

NOTAS DE POBLACION

Revista Latinoamericana de Demografía



LC/DEM/G. 141
Junio, 1994

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

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

NOTAS DE POBLACION

**AÑO XXII, N° 59, SANTIAGO DE CHILE,
JUNIO 1994**

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA

Director: Reynaldo F. Bajraj

La revista Notas de Población es una publicación del Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), cuyo propósito principal es la difusión de investigaciones y estudios de población sobre América Latina, aun cuando recibe con particular interés artículos de especialistas de fuera de la región y, en algunos casos, contribuciones que se refieren a otras regiones del mundo. Se publica 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 los fenómenos demográficos y los fenómenos económicos, sociales y biológicos.

Director de la Revista

Reynaldo F. Bajraj

Comité Editorial

Rolando Sánchez

Susana Schkolnik

Jorge Bravo

Secretaria

M. Angélica Córdova

Redacción y Administración:

Casilla 91, Santiago, Chile

Precio del ejemplar: US\$12

Suscripción anual: US\$20

SUMARIO

	<i>Página</i>
La mujer en el trabajo y la migración. El mercado laboral femenino entre 1950 y 1990 y la inmigración de mujeres a la ciudad de Santiago de Chile. <i>Ivonne Szasz</i>	9
Una visión sintética del ajuste económico y sus consecuencias demográficas en América Latina. <i>Reynaldo F. Bajraj y Jorge Bravo</i>	51
Diferenciales de mortalidad adulta en Argentina. <i>Rafael Rofman</i>	73
La población indígena en los censos de América Latina. <i>Alexia Peyser y Juan Chackiel</i>	93
Discontinuidades demográficas en Brasil y el Estado de São Paulo. <i>Alicia Bercovich y Felicia Madeira</i>	121
Análisis preliminar acerca de las madres solteras, jefas de hogar, en Brasil durante 1970 y 1980. <i>Susan de Vos</i>	155
Modelación y proyección de la mortalidad en Chile. <i>Ronald D. Lee y Rafael Rofman</i>	183

**LA MUJER EN EL TRABAJO Y LA MIGRACION.
EL MERCADO LABORAL FEMENINO ENTRE
1950 Y 1990 Y LA INMIGRACION DE
MUJERES A LA CIUDAD DE
SANTIAGO DE CHILE***

Ivonne Szasz
(El Colegio de México)

RESUMEN

En el artículo se examinan las relaciones entre los cambios en el volumen, la importancia relativa y las tasas de crecimiento de la migración femenina a Santiago, y las modificaciones en la estructura del mercado de trabajo femenino durante las cuatro últimas décadas. También se analizan los cambios que ocurren en las características de la inserción ocupacional de las mujeres migrantes en comparación con aquéllas no-migrantes. Dichos procesos de modernización en las condiciones de vida de las mujeres chilenas, como asimismo el aumento en los niveles de escolaridad y el acceso a los métodos anticonceptivos de regulación de la fecundidad han contribuido a que aumente en la ciudad de Santiago el número de trabajadoras no manuales que poseen un alto nivel educativo. No obstante, estos procesos no han modificado la inserción ocupacional de las mujeres migrantes. La actividad y las características ocupacionales de estas mujeres aparentemente se ven afectadas por consideraciones de género que están ausentes de la estructura ocupacional

*Artículo basado en la investigación realizada por la autora durante su estadía en el CELADE, entre 1991 y 1992, gