donde

$M^{i-x}$  = Matrimonios contraídos en el año  $i-x$ , donde  $x$  expresa la duración del vínculo

${}^i D_x$  = Divorcios de matrimonios de duración  $x$  ocurridos en el año  $i$

4. ICD = Sumatoria de tasas específicas de divorcio por duración registradas en un año calendario:  $\sum {}^i d_x$

### B. Elaboración del Indicador de Divorcialidad de las Cohortes Matrimoniales (IDCM)

Procedimiento:

1. Se clasifican los divorcios por duración y año de registro
2. Se obtiene por resta el año del matrimonio
3. Se agrupan los datos por cohorte matrimonial
4. Se obtienen para cada cohorte matrimonial los divorcios correspondientes a cada duración del matrimonio (tasas específicas de divorcio por duración)

Tasas específicas de divorcio por duración:

$${}^z d_x = \frac{{}^z D_x \cdot 100}{M^{z-x}}$$

donde

$M^z$  = matrimonios contraídos en el año  $z$

${}^z D_x$  = divorcios de tales matrimonios según la duración  $x$ .

CM = Sumatoria de tasas específicas de divorcio por duración en la cohorte:  $\sum {}^i d_x$

---

Fuente: Massimo Livi Bacci, Introducción a la demografía, Barcelona, Editorial Ariel, 1993.

Cuadro I.1  
ELABORACIÓN DEL ICD A PARTIR DE LOS DIVORCIOS  
REGISTRADOS EN 1950

Duración (años)	Número de divorcios	Año de casamiento	Número de casamientos	Tasa
0	0	1950	19 117	0.0
1	5	1949	19 340	0.0
2	19	1948	18 164	0.1
3	30	1947	18 899	0.2
4	51	1946	18 387	0.3
5	68	1945	18 061	0.4
6	86	1944	14 074	0.6
7	70	1943	15 915	0.4
8	91	1942	15 827	0.6
9	100	1941	16 057	0.6
10	84	1940	14 344	0.6
11	67	1939	15 001	0.4
12	66	1938	14 709	0.4
13	62	1937	13 979	0.4
14	65	1936	12 087	0.5
15	70	1935	11 301	0.6
16	42	1934	10 676	0.4
17	32	1933	9 520	0.3
18	43	1932	9 900	0.4
19	31	1931	11 168	0.3
20	40	1930	11 799	0.3
21	40	1929	11 731	0.3
22	25	1928	11 026	0.2
23	25	1927	10 243	0.2
24	23	1926	9 565	0.2
25	17	1925	9 363	0.2
26	11	1924	9 173	0.1
27	16	1923	8 344	0.2
28	12	1922	7 617	0.2
29	17	1921	7 809	0.2
30	8	1920	8 357	0.1
31	51	1919	7 532	0.7
<b>Total</b>	<b>1 367</b>		<b>ICD</b>	<b>10.7</b>

Cuadro I.2  
**TABLA DE DIVORCIALIDAD DE LAS COHORTES MATRIMONIALES**  
*Número de divorcios correspondientes a las diversas  
duraciones según cohorte matrimonial*

Duración (años)	Año del matrimonio								
	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990
0	0	3	0	12	29	15	16	11	36
1	4	1	1	8	22	31	60	32	191
2	20	26	5	36	55	144	133	111	277
3	32	39	14	87	118	171	119	259	287
4	60	81	18	57	269	235	182	327	295
5	99	123	133	200	239	350	278	376	322
6	100	104	159	175	243	250	268	512	
7	122	140	151	165	303	224	268	419	
8	117	81	183	210	213	171	371	330	
9	119	168	63	246	171	177	309	313	
10	99	151	208	181	211	188	352	302	
11	89	132	128	164	188	203	440		
12	62	140	140	188	174	213	352		
13	130	110	162	113	105	250	229		
14	108	150	181	93	94	224	218		
15	109	50	118	111	126	219	188		
16	98	149	113	97	147	317			
17	68	90	139	74	135	252			
18	96	67	79	66	171	206			
19	34	102	68	59	129	159			
20	95	112	79	75	169	145			
21	48	79	103	87	208				
22	67	69	55	83	170				
23	73	124	56	107	112				
24	93	55	47	111	93				
25	52	48	74	92	79				
26	39	65	49	125					
27	82	59	70	101					
28	50	40	94	77					
29	24	27	73	56					
30	29	33	60	51					
31	295	248	583						
<b>Total de divorcios</b>									
	2 513	2 866	3 406	3 307	3 972	4 144	3 782	2 991	1 408
<b>Matrimonios</b>									
	19 117	21 179	19 725	20 976	23 668	24 404	22 448	22 276	20 084
<b>DCM</b>									
	13.15	13.53	17.27	15.77	16.78	16.98	16.85	13.43	7.01

Cuadro I.3  
URUGUAY, 1950-1955

Año de registro	Evolución del indicador coyuntural de divorcialidad (ICD)		Evolución del IDCM	
	ICD	Índice de evolución Base 100=1950	Cohorte matrimonial	IDCM
1950	9.5	100.0	1950	13.1
1951	10.4	109.5	1951	13.1
1952	11.5	121.1	1952	14.3
1953	12.3	129.5	1953	12.9
1954	11.9	125.3	1954	13.8
1955	10.2	107.4	1955	12.8
1956	10.9	114.7	1956	14.7
1957	9.9	104.2	1957	14.1
1958	11.1	116.8	1958	15.2
1959	12.6	132.6	1959	14.6
1960	10.3	108.4	1960	17.3
1961	10.4	109.5	1961	16.3
1962	8.4	88.4	1962	17.7
1963	15.1	158.9	1963	18.5
1964	12.9	135.8	1964	18.6
1965	12.4	130.5	1965	15.8
1966	14.5	152.6	1966	16.8
1967	13.2	138.9	1967	15.5
1968	18.0	189.5	1968	16.9
1969	6.1	64.2	1969	15.6
1970	20.4	214.7	1970	16.8
1971	14.0	147.4	1971	16.3
1972	14.3	150.5	1972	17.5
1973	18.3	192.6	1973	16.6
1974	20.1	211.6	1974	15.8
1975	16.5	173.7	1975	17.0
1976	17.1	180.0	1976	17.7
1977	23.5	247.4	1977	17.4
1978	16.9	177.9	1978	16.6
1979	14.4	151.6	1979	16.4
1980	20.5	215.8	1980	16.8
1981	19.5	205.3	1981	16.6
1982	16.7	175.8	1982	17.9
1983	13.7	144.2	1983	17.5
1984	13.4	141.1	1984	15.5
1985	18.7	196.8	1985	13.4
1986	19.0	200.0	1986	12.0
1987	21.1	222.1	1987	10.8
1988	29.2	307.4	1988	9.7
1989	27.7	291.6	1989	7.8
1990	31.4	330.5	1990	7.0
1991	44.9	472.6	1991	4.9
1992	38.9	409.5	1992	3.2
1993	29.1	306.3	1993	1.7
1994	27.7	291.6	1994	0.7
1995	27.3	287.4	1995	0.2

Nota: Las cohortes que van hasta 1965 se consideran cohortes terminadas.

**ANEXO II**  
Cuadro II.1  
**SERIE DE DIVORCIOS REGISTRADOS ANUALMENTE (1907/1995)**

Año	Total	Monte- video	Resto del país	Año	Total	Monte- video	Resto del país
1907	1	0	1	1954	1 525	1 059	466
1908	24	10	14	1955	1 517	986	531
1909	74	58	16	1956	1 664	1 108	556
1910	100	66	34	1957	1 578	1 086	492
1911	83	56	27	1958	1 817	1 212	605
1912	93	68	25	1959	2 083	1 487	596
1913	139	104	35	1960	1 720	1 130	590
1914	134	102	32	1961	1 798	1 196	602
1915	122	82	40	1962	1 432	935	497
1916	180	125	55	1963	2 571	1 824	747
1917	170	114	56	1964	2 239	1 464	775
1918	195	145	50	1965	2 301	1 475	826
1919	191	136	55	1966	2 751	1 682	1 069
1920	250	201	49	1967	2 572	1 740	832
1921	256	201	55	1968	3 486	2 247	1 239
1922	313	259	54	1969	1 184	830	354
1923	159	105	54	1970	4 018	2 585	1 433
1924	231	181	50	1971	2 888	1 691	1 197
1925	381	331	50	1972	3 008	1 875	1 133
1926	368	308	60	1973	3 880	2 661	1 219
1927	423	339	84	1974	4 161	2 792	1 369
1928	629	525	104	1975	3 430	2 213	1 217
1929	655	561	94	1976	3 638	2 488	1 150
1930	633	557	76	1977	5 044	3 311	1 733
1931	712	623	89	1978	3 676	2 259	1 417
1932	380	292	88	1979	3 155	2 022	1 133
1933	191	131	60	1980	4 527	2 997	1 530
1934	298	211	87	1981	4 297	2 417	1 880
1935	454	352	102	1982	3 706	1 992	1 714
1936	458	340	118	1983	3 024	1 429	1 595
1937	554	417	137	1984	2 967	1 509	1 458
1938	593	445	148	1985	4 118	2 618	1 500
1939	671	548	123	1986	4 191	2 350	1 841
1940	500	371	129	1987	4 611	2 398	2 213
1941	822	648	174	1988	6 376	3 925	2 451
1942	803	618	185	1989	6 063	3 503	2 560
1943	806	616	190	1990	6 840	3 821	3 019
1944	977	731	246	1991	9 800	6 188	3 612
1945	1 036	764	272	1992	8 499		
1946	1 064	801	263	1993	6 308		
1947	1 108	822	286	1994	5 978		
1948	1 102	843	259	1995	5 861		
1949	1 320	1 004	316				
1950	1 367	1 003	364				
1951	1 437	1 009	428				
1952	1 574	1 147	427				
1953	1 616	1 073	543				

**Fuente:** Dirección General de Estadística y Censos (DGEC), *Anuario estadístico, Uruguay*, Montevideo, varios años; Dirección General de Estadística y Censos (DGEC), *Estadísticas vitales*, Montevideo, varios años; Instituto Nacional de Estadística (INE), *Estadísticas vitales*, Montevideo, varios años.

## BIBLIOGRAFÍA

- Arena, Domingo (1912), "Matrimonio y divorcio", Montevideo, O.M. Bertani.
- Barrán, J.P. (1993), *Historia de la sensibilidad en el Uruguay*, Montevideo, EBO.
- Barrán, J.P. y B. Nahúm (1990), *El Uruguay del novecientos*, tomo I de la colección: *Batlle, los estancieros y el Imperio Británico*, Montevideo, EBO.
- Bawin-Legros, Bernadette (1988), *Familles, mariage et divorce*, Lieja, Pierre Mardaga.
- Bumpass, Larry (1990), "What's happening to the family? Interactions between demographic and institutional change", *Demography*, vol. 27, N° 4, Pennsylvania, Asociación Demográfica de los Estados Unidos de América.
- Caetano, Gerardo y Roger Geymonat (1997), *La secularización uruguaya (1859-1919). Catolicismo y privatización de lo religioso. Tomo 1*, Montevideo, Taurus.
- Cestau, Saúl (1986), *Derecho de familia y familia*, Montevideo, Fundación de Cultura Universitaria.
- Conferencia Episcopal del Uruguay (1977), "Nuevas causales de divorcio", Carta Pastoral Colectiva, Montevideo, Don Bosco.
- Cherlin, Andrew (1992), *Marriage, Divorce, Remarriage*, Boston, Harvard University Press.
- Festy, Patrick y France Prioux (1975), "Le divorce en Europe depuis 1950", *Population*, N° 6, París, Instituto Nacional de Estudios Demográficos (INED), Editions de L'INED.
- Filgueira, Carlos (1996), "Sobre revoluciones ocultas: la familia en el Uruguay", (LC/MVD/R.141/Rev.1), Montevideo, Oficina de la CEPAL en Montevideo, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), septiembre.
- Goode, William J. (1993), *World Changes in Divorce Patterns*, New Haven, Yale University Press.
- Grompone, Romeo (1978), *Las nuevas causales de divorcio*, Montevideo, Ediciones Jurídicas Amalio M. Fernández.
- Livi Bacci, Massimo (1993), *Introducción a la demografía*, Barcelona, Editorial Ariel.
- Muñoz-Pérez, B. y M. Rondeau-Rivier (1990), "Une nouvelle phase pour le divorce?", *Données sociales*, París, Instituto Nacional de Estadística y Estudios Económicos (INSEE).
- Nicoliello, Nelson (1979), "Algunos aspectos interesantes de la ley N° 14766, en la teoría y en la práctica", *Revista Uruguaya de Derecho Procesal*, Montevideo.
- Population* (1994), "L'enfant dans la famille: vingt ans de changement", número especial, N° 6, París, Instituto Nacional de Estudios Demográficos (INED), Editions de L'INED.
- Preston, Samuel H. (1993), "Estimating the proportion of american marriages that end in divorce", *Readings in Population Research Methodology*, vol. 4, Chicago, Fondo de Población de las Naciones Unidas (FNUAP).
- Roussel, Louis (1993), "Sociographie du divorce et divortialité", *Population*, N° 4, París, Instituto Nacional de Estudios Demográficos (INED), Editions de L'INED.
- Sardon, J.P. (1996), "L'évolution du divorce en France", *Population*, N° 3, París, Instituto Nacional de Estudios Demográficos (INED), Editions de L'INED.





# CONDICIÓN MIGRATORIA, RAZA Y GÉNERO EN EL MERCADO DE TRABAJO BRASILEÑO: EL CASO DE LAS REGIONES METROPOLITANAS DE RIO DE JANEIRO Y SÃO PAULO<sup>1</sup>

**Marta Rangel**

Consultora del Centro Latinoamericano  
y Caribeño de Demografía (CELADE) –  
División de Población

## RESUMEN

El presente artículo analiza y compara las estructuras socioocupacionales de las regiones metropolitanas de Rio de Janeiro y São Paulo a partir de los datos de la Encuesta nacional de hogares 1988 (PNAD-88); se consideran en forma simultánea las variables condición migratoria, raza y género. Se supone que estas variables condicionan una inserción desigual en el mercado laboral.

La estructura socioocupacional se construyó a partir de un *índice social* jerarquizado en función de los años de estudio y del ingreso del encuestado, lo que dio origen a una tipología de categorías socioocupacionales relativamente homogéneas con respecto a las condiciones sociolaborales.

Una conclusión importante es que los nativos tienen una inserción ocupacional privilegiada y que los migrantes tienden a estar más representados en el sector “terciario pobre”. Los nativos se concentran más en las ocupaciones no manuales, independientemente del género y de la región metropolitana (RM). Sin embargo, los hombres se insertan mejor

---

<sup>1</sup> El presente artículo es una versión modificada de parte de la tesis “Raça, migrações internas no Brasil e inserção socioocupacional nas regiões metropolitanas do Rio de Janeiro e de São Paulo”, presentada al Instituto Universitario de Investigación de Rio de Janeiro (IUPERJ) para obtener el grado de maestría en sociología.

en la región metropolitana de Rio de Janeiro (RMRJ) y las mujeres en la de São Paulo (RMSP). Se constató además que la condición de migrante establece más diferencias en el caso de los blancos (hombres y mujeres), pues entre ellos es mayor que en otros grupos de color la probabilidad de que los nativos tengan una mejor inserción ocupacional que sus pares migrantes.

Otra constatación es que las desigualdades de la inserción socioocupacional aumentan conforme se acumula el efecto de las tres variables analizadas —condición migratoria, color y género. Dentro de cada variable hay una jerarquía, de tal forma que, considerando la condición migratoria, los nativos están en mejor situación ocupacional que los migrantes; en cuanto al color, los blancos se insertan mejor que los no blancos, y en cuanto al género, la inserción socioocupacional de las mujeres es peor que la de los hombres.

Por último, se constató que la duración de la residencia produce un efecto positivo en la situación socioeconómica de los migrantes, pues su inserción socioocupacional mejora a medida que aquella aumenta. En materia de color y género, se observó que los grupos que presentaron los mayores aumentos porcentuales en lo referente a las ocupaciones no manuales y que por lo tanto tuvieron una mejoría más significativa, fueron las mujeres blancas de la RMRJ y las no blancas de la RMSP.

**MIGRANT STATUS, RACE AND GENDER  
IN THE BRAZILIAN LABOUR MARKET:  
METROPOLITAN AREAS OF  
RIO DE JANEIRO AND SÃO PAULO**

**ABSTRACT**

This article analyses and compares the social and employment structures of the metropolitan areas of Rio de Janeiro and São Paulo, on the basis of data from the 1988 national household survey (PNAD-88); it takes into account simultaneously the variables of migrant status, race and gender. These variables are assumed to be factors in unequal labour market integration.

The social and employment structure was constructed on the basis of a *social index* ranked according to the years of schooling and income of the respondents, resulting in a typology of social and employment categories which are relatively homogenous in terms of living conditions.

One important conclusion is that natives of the countries concerned are privileged in terms of labour market integration and migrants tend to be concentrated in the low-income tertiary sector. There are greater concentrations of natives in non-manual occupations, regardless of gender and metropolitan area. However, men enjoy better labour integration in the Rio de Janeiro metropolitan area and women in the São Paulo metropolitan area. It was also observed that migrant status makes a greater difference in the case of whites (male and female) since, in this group compared with other ethnic groups, the probability is greater that natives will be better integrated in employment terms than their migrant peers.

It was also observed that inequality in integration in employment increases proportionately to the effect of the three variables analysed: migrant status, ethnic group and gender. There is a hierarchy within each variable: in terms of migrant status, the employment situation of natives is better than that of migrants; in terms of ethnic group, whites are better integrated than non-whites; and in terms of gender, the employment integration of women is less good than that of men.

Lastly, it was observed that the duration of residence produces a positive effect on the socio-economic situation of migrants: the longer they remain resident, the better their integration in employment terms. As for ethnic group and gender, it was observed that the groups showing the greatest percentage increases in terms of non-manual occupations, and thereby the most significant improvements, were white women in the Rio de Janeiro metropolitan area and non-white women in the São Paulo metropolitan area.

(INTERNAL MIGRATION)  
(EMPLOYMENT)

(ETHNIC GROUPS)

## **INTRODUCCIÓN**

Es innegable que en Brasil existen grandes desigualdades en lo concerniente a oportunidades laborales según las características raciales y de género. Sin embargo, aunque éstas sean evidentes y existan también diferencias según la condición migratoria de las personas, no se ha desarrollado un área de estudios que otorgue importancia al efecto de estas variables en la actividad económica. Con el fin de contribuir a llenar esa laguna, se intenta analizar aquí la inserción ocupacional de los migrantes y nativos en las regiones metropolitanas de Rio de Janeiro y São Paulo en 1988, considerando el color de las personas (que es el indicador censal de las diferencias raciales) y conforme a su género.

Se ha dado preferencia aquí a las regiones metropolitanas de Rio de Janeiro y São Paulo, receptoras por excelencia de los flujos migratorios, porque en cuanto a las migraciones internas el interés no recae en los flujos que se dirigen a las fronteras agrícolas, sino tan solo en aquellos que tienen como destino los principales centros urbanoindustriales del país, más específicamente sus respectivas regiones metropolitanas.

En suma, este artículo persigue comparar la estructura socioocupacional —medida por la educación y el ingreso del encuestado— de los migrantes y nativos desde el punto de vista del color y el género. ¿Se inserta el nativo mejor que el migrante? ¿Tiene el migrante blanco una mejor inserción ocupacional que los negros y mulatos? ¿Hay una mejoría a medida que aumenta la duración de la residencia? ¿Es ésta mayor en el caso de los blancos que en el de los no blancos?

## **I. ASPECTOS CONCEPTUALES**

### **A. Situación socioeconómica del migrante**

La bibliografía que trata del proceso de incorporación del migrante al mercado laboral y su situación socioeconómica se desarrolla a partir de

dos ejes principales: por una parte, compara a los migrantes con los nativos; por otra, compara a los migrantes entre sí según la duración de la residencia.

Sin embargo, no hay consenso con respecto a la situación socioeconómica que ocupa el migrante en el lugar de destino en comparación con la del no migrante. Las diversas corrientes llegan a conclusiones contradictorias entre sí, y mientras algunas postulan que la población migrante se encuentra en una situación superior a la nativa (Da Matta y otros, 1973; Costa, 1975), otras afirman precisamente lo contrario (Castro y otros, 1977), pasando por estudios que sostienen que la condición migratoria no es decisiva en la definición de la condición socioeconómica (Merrick y Brito, 1974). Buena parte de las divergencias en los resultados de las investigaciones puede atribuirse a diferencias conceptuales y metodológicas.<sup>2</sup>

Cabe destacar además que las diferencias entre migrantes y no migrantes tienden a desaparecer a medida que aumenta el tiempo de residencia, y recordar asimismo que algunos estudios definen como migrante sólo al no natural del municipio con menos de 10 años de residencia, lapso de tiempo considerado suficiente para dejar sin efecto la condición de migrante. Por otra parte, la comparación del desempeño socioeconómico del migrante y del no migrante sin tener en cuenta la coyuntura,<sup>3</sup> puede ocasionar distorsiones en los análisis sobre la inserción del migrante en el mercado laboral de destino (Lazarte, 1987).

Pese a tantas divergencias, la mayoría de los estudios presentan una cierta homogeneidad con respecto a la mejoría de la situación económica de los migrantes<sup>4</sup> a medida que aumenta la duración de la

---

<sup>2</sup> La definición de migrante varía teórica y operacionalmente según los procedimientos que se adopten y las unidades de análisis que se contemplen. La mayoría de los estudios citados no dispone de controles sobre los factores fundamentales que intervienen, como la edad y el sexo, lo que influye directamente en los resultados. Además, los procedimientos de operacionalización de las variables independientes llevan a conclusiones divergentes (Martine y Peliano, 1978, p. 171).

<sup>3</sup> Es preciso considerar que una antigüedad igual en años puede tener un significado muy diferente para la inserción de los migrantes en una misma localidad, pero en épocas diferentes (Lazarte, 1987).

<sup>4</sup> "Además, cabe destacar que la evaluación positiva del desempeño de los migrantes a medida que aumenta su tiempo de residencia está sujeta a reinterpretaciones (...) esta relación es espúrea debido al hecho de que los datos se refieren a saldos líquidos de migrantes. O sea, los datos sólo abarcan a los sobrevivientes de los riesgos de mortalidad y de reemigración (...) Por lo tanto, la única conclusión permisible es que los sobrevivientes se encuentran en mejor situación socioeconómica conforme aumenta el tiempo de residencia. Toda otra interpretación sería precipitada" (Martine y Peliano, 1978, p. 147).

residencia, aunque para algunos tal afirmación no resista un análisis más detenido. Martine y Peliano (1978), por ejemplo, creen que en vez de una mejoría de la situación socioeconómica del migrante, los datos hablan del desplazamiento de la población migrante más capacitada. Así, plantean la hipótesis de que hay un proceso de retención selectiva en las regiones metropolitanas que haría que la mayoría de los migrantes no absorbidos emprendiera una nueva migración, creándose así un contingente de personas en constante proceso de desplazamiento.

Para analizar el caso brasileño, se escogieron inicialmente varios textos clásicos, de los que se destacan algunos puntos relativos a la comparación entre migrantes y nativos. El perfil básico con que trabajan tales textos considera que el grupo migrante tiende a ser joven, con alta proporción de mujeres, de un nivel educacional más elevado y con mayores tasas de participación.

En cuanto a la *escolaridad*, se comprueba que el nivel medio de los migrantes supera al de los no migrantes sólo en las regiones de salida; en las de entrada ocurre lo contrario. En el caso de los migrantes urbanos económicamente activos, los niveles son prácticamente idénticos en todos los sectores económicos y en Brasil en su conjunto (Da Matta y otros, 1973; Costa, 1975). Los nativos presentan mayor nivel educacional que los migrantes, especialmente entre las mujeres, pero sólo levemente entre los hombres, aunque la escolaridad de los migrantes tiende a mejorar con el tiempo de residencia.<sup>5</sup> Así, las mayores tasas de asistencia al sistema escolar de los nativos no significan necesariamente una mayor escolaridad, pues a nivel agregado la situación educacional de los migrantes es semejante a la de los nativos en edades similares (Martine y Peliano, 1978). Por último, los dos grupos tienen en general el mismo nivel educacional, y las diferencias que existen son regionales. En este sentido, hay que repensar la idea del migrante como rural, con bajo nivel educativo y poco preparado para competir en el mercado laboral urbano (Morley, 1982).

La *estratificación ocupacional* presenta una concentración desproporcionada de todos los grupos poblacionales en los estratos bajos de calificación y remuneración,<sup>6</sup> y en la inserción ocupacional de las regiones metropolitanas influye fundamentalmente la base económica de la región. Si se analiza la estructura ocupacional según la condición migratoria, se observa que, en el caso de los hombres, ello beneficia a

---

<sup>5</sup> Salvo en Recife y Belém.

<sup>6</sup> Estos estratos agrupan cerca de tres quintos de la PEA masculina y una proporción mayor de la PEA femenina en las regiones metropolitanas (Martine y Peliano, 1978).



los nativos sólo en Rio de Janeiro y São Paulo, y que las mujeres nativas llevan la ventaja en la mayoría de las regiones metropolitanas (RM). Para ambos sexos hay una mejoría ocupacional a medida que aumenta el tiempo de residencia, es decir, mientras permanezcan integrados en los mercados laborales metropolitanos. Por otra parte, la población económicamente activa (PEA) femenina migrante está más concentrada en los servicios domésticos, mientras que la no migrante tiene mayor presencia entre las profesoras y oficinistas.<sup>7</sup> En el caso de los hombres migrantes, éstos se concentran en la industria de la construcción, que parece ser la puerta de entrada de la mano de obra masculina al mercado laboral. Posteriormente, es decir, a medida que aumenta el tiempo de residencia, se desplazan a otras actividades (comercio, conducción de vehículos motorizados y guardia nocturno). Las mujeres se orientan hacia los servicios gubernamentales y al área de educación (Martine y Peliano, 1978).

El *ingreso* es mayor entre los migrantes y aumenta con el tiempo de residencia (Da Matta y otros, 1973). En 1970, en la mayoría de las regiones de Brasil los migrantes urbanos percibían un ingreso medio sustancialmente superior al de los no migrantes, lo cual no es de extrañar, pues en general migran los más calificados y, por consiguiente, se quedan los menos calificados, siendo esto válido para las regiones de entrada y para las de salida. Las diferencias son mayores a favor de los migrantes del Nordeste y de Minas Gerais, y escasas o negativas en São Paulo y sus alrededores (Morley, 1982). Los migrantes masculinos económicamente activos se encuentran en condiciones algo mejores que los no migrantes. No ocurre lo mismo con las mujeres. Entre ellas la población migrante se concentra en los tramos de ingresos más bajos (Martine y Peliano, 1975).

Aunque la *pobreza urbana* trasciende la condición migratoria, existe una relación inequívoca entre edad, tiempo de residencia y participación en la pobreza urbana (Martine y Peliano, 1978). Si bien ésta no llega a ser una característica peculiar de la mano de obra migrante masculina, ocurre lo contrario entre las mujeres, que se encuentran en desventaja con respecto a las no migrantes en la mayoría de las ciudades.<sup>8</sup> Más importante que la diferenciación entre migrante y no migrante en términos de tasas de participación en la fuerza de trabajo y

---

<sup>7</sup> La ocupación de empleada doméstica domina toda la configuración de la PEA femenina en las RM brasileñas. La participación femenina en esta ocupación varía sobre todo según la edad y la condición migratoria (Martine y Peliano, 1978).

<sup>8</sup> Las actividades asociadas a la pobreza urbana las ejercen *proporcionalmente* más las mujeres, especialmente las migrantes (Peliano, 1977, p. 41).

nivel de ingreso es el hecho de que ambos grupos se concentran en los estratos inferiores de la sociedad y en las categorías de bajos ingresos. Esta concentración en los niveles de bajos ingresos refleja mucho más la existencia de problemas de oportunidad económica que una diferencia socioeconómica real entre estos grupos. Por último, en Brasil la migración abarca a numerosos contingentes poblacionales que se desplazan por razones de supervivencia, y la migración se convierte en un desplazamiento de la pobreza, esto es, de personas con un nivel de rendimiento muy bajo o desempleadas que abandonan las zonas de estancamiento económico (Costa, 1991).

En cuanto a la participación de la población en el *sector informal*, no se puede afirmar que las actividades correspondientes sean ejercidas exclusivamente por migrantes, y mucho menos que la condición migratoria sea necesariamente el criterio de diferenciación más importante para definir la inserción en el sector informal. Muchos migrantes han sido capaces de colocarse en empleos urbanos en el sector formal, puesto que su nivel educacional no es inferior al de los nativos (Morley, 1982). Las variables que consideramos más importantes para explicar la participación en el sector formal o en el informal son la instrucción, la raza y el género. Por otra parte, una proporción mayor de migrantes recientes que de migrantes en general tiende a estar en el sector informal, lo cual es válido tanto para los de origen rural como para los de origen urbano. Ello parece apoyar la tesis de que los migrantes tienen mayores posibilidades de encontrar empleo en el sector formal con el transcurso del tiempo; por otra parte, como dice Telles (1990, p. 66), el mayor tiempo de residencia implica también la selección de aquellos migrantes cuyas características son más deseables en el mercado laboral.<sup>9</sup>

## B. RAZA Y GÉNERO

Este artículo sigue la vertiente teórica, surgida a fines de los años setenta, que busca explicar las desigualdades raciales a partir de mecanismos contemporáneos, y niega que continúen siendo un legado del pasado esclavista. Por el contrario, postula que la discriminación racial es un

---

<sup>9</sup> Telles emplea datos del censo de 1980 relativos a las nueve principales regiones metropolitanas brasileñas.

mecanismo mediante el cual los blancos perpetúan la posición subordinada de los negros.

Según esta vertiente, la discriminación está ligada a los beneficios de que disfrutaban los blancos mediante la descalificación de sus competidores no blancos. Así, la raza se torna el factor determinante en la asignación de personas y grupos en la estructura de clases y en el sistema de estratificación social (Hasenbalg, 1985). Se observa, por ejemplo, que el ingreso de los blancos es casi dos veces mayor que el de los negros y mulatos. Los negros ganan menos que los blancos en todas las categorías ocupacionales, y la diferencia es mayor en las ocupaciones de nivel superior, lo que demuestra un rendimiento desigual de la inversión educacional. Es importante recordar que las desigualdades se acentúan en los sectores más dinámicos y modernos del sector terciario y en las categorías ocupacionales no manuales (Dwyer y Webster, 1987; Oliveira y otros, 1985; Porcaro y Araújo, 1988).

El proceso de industrialización que experimentó el país en las últimas décadas provocó cambios significativos en la estructura del empleo. Uno de los principales fue el aumento de la participación femenina en el mercado laboral. Paralelamente a ese proceso hubo una redistribución de las mujeres en los sectores de actividad, con una significativa disminución de la participación femenina en el sector primario.

En este sentido, se sabe que la estratificación ocupacional en Brasil está regida especialmente por criterios de color y de género. Sin embargo, estas variables producen formas de discriminación distintas. La desigualdad por género se caracteriza por concentrar a las mujeres en algunos sectores económicos (actividades sociales y prestación de servicios) o en ocupaciones específicas (secretarias, dactilógrafas, telefonistas, profesoras de enseñanza primaria y secundaria, enfermeras y empleadas domésticas). Por su parte, la desigualdad según el color produce una concentración desproporcionada de no blancos en los empleos de baja calificación, especialmente en los sectores agrícola, de construcción y de prestación de servicios (Hasenbalg y Silva, 1983).

En la literatura dedicada a analizar las consecuencias de la conjunción de estas dos variables se demuestra la condición particular en que se encuentra la mujer negra en el mercado laboral y en la sociedad brasileña. Este grupo ocupa gran parte de los estratos sociales inferiores, lo que significa menores ingresos y un bajo rendimiento de la inversión en educación. En suma, la raza y el género se presentan como elementos

determinantes en la estratificación ocupacional, así como en la estructuración de las oportunidades sociales y en la distribución de las recompensas materiales y simbólicas. El racismo y el sexismo tienen como consecuencia que las mujeres y los negros obtengan un rendimiento de su inversión educacional, en términos de remuneración, proporcionalmente menor que el de los hombres blancos (Hasenbalg y Silva, 1983).

## II. METODOLOGÍA Y DATOS

En este artículo se utilizan datos de la Encuesta nacional de hogares (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios-PNAD),<sup>10</sup> cuyo suplemento especial versa sobre la participación política y social y contiene preguntas sobre las migraciones. Se utilizarán sólo los datos relativos a las personas de 18 a 64 años. Esto por dos motivos: primero, porque el suplemento especial trabaja solamente con las personas de 18 años y más, y segundo, porque se excluyen las personas de 65 años y más, cuyo peso en el mercado laboral metropolitano es muy reducido.

Se define aquí como migrante a todo aquel que vive en el Estado de Río de Janeiro o en el Estado de São Paulo y que no tiene ahí su lugar de nacimiento. Del grupo de migrantes residentes en ambos estados se tomaron para un análisis por color y género sólo los habitantes de las respectivas regiones metropolitanas.

En lo concerniente a la clasificación racial, interesa señalar que las relaciones raciales brasileñas tienen un carácter muy singular, pues la clasificación se hace a partir del color del individuo en una línea cromática continua (puede decirse que el número de combinaciones de colores posibles es casi infinito).<sup>11</sup>

En el presente artículo, las categorías de color y raza se utilizarán indistintamente, ya que para los propósitos de este trabajo, basado en los datos del IBGE, la utilización de uno u otro término no produce alteraciones significativas. Se excluye del análisis el grupo de los amarillos (asiáticos), que no sólo influye poco en la composición poblacional del país, sino que

---

<sup>10</sup> La Encuesta nacional de hogares (PNAD) es un sondeo estadístico que realiza anualmente el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), salvo en los años en que se realiza el censo demográfico. La encuesta cubre todo el territorio nacional, excepto las zonas rurales de la región norte, que en su conjunto albergan a cerca de 3% de la población brasileña.

<sup>11</sup> La PNAD-76 incluyó una pregunta sobre el color del entrevistado que arrojó 135 designaciones diferentes.

se encuentra predominantemente en São Paulo.<sup>12</sup> No se tomarán en cuenta dos categorías residuales: los extranjeros y los que no respondieron la pregunta acerca de la federación de origen.

En cuanto a las categorías socioocupacionales, se utilizó la clasificación elaborada por Nelson do Valle Silva (Silva, s/f, y Aguiar, 1992) a partir de los datos del IBGE, basada en el código ocupacional detallado de la ocupación principal y de la posición del encuestado en la ocupación. Tomando en consideración una serie de criterios jerárquicos, a partir de un índice social que tiene en cuenta los años de estudio y el ingreso, Valle Silva construyó una tipología compuesta de 18 categorías socioocupacionales relativamente homogéneas con respecto a las oportunidades de vida. En lo referente a la posición social, el resultado final de la estructura socioocupacional es, *grosso modo*, una pirámide invertida, cuya base es la primera categoría y el vértice la última.

El punto de partida del autor es la dicotomía rural (sector primario) – urbana (sectores secundario y terciario). Dentro de estos dos grupos, se procedió a distinguir entre ocupaciones manuales y no manuales.<sup>13</sup> En el grupo de trabajadores rurales se estableció la diferencia entre inserciones traccionales y proletarizadas. En el grupo de ocupaciones urbanas manuales se estableció una división entre los trabajadores de subsistencia: empleados domésticos, peones y vendedores ambulantes. El grupo de trabajadores en actividades formales se subdividió según el sector de actividad: por una parte, el sector compuesto por las industrias y los servicios denominados “tradicionales o competitivos” (por ejemplo, industria textil, del vestuario, alimenticia); y por otra, el sector llamado “moderno u oligopolizado” (por ejemplo, industria metalúrgica, extracción de petróleo, industria electrónica).

En el grupo de las ocupaciones urbanas no manuales se desglosaron las profesiones liberales, y, dentro de esta última categoría, el conjunto de individuos que trabajaban por cuenta propia. Las demás ocupaciones urbanas no manuales (no liberales y no por cuenta propia) se subdividieron en ocupaciones subordinadas o de rutina y ocupaciones directivas. Dentro de las

---

<sup>12</sup> En 1988, los amarillos de la RMRJ sumaban 17 836 personas, lo que constituía aproximadamente 0.1% de la población total, mientras que en la RMSP llegaban a 343 863, lo que representa casi 2.1% de ésta.

<sup>13</sup> La frontera entre las ocupaciones manuales y no manuales es un poco imprecisa en cuanto a las ganancias materiales. Así, por ejemplo, los ingresos medios de los empleados en la categoría no manual de rutina y funciones de oficina son inferiores a los de los trabajadores manuales de la industria moderna y de algunos trabajadores del sector informal (Hasenbalg, 1993, p. 15).

primeras se estableció otra subdivisión: auxiliares de oficina, funciones administrativas y supervisión, ocupaciones técnicas y artísticas.

Para el presente estudio se introdujeron algunas modificaciones, entre las que destacan:

i) Los 18 grupos ocupacionales originales se redujeron a 13 (véase el esquema siguiente). Este número reducido obedece, primero, al hecho de haberse reunido en un solo grupo las ocupaciones agrícolas, que no tienen significación en la estructura ocupacional metropolitana, y, segundo, a la unificación de las profesiones liberales.

ii) Dentro del grupo de los trabajadores manuales en ocupaciones de subsistencia se separaron los de la construcción, porque esta rama es clave para observar tanto las desigualdades referentes a la condición migratoria (se considera la puerta de entrada de los migrantes al mercado laboral) como las referentes al color (es claramente una ocupación en que la concentración de negros y mulatos es mucho mayor que la de blancos). Como resultado final de estas modificaciones se llega a la estructura socioocupacional que se presenta:

#### Recuadro 1

### ESTRUCTURA SOCIOOCUPACIONAL

#### Categorías socioocupacionales

##### 1. Agrícola

#### *Manual de subsistencia*

##### 2. Empleado doméstico

##### 3. Cuenta propia

##### 4. Cuenta propia en la construcción

##### 5. Vendedor ambulante

#### *Manual formal*

##### 6. Empleados del sector competitivo tradicional

##### 7. Empleados del sector oligopolizado moderno

#### *No manual*

##### 8. Cuenta propia

##### 9. Funciones de oficina

##### 10. Administración y supervisión

##### 11. Ocupaciones técnicas y artísticas

##### 12. Funciones directivas

##### 13. Profesiones liberales

**Nota:** Véanse en el anexo 1 las principales ocupaciones que componen estas categorías socioocupacionales.

iii) Se utiliza sólo la estructura socioocupacional de la RMRJ y la RMSP (véanse en el anexo 2 los municipios que componen cada una de estas RM).

### III. INSERCIÓN EN LA ACTIVIDAD ECONÓMICA: ANÁLISIS COMPARATIVO

#### A. Población ocupada según condición migratoria, color y género

En 1988 la población ocupada migrante representaba el 30% de toda la población ocupada de la RMRJ y 43% de la correspondiente a la RMSP (véase el cuadro 1). Además de ser mayor la presencia migrante en la RMSP, también era mayor la desigualdad de inserción ocupacional según la condición migratoria, medida por el índice de disimilitud:<sup>14</sup> 0.31 en la RMSP contra 0.15 en la RMRJ (véase el cuadro 4). La composición según género (véase el cuadro 2) sólo presentaba diferencias significativas en la RMSP, y los hombres migrantes registran 3 puntos porcentuales más que los nativos.

Cuadro 1  
**BRASIL: COMPOSICIÓN DE LA POBLACIÓN OCUPADA  
DE 18 AÑOS Y MÁS DE LA RMRJ<sup>a</sup> Y LA RMSP,<sup>b</sup>  
SEGÚN CONDICIÓN MIGRATORIA**  
(Porcentajes)

	RMRJ <sup>a</sup>	RMSP <sup>b</sup>
Migrantes	30	43
Nativos	70	57
<b>Total (cifras absolutas)</b>	<b>4 045 493</b>	<b>5 868 117</b>

Fuente: Elaborado por el autor, sobre la base de tabulaciones especiales de la Encuesta nacional de hogares 1988 (PNAD-88).

<sup>a</sup> Región metropolitana de Rio de Janeiro. <sup>b</sup> Región metropolitana de São Paulo.

Los contrastes entre la población ocupada según condición migratoria y color (véase el cuadro 3) son significativos en la RMSP: la población migrante de esta RM, si bien predominantemente blanca, tiene un porcentaje de no blancos mucho mayor que el de nativos (36% y 18%, respectivamente). Obsérvese además el contraste con la RMRJ: la RMSP tiene más blancos no sólo entre los migrantes (64% contra 57%), sino principalmente entre los nativos (82% contra 58%).

En el análisis según las tres variables (condición migratoria, color y género) se encuentran contrastes más significativos en la RMSP, donde las diferencias son manifiestas en ambos géneros y entre los blancos y

<sup>14</sup> Este índice, denominado también coeficiente de disimilitud, da una idea del grado de desigualdad existente entre dos distribuciones cualesquiera. Se calcula a partir del promedio de la sumatoria de las diferencias porcentuales absolutas entre las dos distribuciones, o sea  $\sum [\% \text{ variable A} - \% \text{ variable B}] / 2$ . En el ejemplo mencionado, el índice de disimilitud significa que para lograr una situación de igualdad entre migrantes y nativos se necesitaría una redistribución de las personas en la estructura ocupacional entre estos dos grupos de 31% en São Paulo y de 15% en Rio de Janeiro.

Cuadro 2  
**BRASIL: COMPOSICIÓN DE LA POBLACIÓN OCUPADA  
 DE 18 AÑOS Y MÁS DE LA RMRJ<sup>a</sup> Y LA RMSP,<sup>b</sup>  
 SEGÚN GÉNERO Y CONDICIÓN MIGRATORIA**  
 (Porcentajes)

	RMRJ <sup>a</sup>		RMSP <sup>b</sup>	
	Migrantes	Nativos	Migrantes	Nativos
Hombres	62	61	64	61
Mujeres	38	39	36	39
<b>Total (cifras absolutas)</b>	<b>1 213 579</b>	<b>2 831 914</b>	<b>2 518 086</b>	<b>3 350 031</b>

**Fuente:** Elaborado por el autor, sobre la base de tabulaciones especiales de la Encuesta nacional de hogares 1988 (PNAD-88).

Cuadro 3  
**BRASIL: COMPOSICIÓN DE LA POBLACIÓN OCUPADA DE 18 AÑOS  
 Y MÁS DE LA RMRJ<sup>a</sup> Y LA RMSP,<sup>b</sup> SEGÚN COLOR, GÉNERO  
 Y CONDICIÓN MIGRATORIA**  
 (Porcentajes)

	Población		Hombres		Mujeres	
	Mi-grantes	Nativos	Mi-grantes	Nativos	Mi-grantes	Nativas
<b>RMRJ<sup>a</sup></b>						
Blancos	57	58	59	58	53	57
Negros	11	13	10	12	12	15
Mulatos	33	29	31	30	35	28
<b>Total</b> (cifras absolutas)	<b>1 213 572</b>	<b>2 831 914</b>	<b>1 747 082</b>	<b>1 731 532</b>	<b>466 497</b>	<b>1 100 382</b>
<b>RMSP<sup>b</sup></b>						
Blancos	64	82	64	84	64	80
Negros	6	5	6	4	6	7
Mulatos	30	13	30	12	30	13
<b>Total</b> (cifras absolutas)	<b>2 518 086</b>	<b>3 350 031</b>	<b>1 611 186</b>	<b>2 046 642</b>	<b>906 900</b>	<b>1 303 389</b>

**Fuente:** Elaborado por el autor, sobre la base de tabulaciones especiales de la Encuesta nacional de hogares 1988 (PNAD-88).

<sup>a</sup> Región metropolitana de Rio de Janeiro.    <sup>b</sup> Región metropolitana de São Paulo.

los mulatos. En cambio, en la RMRJ las diferencias son significativas sólo entre las mujeres y en un nivel mucho menor que en São Paulo. Obsérvese que en la RMSP, entre los hombres nativos, 84% son blancos y 12% son mulatos, mientras que entre los migrantes las proporciones son, respectivamente, de 64% y 30% y ese patrón es semejante entre las mujeres. En suma, la población migrante influye más en la composi-



ción de la RMSP, por lo cual ésta es la región que presenta las mayores diferencias porcentuales según la condición migratoria, el color y el género.

### B. Población ocupada según condición migratoria

El perfil socioocupacional según la condición migratoria (véase el cuadro 4) muestra que el porcentaje de migrantes es mucho mayor en las ocupaciones manuales de subsistencia (RMRJ) y en las ocupaciones manuales formales (RMSP) que en las ocupaciones no manuales. En la RMSP, los migrantes son menos de la mitad de los nativos en las ocupaciones no manuales, y tienen mayor representación que éstos en las manuales de subsistencia (migrantes = 19%; nativos = 12%).

Cuadro 4  
**BRASIL: ESTRUCTURA SOCIOOCUPACIONAL DE LA RMRJ<sup>a</sup>  
Y LA RMSP,<sup>b</sup> SEGÚN LA CONDICIÓN MIGRATORIA,  
POBLACIÓN DE 18 AÑOS Y MÁS**  
(Porcentajes)

Categoría ocupacional	RMRJ <sup>a</sup>		RMSP <sup>b</sup>	
	Migrantes	Nativos	Migrantes	Nativos
1. Agrícola	1	0	1	0
<i>Manual de subsistencia</i>	30	20	19	12
2. Empleo doméstico	15	8	8	4
3. Cuenta propia (peón)	9	7	6	4
4. Cuenta propia (peón de la construcción)	3	2	3	2
5. Vendedor ambulante	3	3	2	2
<i>Manual formal</i>	39	35	54	31
6. Empleado de la industria competitiva tradicional	34	30	42	23
7. Empleado de la industria oligopolizada moderna	5	5	12	8
<i>No manual</i>	30	45	26	57
8. Por cuenta propia	4	3	4	6
9. Funciones de oficina	5	10	5	13
10. Administración y supervisión	7	10	8	13
11. Ocupaciones técnicas y artísticas	7	13	4	12
12. Funciones directivas	1	1	0	1
13. Profesionales liberales	6	8	5	12
<b>Total (cifras absolutas)</b>	<b>1 213 579</b>	<b>2 831 914</b>	<b>2 518 086</b>	<b>3 350 031</b>
Índice de disimilitud:				
RMRJ <sup>a</sup> : Relación entre migrante y nativo = 0.15				
RMSP <sup>b</sup> : Relación entre migrante y nativo = 0.31				

**Fuente:** Elaborado por el autor, sobre la base de tabulaciones especiales de la Encuesta nacional de hogares 1988 (PNAD-88).

<sup>a</sup> Región metropolitana de Rio de Janeiro. <sup>b</sup> Región metropolitana de São Paulo.

En las ocupaciones manuales de subsistencia de la RMRJ, la desigualdad según la condición migratoria proviene de las ocupaciones domésticas, que absorben casi el doble de migrantes que de nativos. En las ocupaciones no manuales cabe destacar dos hechos: i) en todas las ocupaciones los nativos están mucho más representados que los migrantes, salvo entre los trabajadores por cuenta propia y en las ocupaciones directivas, aunque la diferencia no es significativa; ii) las diferencias —con mayor porcentaje de nativos que de migrantes— son más acentuadas en las funciones auxiliares que en las directivas y liberales. Esta última observación, válida también para la RMSP, refleja una menor desigualdad entre nativos y migrantes en el caso de las ocupaciones de condición social más elevada, y parece confirmar la hipótesis de la selección positiva de los migrantes, aunque el porcentaje de migrantes en las ocupaciones no manuales en su conjunto sea mucho menor.

En suma, mientras casi la mitad de los nativos se desempeñan en ocupaciones no manuales, ni siquiera un tercio de los migrantes se insertan en ellas. Además, casi un tercio de los migrantes de la RMRJ se ubican en las ocupaciones manuales de subsistencia. Así, los datos demuestran que los nativos tienen una inserción ocupacional privilegiada con respecto a los migrantes y la desigualdad según la condición migratoria es aún mayor en la RMSP. Se sabe que las diferencias entre nativos y migrantes tienden a disminuir con la duración de la residencia, lo que puede explicar la mayor desigualdad entre nativos y migrantes en São Paulo, si se considera que la migración hacia ese Estado es más reciente que la destinada al de Rio de Janeiro (véase el cuadro 9).

El perfil ocupacional de los nativos según el género (véase el cuadro 5) demuestra que una parte considerable de los hombres y las mujeres desempeñan actividades no manuales. Las mujeres presentan incluso un porcentaje mayor que los hombres a este respecto, especialmente en la RMSP. Sin embargo, hay una diferencia importante y es que las mujeres están más concentradas en las actividades auxiliares y los hombres en las directivas. La desigualdad según el género es más evidente en las ocupaciones de subsistencia y en el sector oligopolizado moderno. Las mujeres tienen una presencia significativamente mayor en las ocupaciones de subsistencia, especialmente en la RMRJ, y su proporción duplica con creces la de los hombres. En el sector oligopolizado moderno también se manifiesta notoriamente esta desigualdad de inserción por género, pues en ambas RM la presencia femenina en el sector es casi nula. En suma, los hombres y mujeres nativos se concentran en las ocupaciones no manuales, y tienen una

mejor inserción en la RMSP, toda vez que presentan un menor porcentaje en las ocupaciones manuales de subsistencia y un mayor porcentaje en las manuales formales.

El perfil ocupacional de los migrantes en la RMSP es más concentrado en el caso de los hombres que en el de las mujeres, mientras que en la RMRJ ocurre lo inverso. En esta última, más de la mitad de las mujeres trabajan en ocupaciones manuales de subsistencia, contra un tercio en la RMSP. En el caso de los hombres de la RMRJ, la mitad se concentra en las ocupaciones manuales formales, mientras que la proporción llega a casi dos tercios en la RMSP. Se constata así que la inserción laboral de las mujeres migrantes es mucho peor que la de los hombres, sobre todo en la RMRJ, donde nada menos que 54% de todas las migrantes trabajan en el sector de subsistencia.

Cuadro 5  
**BRASIL: ESTRUCTURA SOCIOOCUPACIONAL DE LA RMRJ<sup>a</sup>  
Y LA RMSP,<sup>b</sup> SEGÚN CONDICIÓN MIGRATORIA Y GÉNERO,  
POBLACIÓN DE 18 AÑOS Y MÁS**  
(Porcentajes)

Categoría ocupacional	RMRJ <sup>a</sup>			
	Hombres		Mujeres	
	Migrantes	Nativos	Migrantes	Nativas
1. Agrícola	0	0	0	0
<i>Manual de subsistencia</i>	16	13	54	30
2. Empleo doméstico	0	1	37	19
3. Por cuenta propia (peón)	7	6	12	8
4. Por cuenta propia (peón de la construcción)	6	3	0	
5. Vendedor ambulante	3	3	5	3
<i>Manual formal</i>	51	43	19	21
6. Empleado industria competitiva tradicional <sup>44</sup>	36	19	20	
7. Empleado industria oligopólica moderna	7	7	0	1
<i>No manual</i>	33	44	27	49
8. Cuenta propia	4	3	4	4
9. Funciones de oficina	3	6	7	15
10. Administración y supervisión	8	12	5	8
11. Ocupaciones técnicas y artísticas	8	11	8	16
12. Funciones directivas	2	2	1	1
13. Profesiones liberales	8	10	2	5
	100	100	100	100
<b>Total (cifras absolutas)</b>	<b>747 082</b>	<b>1 731 532</b>	<b>466 497</b>	<b>1 100 382</b>

Cuadro 5 (conclusión)

Categoría ocupacional	RMSP <sup>b</sup>			
	Hombres		Mujeres	
	Migrantes	Nativos	Migrantes	Nativas
1. Agrícola	0	0	1	0
<i>Manual de subsistencia</i>	13	8	33	16
2. Empleo doméstico	1	0	22	9
3. Por cuenta propia (peón)	5	4	9	5
4. Por cuenta propia (peón de la construcción)	5	2	0	0
5. Vendedor ambulante	2	2	2	2
<i>Manual formal</i>	62	38	40	22
6. Empleado industria competitiva tradicional	45	26	36	19
7. Empleado industria oligopólica moderna	17	12	4	3
<i>No manual</i>	25	53	26	62
8. Cuenta propia	4	6	4	5
9. Funciones de oficina	3	8	8	21
10. Administración y supervisión	9	15	5	10
11. Ocupaciones técnicas y artísticas	3	9	6	17
12. Funciones directivas	0	1	0	1
13. Profesiones liberales	6	14	3	8
	100	100	100	100
<b>Total (cifras absolutas)</b>	<b>1 611 186</b>	<b>2 046 642</b>	<b>906 900</b>	<b>1 303 389</b>

Índice de disimilitud:

RMRJ<sup>a</sup> - Relación entre hombre migrante y hombre nativo = 0.11RMSP<sup>b</sup> - Relación entre hombre migrante y mujer nativa = 0.29RMRJ<sup>a</sup> - Relación entre mujer migrante y mujer nativa = 0.24RMSP<sup>b</sup> - Relación entre mujer migrante y mujer nativa = 0.36

**Fuente:** Elaborado por el autor, sobre la base de tabulaciones especiales de la Encuesta nacional de hogares 1988 (PNAD-88).

<sup>a</sup> Región metropolitana de Rio de Janeiro.    <sup>b</sup> Región metropolitana de São Paulo.

En las dos RM, los contrastes según la condición migratoria son acentuados y más pronunciados en algunas categorías específicas: ocupaciones domésticas, empleos del sector competitivo tradicional y ocupaciones no manuales auxiliares. En el caso de las ocupaciones domésticas, las desigualdades sólo existen entre las mujeres y se dan en una proporción cercana a dos migrantes por cada nativa, y la diferencia es un poco mayor en la RMSP. En los empleos del sector competitivo tradicional, la diferencia es significativa entre los hombres, dentro de los cuales los migrantes están mejor representados que los nativos, especialmente en la RMSP. En cuanto a las ocupaciones no manuales auxiliares, se observa que la desigualdad es mayor entre las mujeres,

especialmente en la RMSP, donde las nativas duplican con creces a las migrantes. Cabe señalar que este cuadro confirma los antecedentes que aporta la bibliografía ya mencionada, pues demuestra la tendencia de la PEA femenina migrante a concentrarse en los servicios domésticos, mientras que las nativas se hallan más representadas entre las profesoras (incluidas en las ocupaciones denominadas aquí "técnicas y artísticas") y las oficinistas. En suma, los hombres migrantes se concentran en las ocupaciones manuales formales. Por otra parte, más de la mitad de las mujeres migrantes de la RMRJ laboran en ocupaciones manuales de subsistencia, mientras que en la RMSP tienen una inserción más equilibrada. Se puede decir entonces que los datos dejan ver que el hombre migrante se inserta mejor en la RMRJ (donde presenta un mayor porcentaje en las ocupaciones no manuales) y la mujer en la RMSP (donde presenta un porcentaje mucho menor en las ocupaciones manuales de subsistencia). Tal situación contrasta enormemente con la de los nativos, toda vez que éstos, independientemente del género, se desempeñan en su mayoría en ocupaciones no manuales.

Como ya se mencionó, en la literatura sobre la incorporación de los migrantes en el mercado laboral urbano se conocen dos corrientes importantes. Una que hace hincapié en el origen rural de los migrantes, atribuyendo a esa procedencia la poca habilidad para ingresar a los sectores más modernos de la economía, especialmente la industria,<sup>15</sup> y otra corriente que atribuye importancia a la limitada capacidad que supuestamente tienen los sectores industriales latinoamericanos de generar empleos suficientes para absorber los flujos migratorios. Ambas corrientes postulan que la migración contribuye a expandir el sector terciario.

Aunque en los datos analizados las ocupaciones no propiamente industriales están incluidas en el sector secundario, cabe afirmar que los migrantes están más presentes en este sector, por lo menos en la RMSP. Por otra parte, aun si pudiera decirse que este grupo contribuye a "expandir" el sector terciario, ello ocurre de todos modos en el sector "terciario pobre", o sea, en las ocupaciones manuales de subsistencia.

---

<sup>15</sup> Algunos estudios muestran que el nivel educacional de los migrantes en Brasil es semejante al de los nativos y que las diferencias existentes son de corte regional (Costa, 1975; Morley, 1982). En el norte y el nordeste los migrantes son más educados que los nativos, mientras que en el sur, cuyo nivel educacional es el más alto del país, los migrantes están en desventaja.

Otro punto importante en cuanto a la incorporación del migrante en el mercado laboral urbano es que los datos analizados confirman estudios anteriores según los cuales los migrantes se encuentran en una situación laboral menos favorable. Si migran los más calificados, y esto es verdad tanto para las regiones de entrada como para las de salida, cabría esperar que los migrantes estuvieran siempre en mejor situación económica que los nativos. Sin embargo, no ocurre así en el caso de la RMRJ y de la RMSP, tal vez por el hecho de que en estas RM los mejores índices de educación e ingreso se encuentran entre la población nativa (Martine y Peliano, 1978), lo que hace que los migrantes superen a los nativos sólo en las regiones de salida (Da Matta y otros, 1973). Los datos tampoco desmienten a Martine y Peliano con respecto a la estratificación ocupacional. Estos autores demostraron que la estratificación beneficiaba a los hombres nativos sólo en la RMRJ y en la RMSP, mientras que las mujeres nativas estaban mejor que las migrantes en la mayoría de las RMs.

En el análisis de los datos se observó también que la absorción de los migrantes se da sobre todo en las ocupaciones manuales formales del sector competitivo tradicional, que es seguramente el sector que genera más empleos en ambas RM. Así, la inserción de los migrantes en estos mercados laborales no podría ser muy distinta. No obstante, no se puede olvidar que dentro de esta categoría están también los empleados manuales del sector terciario.

No cabe duda de que el empleo doméstico remunerado es para las mujeres migrantes una puerta de entrada importante al mercado laboral (en la RMRJ, 37% de las mujeres migrantes tienen esta ocupación, contra 22% en la RMSP). La importancia que poseen los servicios domésticos para las mujeres migrantes puede atribuirse a dos factores: la baja absorción por parte de las ocupaciones no manuales, y la dificultad que presentan las mujeres para insertarse en las ocupaciones manuales formales en comparación con los hombres.

En la RMRJ, las mujeres migrantes no encuentran mayores dificultades que las nativas para incorporarse en las ocupaciones manuales formales. Las dificultades de absorción aparecen para aquéllas en las ocupaciones no manuales —donde las nativas se insertan mejor—, lo que da lugar a un elevado porcentaje de mujeres migrantes en las ocupaciones manuales de subsistencia. En la RMSP, por el contrario, las migrantes ingresan a las ocupaciones manuales formales en mayor proporción que las nativas, lo que deja ver que,

pese a los obstáculos existentes en la estructura socioocupacional de ambas RM, las migrantes logran de todos modos una mejor inserción laboral en la RMSP.

En ambas RM los hombres migrantes tienen dificultades para insertarse en las ocupaciones no manuales, donde son menos numerosos que los nativos, y, en particular, la mujer migrante parece encontrar mayores dificultades para insertarse que el hombre. Más adelante se verá que esta situación empeora cuando entra en juego la variable color —en tal caso, la mujer negra migrante ocupa la peor posición en la estructura ocupacional.

### **C. Estructura socioocupacional de migrantes y nativos según color, género y tiempo de residencia**

#### **1. Color**

Al comparar los migrantes y los nativos de las RM de Rio de Janeiro y de São Paulo según el color (véase el cuadro 6) a partir de los índices de disimilitud, se observa que las diferencias según la condición migratoria son más acentuadas entre los blancos que entre los negros, en una gradiente que sitúa a los mulatos en una posición intermedia. En la RMSP, que registra los índices más altos para todos los grupos de color, el índice de los blancos llega a 0.30.

Un examen más detenido de la RMRJ revela que más de la mitad de los blancos nativos se encuentra en las ocupaciones no manuales y poco más de un cuarto en las manuales formales. Los migrantes blancos presentan porcentajes mucho menores en estas categorías, pues cerca de un cuarto de este grupo está en las ocupaciones manuales de subsistencia. El efecto de la condición migratoria en la distribución socioocupacional de los negros no es relevante, ya que el índice de disimilitud es de 0.06. Cabe observar, sin embargo, que este grupo presenta los menores porcentajes en las ocupaciones no manuales, y los migrantes (14%) se ubican por debajo de los nativos (20%). En cuanto a los mulatos, cuya disimilitud es más próxima a la de los blancos, las diferencias aparecen en las ocupaciones no manuales y en las manuales de subsistencia, pues los migrantes presentan porcentajes menores que los nativos en las primeras y mayores que éstos en las últimas.

Cuadro 6  
**BRASIL: ESTRUCTURA SOCIOOCUPACIONAL DE LA RMRJ<sup>a</sup>**  
**Y LA RMSP,<sup>b</sup> SEGÚN CONDICIÓN MIGRATORIA Y COLOR,**  
**POBLACIÓN DE 18 AÑOS Y MÁS**  
*(Porcentajes)*

Categoría ocupacional	RMRJ					
	Blancos		Negros		Mulatos	
	Mi-grantes	Nativos	Mi-grantes	Nativos	Mi-grantes	Nativos
1. Agrícola	0	1	0	0	0	1
<i>Manual de subsistencia</i>	26	15	38	34	35	22
2. Empleo doméstico	10	4	24	18	18	11
3. Por cuenta propia (peón)	9	7	7	9	9	6
4. Por cuenta propia (peón de la construcción)	3	1	5	4	4	2
5. Vendedor ambulante	4	3	2	3	4	3
<i>Manual formal</i>	34	27	48	46	45	44
6. Empleado industria competitiva tradicional	30	23	41	40	40	39
7. Empleado industria oligopólica moderna	4	4	7	6	5	5
<i>No manual</i>	40	57	14	20	20	33
8. Cuenta propia	4	4	3	0	2	3
9. Funciones de oficina	6	12	2	5	4	8
10. Administración y supervisión	9	12	3	4	6	9
11. Ocupaciones técnicas y artísticas	10	15	4	8	5	10
12. Funciones directivas	2	2	0	1	1	0
13. Profesionales liberales	9	12	2	2	2	3
	100	100	100	100	100	100
<b>Total</b>	<b>687 397</b>	<b>1 633 425</b>	<b>130 344</b>	<b>373 880</b>	<b>395 838</b>	<b>824 609</b>

Índice de disimilitud:

RMRJ

Relación entre blanco migrante y blanco nativo = 0.18

Relación entre negro migrante y negro nativo = 0.06

Relación entre mulato migrante y mulato nativo = 0.14



Cuadro 6 (conclusión)

Categoría ocupacional	RMSP					
	Blancos		Negros		Mulatos	
	Mi-grantes	Nativos	Mi-grantes	Nativos	Mi-grantes	Nativos
1. Agrícola	0	0	0	1	1	1
<i>Manual de subsistencia</i>	18	11	32	24	22	13
2. Empleo doméstico	7	3	16	15	10	5
3. Por cuenta propia (peón)	7	5	7	6	6	4
4. Por cuenta propia (peón de la construcción)	2	1	7	1	5	2
5. Vendedor ambulante	2	2	2	2	1	2
<i>Manual formal</i>	41	28	48	41	61	50
6. Empleado industria competitiva tradicional	39	21	34	29	50	36
7. Empleado industria oligopólica moderna	12	7	14	12	11	14
<i>No manual</i>	31	61	20	34	16	36
8. Cuenta propia	4	6	2	2	4	3
9. Funciones de oficina	6	13	4	12	3	11
10. Administración y supervisión	9	14	9	8	5	9
11. Ocupaciones técnicas y artísticas	5	13	2	9	3	11
12. Funciones directivas	0	1	0	1	0	0
13. Profesionales liberales	7	14	3	2	1	2
	100	100	100	100	100	100
<b>Total</b>	<b>1 608 53</b>	<b>2 758 736</b>	<b>148 066</b>	<b>172 423</b>	<b>761 767</b>	<b>418 872</b>

Índice de disimilitud:

RMSP

Relación entre blanco migrante y blanco nativo = 0.30

Relación entre negro migrante y negro nativo = 0.15

Relación entre mulato migrante y mulato nativo = 0.20

**Fuente:** Elaborado por el autor, sobre la base de tabulaciones especiales de la Encuesta nacional de hogares 1988 (PNAD-88).

<sup>a</sup> RMRJ = Región metropolitana de Rio de Janeiro. <sup>b</sup> RMSP = Región metropolitana de São Paulo.

En la RMSP, los blancos nativos presentan el mayor porcentaje de personas insertas en ocupaciones no manuales (61%) y el menor en ocupaciones manuales de subsistencia (11%), lo que denota una mejor inserción ocupacional. En cuanto a los migrantes, se concentran en las

ocupaciones manuales formales, con 51%, y alcanzan sólo 31% en las no manuales –la mitad del porcentaje de los nativos blancos. Entre los negros de la RMSP, el efecto de la condición migratoria en la distribución socioocupacional es significativo, aunque menor que en los otros dos grupos, y el índice de disimilitud es de 0.15, vale decir, más del doble del índice de la RMRJ. El patrón es el mismo: los migrantes presentan mayores porcentajes que los nativos en las ocupaciones manuales de subsistencia, mientras que en las no manuales ocurre lo inverso. Por último, están los mulatos, que en la RMSP presentan una disimilitud más próxima a la de los negros. En este grupo, los migrantes se concentran en las ocupaciones manuales formales (61%), mientras que los nativos se sitúan 20 puntos porcentuales por encima de los migrantes en las ocupaciones no manuales y constituyen sólo 13% en las manuales de subsistencia.

En la RMRJ, los contrastes más acentuados entre migrantes y nativos se registran en los empleos domésticos y en las ocupaciones no manuales “auxiliares”. En los primeros, los contrastes son mayores entre los blancos, donde los migrantes duplican con creces a los nativos. En las últimas, en cambio, los nativos casi duplican a los migrantes en todos los grupos de color (un poco menos en el caso de los blancos).

En la RMSP, los contrastes según condición migratoria son acentuados en diversas categorías socioocupacionales, los migrantes están claramente en una situación de desventaja. Cabe formular las observaciones siguientes: i) en los empleos domésticos sólo existe una diferencia manifiesta entre blancos y mulatos –los migrantes son casi el doble; ii) entre los peones de la construcción el contraste es más significativo entre los negros; iii) en los empleos del sector competitivo tradicional y oligopolizado moderno los contrastes son más acentuados entre los blancos, y el porcentaje de migrantes es casi el doble del de los nativos, y iv) en las ocupaciones no manuales –vértice de la pirámide ocupacional– hay contrastes en todos los grupos raciales: los nativos casi duplican a los migrantes (salvo entre los negros, cuya proporción es un poco menor).

En suma, en la RMSP hay una mayor concentración de migrantes en las ocupaciones manuales formales en todos los grupos de color, mientras que en la RMRJ tal inserción corresponde más a negros y mulatos, al tiempo que los blancos están más representados en las ocupaciones no manuales. Los mayores contrastes según condición migratoria y color ocurren en la RMSP, sobre todo los blancos, donde los migrantes se encuentran en una nítida situación de desventaja.

Conforme a lo ya comentado, la literatura sobre la incorporación de los migrantes al mercado laboral urbano no ha prestado mucha atención a la variable color. Para tratar de llenar esa laguna se analizaron datos que tomaban en cuenta simultáneamente ambas variables. Tales datos demostraron que los migrantes de todos los grupos de color, especialmente los mulatos, se concentraban en las ocupaciones manuales formales, salvo en el caso de los blancos de la RMRJ, que presentaban una concentración un poco mayor en las ocupaciones no manuales. A su vez, los nativos siempre registraron mayores porcentajes que los migrantes en las ocupaciones no manuales, lo que sugiere un mejor nivel socioeconómico. Cabe recordar, sin embargo, que las desigualdades raciales persisten, y que por tanto los negros y los mulatos nativos sólo presentan estructuras socioocupacionales más cercanas a la de los blancos migrantes en la RMSP.

Se observó también que la disimilitud según la condición migratoria era mayor entre los blancos. El hecho de que los negros y los mulatos estén más concentrados en la base de la pirámide ocupacional hace que presenten un grado de desigualdad social menor. Por el contrario, el grado de desigualdad que existe entre el migrante blanco y el nativo blanco en ambas RM, sobre todo en São Paulo, es mucho mayor que la que existe entre migrantes y nativos de otros grupos de color.

Otra constatación interesante es que la condición migratoria parece tener un efecto más determinante entre los blancos, en el sentido de aumentar su probabilidad de inserción en las ocupaciones manuales de subsistencia. Sin embargo, cabe recordar que incluso así, los negros y mulatos, especialmente los migrantes, se encontraban más representados proporcionalmente en esas ocupaciones.

## 2. Color y género

Al incluir el género en el análisis, lo primero que salta a la vista es que la condición migratoria tiene más peso entre las mujeres en todos los grupos de color, en el sentido de empeorar su inserción socioocupacional. Además, las blancas son las que más sufren los efectos de la condición migratoria, y presentan en consecuencia los mayores índices de disimilitud, especialmente en la RMSP, donde dicho indicador llega a 0.36.

i) Mujeres. Considerando sólo a las mujeres de la RMRJ, y comparando la situación de las nativas y de las migrantes según el color a

partir de los índices de disimilitud (véase el cuadro 7) , se concluye que las diferencias según la condición migratoria son más acentuadas entre las blancas —que presentan un índice del orden de 0.27— y menores entre las negras.

El análisis por grupos de color indica que casi dos tercios de las blancas nativas se ocupan en las labores no manuales, mientras que casi la mitad de las migrantes blancas están en las ocupaciones manuales de subsistencia, lo que demuestra claramente la desventaja de la condición migratoria. El efecto de esta variable en la distribución socioocupacional de las negras es significativo, aunque este grupo sea el que registra el menor índice de disimilitud. Cabe observar que, incluso en relación con las negras, las migrantes presentan el mayor porcentaje de personas insertas en las ocupaciones manuales de subsistencia (70%) y el menor en las no manuales (10%). En cuanto a las mulatas, las diferencias surgen en las ocupaciones no manuales y manuales de subsistencia, pues las migrantes tienen cerca de 20 puntos porcentuales menos que las nativas en las primeras, y lo contrario sucede en las últimas.

Cuando se examina la estructura socioocupacional de las mujeres de la RMSP (véase el cuadro 8), se advierte que se tiene el mismo patrón, es decir, las diferencias según la condición migratoria son más acentuadas entre las blancas, aunque los índices de disimilitud son un poco mayores. El índice de las blancas, que como ya se vio es el más alto, llega a 0.36.

El análisis por grupo racial demuestra que más de dos tercios de las blancas nativas se desempeñan en las ocupaciones no manuales, mientras que menos de un tercio de las migrantes blancas tienen esa inserción, y este último grupo registra una ligera concentración en las ocupaciones manuales formales. La distribución socioocupacional de las negras muestra disimilitudes significativas, pues las migrantes están concentradas en las ocupaciones manuales de subsistencia (60%), mientras que las nativas se distribuyen de manera más o menos equilibrada en las tres categorías. Con respecto a las negras, cabe observar que, tal como en la RMRJ, las migrantes presentan el mayor porcentaje de inserción en las ocupaciones manuales de subsistencia (60%) y el menor en las no manuales (14%). Al ser estos porcentajes un poco menores en las primeras y un poco mayores en las últimas con respecto a las cifras de la RMRJ, los datos parecen indicar una mejor inserción socioocupacional. Entre las mulatas, hay un fuerte contraste en las ocupaciones no manuales, dado que las migrantes están casi 30 puntos porcentuales por debajo de las nativas.

Cuadro 7  
**BRASIL: ESTRUCTURA SOCIOOCUPACIONAL DE LA RMRJ,<sup>a</sup> SEGÚN CONDICIÓN MIGRATORIA,  
 COLOR Y GÉNERO, POBLACIÓN DE 18 AÑOS Y MÁS**  
 (Porcentajes)

Categoría ocupacional	Blancos				Negros				Mulatos			
	Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres	
	Mi-grantes	Nativos	Mi-grantes	Nativas	Mi-grantes	Nativos	Mi-grantes	Nativas	Mi-grantes	Nativas	Mi-grantes	Nativas
1. Agrícola	1	1	1	1	0	0	0	1	1	1	1	0
Manual de subsistencia	14	10	47	20	15	19	70	52	18	13	58	38
2. Empleo doméstico	0	0	30	9	2	1	54	38	1	1	42	29
3. Cuenta propia (peón)	7	6	13	8	3	9	12	9	8	5	10	7
4. Cuenta propia (peón de la construcción)	4	2	0	0	9	7	0	0	7	3	0	0
5. Vendedor ambulante	3	2	4	3	1	2	4	5	2	4	6	2
Manual formal	44	35	14	17	68	60	20	27	58	53	27	26
6. Empleado de la industria competitiva tradicional	38	29	14	16	56	51	20	27	50	45	26	25
7. Empleado de la industria oligopolizada moderna	6	6	0	1	12	9	0	0	8	8	1	1
No manual	41	54	38	62	17	21	10	20	23	33	14	36
8. Cuenta propia	4	4	6	5	5	1	2	0	2	2	2	3
9. Funciones de oficina	4	7	9	19	1	4	2	5	3	6	5	13
10. Administración y supervisión	9	14	8	10	5	5	0	4	8	10	2	6
11. Ocupaciones técnicas y artísticas	10	12	10	20	3	7	6	10	5	10	5	11
12. Funciones directivas	3	2	1	1	0	1	0	0	1	1	0	0
13. Profesionales liberales	11	15	4	7	3	3	0	1	4	4	0	3
<b>Total (cifras absolutas)</b>	<b>441 113</b>	<b>1 005 030</b>	<b>246 284</b>	<b>628 395</b>	<b>74 091</b>	<b>206 492</b>	<b>56 253</b>	<b>167 388</b>	<b>231 878</b>	<b>520 010</b>	<b>163 960</b>	<b>304 599</b>
Índice de disimilitud:												
<b>Mujeres</b>					<b>Hombres</b>							
Relación entre blancas migrantes y blancas nativas = 0.27					Relación entre blancos migrantes y blancos nativos = 0.13							
Relación entre negras migrantes y negras nativas = 0.18					Relación entre negros migrantes y negros nativos = 0.08							
Relación entre mulatas migrantes y mulatas nativas = 0.22					Relación entre mulatos migrantes y mulatos nativos = 0.10							

**Fuente:** Elaborado por el autor, sobre la base de tabulaciones especiales de la Encuesta nacional de hogares 1988 (PNAD-88).

<sup>a</sup> RMRJ = Región metropolitana de Rio de Janeiro.

Cuadro 8  
**ESTRUCTURA SOCIOOCUPACIONAL DE LA RMSP<sup>a</sup> SEGÚN CONDICIÓN MIGRATORIA,  
 COLOR Y GÉNERO, POBLACIÓN DE 18 AÑOS Y MÁS**  
 (Porcentajes)

Categoría ocupacional	Blancos				Negros				Mulatos			
	Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres	
	Mi-grantes	Nativos	Mi-grantes	Nativas	Mi-grantes	Nativos	Mi-grantes	Nativas	Mi-grantes	Nativos	Mi-grantes	Nativas
1. Agrícola	1	1	1	0	1	1	0	0	0	1	0	1
<i>Manual de subsistencia</i>	12	9	29	13	16	7	60	38	13	7	38	20
2. Empleo doméstico	1	0	18	6	1	0	43	29	0	0	26	12
3. Cuenta propia (peón)	5	5	9	5	3	5	15	6	4	2	10	6
4. Cuenta propia (peón de la construcción)	4	2	2	2	10	1	2	3	8	4	2	2
5. Vendedor ambulante	2	2	0	0	2	1	0	0	1	1	0	0
<i>Manual formal</i>	58	34	38	19	60	56	26	28	69	61	45	34
6. Empleado de la industria competitiva tradicional	41	23	34	17	42	38	20	22	53	41	42	29
7. Empleado de la industria oligopolizada moderna	17	11	4	2	18	18	6	6	16	20	3	5
<i>No manual</i>	29	56	32	68	23	36	14	34	18	31	17	45
8. Cuenta propia	4	7	4	6	3	2	2	1	4	3	3	3
9. Funciones de oficina	3	7	10	23	3	13	6	11	2	8	4	17
10. Administración y supervisión	10	16	6	11	11	10	4	8	7	11	4	5
11. Ocupaciones técnicas y artísticas	4	9	8	18	3	6	0	12	3	8	5	17
12. Dirigentes	0	1	0	1	0	1	0	1	0	0	0	0
13. Profesionales liberales	8	16	4	9	3	4	2	1	2	1	1	3
<b>Total (cifras absolutas)</b>	<b>1 027 679</b>	<b>1 711 548</b>	<b>580 574</b>	<b>1 047 188</b>	<b>95 465</b>	<b>81 826</b>	<b>52 601</b>	<b>90 597</b>	<b>488 042</b>	<b>253 268</b>	<b>273 725</b>	<b>165 604</b>

Índice de disimilitud:

**Mujeres**

Relación entre blancas migrantes y blancas nativas = 0.36

Relación entre negras migrantes y negras nativas = 0.22

Relación entre mulatas migrantes y mulatas nativas = 0.29

**Hombres**

Relación entre blancos migrantes y blancos nativos = 0.27

Relación entre negros migrantes y negros nativos = 0.13

Relación entre mulatos migrantes y mulatos nativos = 0.14

**Fuente:** Elaborado por el autor, sobre la base de tabulaciones especiales de la Encuesta nacional de hogares 1988 (PNAD-88).

Al comparar las dos RM por grupo ocupacional se advierte que los contrastes más acentuados ocurren en los empleos domésticos y en las ocupaciones no manuales. En los primeros, las desigualdades son mayores entre las blancas, puesto que las migrantes casi triplican a las nativas. Obsérvese que en la RMSP el porcentaje de negras migrantes en las ocupaciones domésticas es similar al de las mulatas de la RMRJ, lo que denota una vez más la importancia que tiene el grado de desarrollo económico e industrial de la región en lo referente a disminuir la probabilidad de insertarse en esas ocupaciones. En las ocupaciones no manuales, la relación es, grosso modo, de dos nativas por cada migrante en todos los grupos raciales de la RMRJ (un poco menos entre las blancas) y entre las blancas de la RMSP. En las ocupaciones no manuales de condición más elevada de la RMRJ, las negras presentan un porcentaje nulo entre las migrantes, confirmando otra vez el peso que la condición migratoria parece tener en determinar ocupaciones incluso más bajas dentro de la jerarquía laboral. Cabe observar otra vez que la condición migratoria establece una mayor diferencia en el caso de las blancas, pues entre ellas es mayor que en otros grupos de color la probabilidad de que las nativas logren una mejor situación sociolaboral que sus pares migrantes.

Merece destacarse, en el caso de la RMRJ, donde las diferencias son más contundentes, la triple discriminación que sufren las negras migrantes. Mientras el 22% de la población ocupada de la RMRJ se desempeña en ocupaciones manuales de subsistencia, este porcentaje es de 38% en el caso de las mujeres, de 57% en el de las mujeres negras y de 70% en el de las mujeres negras migrantes. También se aprecia la importancia de las ocupaciones domésticas para las migrantes, especialmente para las negras: nada menos que 54% de las mujeres negras migrantes tienen esta ocupación. Se confirma así lo descrito en la literatura, según lo cual los empleos domésticos son una fuente de trabajo decisiva para las mujeres migrantes. Al mismo tiempo, hay un efecto acumulativo que hace que las mujeres negras migrantes constituyan el grupo peor situado en la estructura ocupacional. Puede decirse que para estar inserto en las ocupaciones domésticas el determinante principal es el género, seguido del color y de la condición migratoria.

En suma, las diferencias según la condición migratoria y el color son más acentuadas entre las mujeres que entre los hombres, hecho que se abordará posteriormente. Las nativas se encuentran mejor insertas en las ocupaciones no manuales, y las blancas mucho mejor que las no blancas. Las ocupaciones domésticas y no manuales son las que expre-

san en forma más clara los contrastes por condición migratoria y color. Además, el efecto acumulativo de las diferencias termina por reservar a las mujeres negras migrantes las peores posiciones en la estructura socioocupacional.

ii) Hombres. Un examen especial de los hombres de la RMRJ, encaminado a comparar la situación de nativos y migrantes según el color (véase nuevamente el cuadro 7), revela que las diferencias derivadas de la condición migratoria, de la misma manera que entre las mujeres, son más acentuadas en el grupo blanco, que presenta el índice de disimilitud más elevado. Cabe recordar, no obstante, que los índices de los hombres son muy inferiores a los de las mujeres.

En la RMRJ, las diferencias según la condición migratoria son menos acentuadas, y más de la mitad de los nativos blancos están insertos en las ocupaciones no manuales, y una proporción levemente inferior en el caso de los migrantes. Esto sugiere que la condición de migrante resulta menos desventajosa en el caso de los hombres blancos de esta RM. El efecto de esta variable en la distribución socioocupacional de los negros y mulatos es poco significativo, y estos grupos presentan los menores índices de disimilitud (0.08 y 0.10 respectivamente).

Al examinar la estructura socioocupacional de los hombres de la RMSP (véase el cuadro 8), se advierte que las disimilitudes según la condición migratoria son mucho más acentuadas entre los blancos, dentro de los cuales el índice llega a 0.27, mientras que los negros y los mulatos tienen un índice de 0.13 y 0.14, respectivamente.

Cabe concluir así que la condición migratoria tiene un efecto menor entre los hombres que entre las mujeres en lo concerniente a la distribución en la estructura socioocupacional. Los contrastes más acentuados, cuando se analiza según el grupo ocupacional, se dan en el sector competitivo tradicional, en las ocupaciones no manuales y en las de jornalero (peón). En el caso de la RMRJ, en las ocupaciones del sector competitivo tradicional, los contrastes son más significativos entre los blancos, dentro de los cuales los migrantes tienen una representación porcentual superior a los nativos. En la RMSP, el contraste también es más significativo entre los blancos, cuyos migrantes casi duplican a los nativos. En la ocupación de peón de la construcción, los contrastes son más significativos para negros y mulatos.

Los peones de la construcción merecen comentario aparte, toda vez que este tipo de ocupación, a semejanza del empleo doméstico para las mujeres, es considerado como puerta de entrada de los migrantes al



mercado laboral urbano. No obstante, cabe señalar que esta ocupación no tiene para los hombres el mismo peso e importancia que el empleo doméstico para las mujeres.

Obsérvese que los migrantes blancos constituyen 4% de los peones de la construcción en ambas RM, es decir, tienen una representación menor que los no blancos (negros = 9% en la RMRJ y 10% en la RMSP; mulatos = 7% en la RMRJ y 8% en la RMSP). Esto sugiere que el efecto de las desigualdades raciales se acentúa cuando se agrega la condición de migrante.

En suma, dentro del grupo de los hombres migrantes, casi dos tercios de los negros y mulatos se desempeñan en ocupaciones manuales formales. Por su parte, los blancos migrantes ofrecen un cuadro distinto en las dos regiones: en la RMRJ están distribuidos de manera relativamente homogénea, mientras que en la RMSP se concentran en las ocupaciones manuales formales. En comparación con los nativos, puede decirse que el porcentaje de no blancos y de blancos en las ocupaciones manuales formales disminuye un poco, aunque tal porcentaje es más significativo en el grupo de los blancos. Cabe señalar que la condición migratoria establece más diferencias en el caso de los blancos (hombres y mujeres), pues entre ellos es mayor la probabilidad de que los nativos se inserten mejor ocupacionalmente que sus pares migrantes.

Los datos analizados no dejan dudas acerca de la importancia del empleo doméstico para la población femenina migrante, ocupación que adquiere mayor peso en el caso de las no blancas, especialmente de las negras. En la RMRJ, caso extremo, el 54% de las mujeres negras migrantes son empleadas domésticas.

El peso de los servicios domésticos en la distribución socioocupacional de las mujeres negras migrantes puede atribuirse a tres factores por lo menos, dos de los cuales ya se comentaron. El primero, las mayores dificultades de las mujeres para insertarse en las ocupaciones manuales formales en comparación con los hombres; el segundo, la baja absorción de mujeres migrantes en ocupaciones manuales formales en comparación con las nativas, y, por último, las dificultades que enfrentan las mujeres negras para insertarse en las ocupaciones no manuales en comparación con las blancas y las mulatas.

En la RMRJ, las mujeres migrantes tienen mayores obstáculos que las nativas para incorporarse en las ocupaciones no manuales, lo que genera una presencia mucho más alta de ese grupo en las ocupaciones manuales de subsistencia. Cabe observar, sin embargo, que las blancas, independientemente de la condición migratoria, se encuentran mejor insertas que las no blancas.

Los hombres migrantes de la RMRJ tienen más escollos que los nativos para insertarse en las ocupaciones no manuales, especialmente los blancos, aunque éstos tienen de todos modos más facilidades que los nativos no blancos. Por consiguiente, los migrantes, especialmente los no blancos, son mucho más numerosos en las ocupaciones manuales formales.

### **3. Duración de la residencia de los migrantes**

Para estudiar este aspecto se optó por utilizar sólo las cuatro categorías socioocupacionales principales, y agrupar a negros y mulatos en un solo conjunto —los no blancos, decisión que tiene por objetivo fundamental disminuir las posibilidades de distorsión de los resultados, por efecto de los límites de la submuestra. Se debe recordar que la PNAD es una muestra de la que se extrajo una submuestra —migrantes de la RMRJ y la RMSP—, con el fin de desagregarla según género, color, categoría socioocupacional y tiempo de residencia. En este proceso existen muchas posibilidades de distorsionar los resultados, toda vez que la descomposición de las variables disminuye el número de casos en cada categoría, situación que se procuró evitar mediante el uso de categorías más agregadas. Esto último, según se estima, no impedirá observar, aunque sea en forma poco refinada, las desigualdades según color, género y duración de la residencia de los migrantes. En cuanto a esta última variable, se optó por agrupar a los migrantes de tal manera que fuera posible examinar las diferencias entre los migrantes recientes y los antiguos en dos intervalos de tiempo —de 0 a 9 años de residencia, y de 10 años y más. Estos dos intervalos, bastante extensos, se seleccionaron teniendo también en cuenta el problema ya comentado, en procura de comprobar si hay mejoría de la estructura socioocupacional a medida que aumenta el tiempo de residencia, y si tal mejoría ocurre en ambos sexos y grupos de color.

El análisis comenzará por las ocupaciones manuales de subsistencia, el estrato más bajo de la jerarquía ocupacional. Ya se observó que éstas tenían un peso mucho mayor en la RMRJ, sobre todo entre las mujeres negras migrantes, pero cabe afirmar además que, según los datos relativos al tiempo de residencia (véase el cuadro 9), la situación es sin duda peor para las migrantes recientes, toda vez que presentan los mayores porcentajes en esta categoría. Sin embargo, el tiempo de residencia ejerce un efecto levemente positivo en la inserción ocupacional de las

Cuadro 9  
**BRASIL: ESTRUCTURA OCUPACIONAL DE LOS MIGRANTES**  
**SEGÚN COLOR, GÉNERO Y TIEMPO DE RESIDENCIA,**  
**POBLACIÓN DE 18 AÑOS Y MÁS**  
*(Porcentajes)*

Categoría ocupacional	Mujeres blancas Tiempo de residencia (años)		Mujeres no blancas Tiempo de residencia (años)		Hombres blancos Tiempo de residencia (años)		Hombres no blancos Tiempo de residencia (años)	
	0-9	10 y más	0-9	10 y más	0-9	10 y más	0-9	10 y más
<b>RMRJ<sup>a</sup></b>								
Agrícola	0	1	0	1	0	0	0	1
Manual de subsistencia	58	44	68	60	12	15	9	18
Manual formal	19	13	24	25	49	44	71	60
No manual	23	42	8	14	39	41	20	21
<b>Total (cifras absolutas)</b>	<b>44 592</b>	<b>201 692</b>	<b>34 300</b>	<b>185 913</b>	<b>65 171</b>	<b>375 942</b>	<b>37 734</b>	<b>268 235</b>
<b>RMSP<sup>b</sup></b>								
Agrícola	0	0	0	0	0	0	0	0
Manual de subsistencia	28	29	47	40	7	14	8	16
Manual formal	46	36	46	40	71	54	78	64
No manual	26	35	7	20	22	32	14	20
<b>Total (cifras absolutas)</b>	<b>161 704</b>	<b>418 870</b>	<b>86 694</b>	<b>239 632</b>	<b>260 093</b>	<b>767 586</b>	<b>164 622</b>	<b>418 885</b>

<sup>a</sup> RMRJ = Región metropolitana de Rio de Janeiro.

<sup>b</sup> RMSP = Región metropolitana de São Paulo.

mujeres no blancas migrantes. Obsérvese que en la RMRJ el porcentaje de este grupo baja de 68% a 60%, mientras que en la RMSP lo hace de 47% a 40%.

Con respecto a las mujeres blancas puede concluirse que el tiempo de residencia ejerce un efecto sensiblemente positivo en la RMRJ, pues se advierte que el porcentaje del grupo inserto en las ocupaciones manuales de subsistencia disminuye de 58% a 44%. En la RMSP no se observan mejorías en lo referente a ocupaciones manuales de subsistencia, pero sí en lo tocante a las no manuales, de las cuales se hablará más adelante. En todo caso, cabe destacar que en general la inserción socioocupacional de las mujeres blancas mejora con el tiempo de residencia.

En comparación con las mujeres, los hombres tienen, como ya se dijo, una representación mucho menor en las ocupaciones manuales de subsistencia. No obstante, a medida que aumenta el tiempo de residencia, los porcentajes correspondientes a blancos y no blancos tienden a aumentar y a tornarse más próximos entre sí en ambas RM. Conviene señalar, sin embargo, que el aumento porcentual en estas ocupaciones no significa necesariamente un empeoramiento de la situación económica, especialmente en el caso de los hombres.<sup>16</sup> Cabe recordar que dentro de la categoría manual de subsistencia, base de la pirámide socioocupacional, las ocupaciones manuales por cuenta propia no constituyen un grupo homogéneo. Según Hasenbalg, en 1988 este grupo exhibía en Brasil, entre otras, las siguientes características: una participación proporcional semejante entre blancos y no blancos;<sup>17</sup> un nivel de escolaridad (4.6 años de estudio) más alto que el de los operarios de la industria tradicional, e ingresos medios superiores, no sólo a

---

<sup>16</sup> En cambio, en el caso de las mujeres, dado que la categoría manual de subsistencia es casi sinónimo de empleo doméstico, un aumento porcentual en esta categoría tiene más probabilidades de significar un empeoramiento que una mejora de la situación socioeconómica.

<sup>17</sup> Tratándose de trabajadores por cuenta propia que no venden su fuerza de trabajo, las notorias diferencias según color y género no pueden explicarse por la discriminación ocupacional y salarial basada en esos criterios. La discriminación racial sólo puede actuar indirectamente en este caso, cerrando a los no blancos y a las mujeres el acceso a los mejores empleos del sector formal. Las desigualdades de ingreso existentes entre los distintos grupos de color y género en este estrato están vinculadas probablemente a la diferente dotación de recursos de estos trabajadores por cuenta propia, por ejemplo, al grado de educación formal y a las habilidades aprendidas previamente en el mercado laboral; el nivel de ahorro y capitalización, y a las facilidades que ofrece el sector informal para acceder a los mercados de bienes y servicios (Hasenbalg, 1993, p.23).

los de esta última categoría, sino también a los de los trabajadores de los servicios (Hasenbalg, 1993). Todo ello habla de la heterogeneidad de la categoría, cuyas ocupaciones no están todas necesariamente asociadas a la pobreza y a los trabajos de baja calificación.<sup>18</sup>

Además, la ocupación de peón, salvo la correspondiente a la construcción, ofrece una gama mayor de posibilidades en términos de trabajo y remuneración. Así, es posible que parte de los hombres que abandonan la categoría manual formal ingresen a ocupaciones manuales de subsistencia de mejor rendimiento en términos de ingreso (por ejemplo, como peones en otras ramas de actividad). En cuanto a las ocupaciones manuales de subsistencia, conviene destacar, además, que la situación de los hombres blancos de la RMRJ se mantiene prácticamente invariable, cualquiera que sea el tiempo de residencia.

Un examen más detenido de las ocupaciones no manuales revela que en ellas los blancos –mujeres y hombres– y los nativos prevalecen ampliamente sobre los grupos restantes. Estas ocupaciones representan el vértice de la pirámide ocupacional, lo que significa que cuanto mayor es el porcentaje en la categoría, mejor es la situación socioeconómica de que disfruta el grupo. Sin embargo, no se puede olvidar que dentro de estos grupos hay también una jerarquía, que los datos sobre la duración de la residencia no permiten advertir, dado su nivel de agregación.

Cabe observar además que el tiempo de residencia ejerce un efecto más positivo en la inserción ocupacional femenina, visto el aumento significativo del porcentaje de mujeres en las ocupaciones no manuales a medida que aumenta el tiempo de residencia. Este incremento es más acentuado en la RMRJ, donde las blancas y no blancas por igual casi duplican su participación en la categoría conforme aumenta el tiempo de residencia, y es también considerable entre las no blancas de la RMSP, que casi la triplican.

En cuanto a la situación de los hombres en las ocupaciones no manuales, se observa que la mejoría se da entre ellos en menor proporción que entre las mujeres, y que ello ocurre sólo en la RMSP,

---

<sup>18</sup> Considerando las variables de color y género, puede advertirse que en 1988 los hombres blancos presentaban un ingreso medio casi 4.6 veces mayor que el de las mujeres blancas situadas en esta categoría. Así, a juzgar por el ingreso, los hombres blancos de esta categoría gozaban de una situación de mercado relativamente buena dentro del sector de empleos manuales urbanos, y eran solamente sobrepasados por los operarios de la industria moderna (Hasenbalg, 1993, p. 23).

manteniéndose prácticamente estable su situación en la RMRJ. Cabe recordar, no obstante, que en esta última los migrantes recientes y los migrantes antiguos presentan un mayor porcentaje en las ocupaciones no manuales que en la RMSP, lo que habla a las claras de la mejor inserción socioocupacional de los migrantes en la RMRJ.

En suma, el tiempo de residencia tiene un efecto positivo en la inserción ocupacional de los migrantes. La mejoría es más significativa entre las mujeres blancas de la RMRJ –aumentan 19 puntos porcentuales en las ocupaciones no manuales– y entre las no blancas de la RMSP –13 puntos porcentuales más.

## CONCLUSIONES

El análisis comparativo de las estructuras socioocupacionales de la RMRJ y la RMSP según condición migratoria, color y género deja en claro el mayor peso de los migrantes en la composición de la población ocupada de la RMSP, región que presentó también las mayores diferencias entre migrantes y nativos por sexo y por color. En cuanto a las diferencias en la estructura ocupacional, se constató la inserción privilegiada de los nativos. Los migrantes, independientemente del género, presentaban dificultades de inserción en las actividades no manuales. Se observó además una mayor concentración de migrantes en las ocupaciones manuales formales y en el sector “terciario pobre”, lo que confirmó la tesis de la peor situación económica de los migrantes en las RM de Rio de Janeiro y São Paulo. Sin embargo, la desigualdad ocupacional según la condición migratoria es mayor en la RMSP. Se planteó la hipótesis de que esto obedecía en parte al hecho de que la migración hacia São Paulo era más reciente que la orientada hacia la RMRJ –recuérdese que las diferencias entre nativos y migrantes tienden a disminuir a medida que aumenta el tiempo de residencia.

Con respecto a las desigualdades atribuibles a la condición migratoria, color y género, se observó en primer lugar que los nativos presentaban una mayor concentración en las ocupaciones no manuales, independientemente del género y de la RM. Esto refuerza una vez más la tesis de la mejor inserción socioeconómica de los nativos en ambas RM. En cuanto a los migrantes, se constató que en la RMSP registraban una mayor concentración en las ocupaciones manuales formales, independientemente del color. En la RMRJ, los blancos presentaban mayores

porcentajes en las ocupaciones no manuales. Las mayores diferencias según la condición migratoria se observaron en la RMSP, donde los migrantes estaban en una situación claramente desventajosa. Cabe destacar las diferencias por género: los hombres tenían una mejor inserción en la RMRJ y las mujeres en la RMSP. Se constató además que la condición de migrante establece más diferencias en el caso de los hombres y mujeres blancos, pues entre ellos es mayor que en otros grupos de color la probabilidad de que los nativos logren una situación sociolaboral superior a la de sus pares migrantes.

Otra constatación importante fue que las desigualdades de inserción socioocupacional aumentan conforme se acumulan las tres variables analizadas (condición migratoria, color y género). Dentro de cada variable hay una jerarquía, de tal forma que, desde el punto de vista de la condición migratoria, los nativos están en mejor situación ocupacional que los migrantes; desde el punto de vista del color, los blancos están mejor insertos que los no blancos; en cuanto al género, las mujeres están peor insertas que los hombres. La conclusión lógica es que las mujeres negras migrantes sólo pueden acceder a las peores posiciones en la estructura socioocupacional.

Se examinó por último el tiempo de residencia. Se confirmó lo descrito en la literatura, en el sentido de que este factor tiene un efecto positivo en la situación socioeconómica de los migrantes. Esto se comprobó a partir de la mejoría de la inserción socioocupacional de los migrantes conforme aumenta el tiempo de residencia. Esta mejoría se observó en el aumento porcentual de los migrantes en las ocupaciones no manuales. Al analizar este aspecto según color y género, pudo advertirse que los grupos que presentaron los mayores aumentos porcentuales en las ocupaciones no manuales y que, por tanto, tuvieron una mejoría más notoria, fueron las mujeres blancas de la RMRJ y las no blancas de la RMSP.

Resulta claro que la equidad es un problema pendiente en la sociedad brasileña. La segregación existente en el mercado laboral de las regiones metropolitanas de São Paulo y Rio de Janeiro deja en claro hasta qué punto puede llegar la desigualdad en lo concerniente a las variables estudiadas. Se puede afirmar además que la desigualdad no debe ser muy diferente en las demás regiones del país. El cuadro esbozado demuestra la necesidad de alcanzar una situación de mayor igualdad y justicia social.

## ANEXO 1

### Composición de las categorías socioocupacionales

Principales ocupaciones de las categorías socioocupacionales utilizadas en este trabajo.

**1) ocupaciones agrícolas:** Propietarios y administradores, arrendatarios/medieros, trabajadores familiares sin remuneración, labriegos, operadores de implementos agrícolas, trabajadores temporales.

**2) empleados domésticos:** Empleadas domésticas, lavanderas/planchadoras, jardineros (excepto en el campo).

**3) trabajadores manuales por cuenta propia:** Albañiles, sastres/costureras, braceros, choferes, manicuros/pedicuros, pintores/estucadores, sirvientes, mecánicos de vehículos, almaceneros, bordadoras/zurcidoras, peluqueros, dulceros/confiteros, mecánicos en general, pintores a pistola, herreros/cerrajeros, enladrilladores, reparadores de radio y televisión, barberos, reparadores de equipos.

**4) trabajadores manuales por cuenta propia de la construcción civil:** Todas las ocupaciones enumeradas en la categoría anterior que se encuentran en el sector de la construcción.

**5) vendedor ambulante:** Feriantes, dulceros, vendedores de diarios y revistas, verduleros, triperos, otras ocupaciones ambulantes.

**6) empleados de la industria competitiva tradicional:** Vendedores, conductores de vehículos motorizados, ayudantes, ayudantes de albañil, cocineros, braceros, vigilantes, albañiles, asistentes de bar, sastres/costureras, porteros, estafetas, mecánicos de vehículos, guardas-vigilantes particulares, cajeros, carpinteros, mozos, cobradores de buses, embaladores de mercancías, fontaneros, pintores y estucadores, mecánicos en general, pintores a pistola.

**7) empleados de la industria oligolipolizada moderna:** Soldadores, reparadores de equipos, electricistas/instaladores, mecánicos en general, ajustadores/ensambladores, herreros/cerrajeros, remachadores, torneros mecánicos, ocupaciones en industrias de artículos de caucho, mecánicos de vehículos, caldereros, impresores, instaladores y reparadores de líneas eléctricas, pulidores/esmeriladores, ocupaciones de la industria de extracción de gas de petróleo, torneros metalúrgicos, reparadores de radio y televisión, tipógrafos, frisadores/perforistas, ensambladores de equipos electrónicos, laminadores, modeladores, bomberos (excepto del cuerpo de bomberos).



**8) ocupaciones no manuales por cuenta propia:** Comerciantes, artesanos, propietarios, asistente de bar, representante comercial, contadores, fotógrafos, vendedores, corredores de propiedades, escultores/pintores, músicos/compositores, enfermeros no diplomados, vendedores de diarios y revistas, psicólogos, productores/directores de espectáculos, masajistas, decoradores/ escenógrafos, cajeros.

**9) funciones de oficina:** Auxiliares, secretarias, recepcionistas, operadores de máquinas automáticas, dactilógrafos, telefonistas, archiveros.

**10) funciones de administración y supervisión:** Asistentes de administración, encargados de administración, vendedores en plaza/ viajeros, auxiliares administrativos, cajeros, auxiliares de contabilidad, inspectores, expedidores, técnicos en energía eléctrica, técnicos en contabilidad, inspectores de calidad, peritos en construcción civil, inspectores de transportes, inspectores de impuestos, técnicos en administración, corredores de inmuebles, otros agentes de corretaje, encargados del telégrafo.

**11) ocupaciones técnicas y artísticas:** Clases de las Fuerzas Armadas, profesores de primero a cuarto grado, enfermeros no diplomados, profesores de enseñanza media, profesores de quinto a octavo grado, contadores, diseñadores, analistas de sistemas, programadores de computador, profesores de párvulos, técnicos en deportes, bomberos (oficiales y clase), enfermeros diplomados, orientadores educacionales, técnicos químicos, operadores de equipos médicos, asistentes sociales, sobrecargos, investigadores policiales, técnicos en edificación, químicos, psicólogos, inspectores de alumnos.

**12) funciones directivas:** Comerciantes, administradores y gerentes comerciales, empresarios en la industria de transformación, directores/asesores, administradores y gerentes en la industria de transformación, otros administradores, oficiales de las Fuerzas Armadas, empresarios de la construcción civil, administradores financieros, administradores de hoteles, administradores de transportes, hoteleros/ dueños de pensión.

**13) profesionales liberales:** Abogados, ingenieros, médicos, economistas, profesores universitarios, religiosos, dentistas, arquitectos, procuradores.

## ANEXO 2

### MUNICIPIOS CORRESPONDIENTES A LA RMRJ Y A LA RMSP

Según la PNAD 1988, ese año la RMRJ tenía 10 969 556 habitantes, distribuidos en 14 municipios: Duque de Caxias, Itaboraí, Itaguaí, Magé, Mangaratiba, Maricá, Nilópolis, Niterói, Nova Iguaçu, Paracambi, Petrópolis, Rio de Janeiro, São Gonçalo, São João de Meriti.

En 1988 la RMSP tenía 16 690 624 habitantes, distribuidos en 38 municipios: Arujá, Baruari, Biritiba-Mirim, Caieiras, Cajamar, Carapicuíba, Cotia, Diadema, Embu, Embu-Guaçu, Ferraz de Vasconcelos, Francisco Morato, Franco da Rocha, Guararema, Guarulhos, Itapeccerica da Serra, Itapevi, Itaquaquecetuba, Jandira, Jquitiba, Mairiporã, Mauá, Mogi das Cruzes, Osasco, Pirapora do Bom Jesus, Poa, Ribeirão Pires, Rio Grande da Serra, Salesópolis, Santa Isabel, Santana de Parnaíba, Santo André, São Bernardo do Campo, São Caetano do Sul, São Paulo, Suzano, Taboão da Serra, Vargem Grande Paulista.

### BIBLIOGRAFÍA

- Aguiar, Neuma (1992), *Sistema integrado de estatísticas sociais por sexo e cor*, Relatório técnico, Rio de Janeiro, Mujeres por un Desarrollo Alternativo (DAWN/MUDAR)/Instituto Universitario de Investigación de Rio de Janeiro (IUPERJ).
- Castro, Mary Garcia y otros (1977), *Mudanças na composição do emprego e na distribuição de renda: efeitos sobre as migrações internas*, Brasília, Ministerio del Interior/Organización Internacional del Trabajo (OIT)/Banco Nacional para la Vivienda.
- Costa, Manuel Augusto (1991), "O problema demográfico brasileiro: diagnóstico e perspectivas", *A questão social no Brasil*, João Paulo dos Reis Velloso (comp.), São Paulo, Nobel.
- (1975), *Urbanização e migração urbana no Brasil*, Rio de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA)/Instituto de Investigación (INPES).
- Da Matta, Milton y otros (1973), *Migrações internas no Brasil. Aspectos econômicos e demográficos*, Rio de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA)/Instituto de Investigación (INPES).
- Dwyer, Jeffrey W. y Peggy Lovell Webster (1987), "Income differentials and racial discrimination in Brazil", inédito.
- Hasenbalg, Carlos Alfredo (1993), "Perspectivas sobre raça e classe no Brasil", documento presentado a la Conferencia "El Brasil negro: cultura, identidad, movilización social" (Universidad de Florida, Gainesville, 31 de marzo a 3 de abril de 1993).

- (1988), “Raça e mobilidade social”, *Estrutura social, mobilidade e raça*, Carlos Hasenbalg y Nelson do Valle Silva, Rio de Janeiro, Instituto Universitario de Investigación de Rio de Janeiro (IUPERJ)/Vértice.
- Hasenbalg, Carlos Alfredo y Néilson do Valle Silva (1988), “Industrialização e estrutura de emprego no Brasil: 1960-1980”, *Estrutura social, mobilidade e raça*, Carlos Hasenbalg y Nelson do Valle Silva, Rio de Janeiro, Instituto Universitario de Investigación de Rio de Janeiro (IUPERJ)/Vértice.
- Lazarte, Rolando (1987), “Os migrantes no mercado de trabalho da região metropolitana de São Paulo”, inédito.
- Martine, George y José Carlos Peliano (1978), *Migrantes no mercado de trabalho metropolitano*, Rio de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- (1975), “Migração, estrutura ocupacional e renda nas áreas metropolitanas”, *Estudos de demografia urbana*, Manoel Augusto Costa (comp.), Rio de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA)/Instituto de Investigación (INPES).
- Merrick, Thomas y Fausto Brito (1974), “Informal sector employment in Brazil: a case study for Belo Horizonte”, Belo Horizonte, Centro de Desarrollo y Planificación Regional (CEDEPLAR)/Universidade Federal de Minas Gerais, inédito.
- Morley, Samuel A. (1982), *Labor Markets and Inequitable Growth. The Case of Authoritarian Capitalism in Brazil*, Cambridge, Massachusetts, Cambridge University Press.
- Oliveira, Lúcia Helena y otros (1985), *O lugar do negro na força de trabalho*, Rio de Janeiro, Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística (IBGE).
- Peliano, José Carlos (1977), “Setor informal ou pobreza urbana?”, *Migrações internas*, George Martine (comp.), Rio de Janeiro.
- Porcaro, Rosa Maria y Teresa Cristina N. Araújo (1988), “Mudanças na divisão social do trabalho e (re) produção da desigualdade racial”, *São Paulo em perspectiva*, vol. 2, Nº 2, São Paulo, Fundação Sistema Estadual de Análisis de Datos (SEADE).
- Silva, Nelson do Valle (s/f), “Categorias sócio-ocupacionais por sexo e cor”, inédito.
- Telles, Edward E. (1990), “Características sociais dos trabalhadores informais: o caso das áreas metropolitanas no Brasil”, *Estudos afro-asiáticos*, N\_ 19, Rio de Janeiro.
- Wood, Charles H. (1991), “Categorias censitárias e classificações subjetivas de raça no Brasil”, *Desigualdade racial no Brasil contemporâneo*, Peggy A. Lovell (comp.), Belo Horizonte, Universidade Federal de Minas Gerais/Centro de Desarrollo y Planificación Regional (CEDEPLAR).

## SUGERENCIAS PARA LOS COLABORADORES

La Revista *Notas de Población* publica artículos *inéditos* en el campo de los estudios de población y puede contener, eventualmente, resúmenes de trabajos (investigaciones, tesis de maestría o de doctorado) y reseñas de libros o de artículos de actualidad y relevancia. Está abierta a colaboraciones y se reserva el derecho de publicar el material enviado, el que será sometido a la apreciación del Comité Editorial y de consultores especializados.

Los autores se comprometerán a no presentarlos a otra revista durante tres meses, plazo dentro del cual recibirán respuesta, confirmando o no su publicación. El Comité Editorial tiene el derecho de hacer pequeñas modificaciones en el texto, cuadros y gráficos, en lo que se refiere a cuestiones de forma, para satisfacer los criterios editoriales de la revista. Normalmente, los manuscritos debieran estar escritos en español, pero en circunstancias excepcionales se pueden considerar documentos escritos originalmente en portugués, inglés u otro idioma, los que serán traducidos si son aceptados para publicación. Los originales no serán devueltos.

El texto debe atenerse a los siguientes criterios:

1. **Texto.** El texto de los artículos no debe exceder las 10.000 palabras (incluyendo notas y bibliografía) y las reseñas bibliográficas no deben exceder las 1.000 palabras. Todo documento debe incluir un resumen de no más de 160 palabras. *Tanto el texto como los cuadros y gráficos deben ser enviados en versión impresa y en archivos computacionales en disquete.*
2. **Cuadros y gráficos.** Deben estar agrupados al final del artículo, con sus respectivas numeraciones, títulos y leyendas claramente indicadas. En el texto debe constar una "llamada" indicando el lugar aproximado en que corresponde insertarlos. Es necesario prestar especial atención a la claridad y limpieza de los gráficos, y se solicita que, toda vez que sea posible, se envíen además los datos originales, para su correcta reproducción.
3. **Fórmulas matemáticas.** Se sugiere que sean numeradas con números arábigos entre paréntesis, los que deberían ser justificados al margen derecho.
4. **Notas explicativas.** Todas las notas deben ser insertadas a pie de página, numeradas secuencialmente.
5. **Referencias bibliográficas.** Cuando están en el texto, comienzan con el apellido del autor, seguidos del nombre de pila o inicial y del año de publicación. En la bibliografía que va al final del artículo, las referencias aparecerán por orden alfabético de acuerdo al apellido del autor, seguido del nombre de pila y los siguientes datos, en el mismo orden en que se indican: año de publicación entre paréntesis, título completo, (nombre de la revista, si procede), ciudad de publicación, casa editorial, número del volumen (si procede).
6. **Observaciones.** El autor no recibirá pruebas para corrección, que estará a cargo de los editores de la revista.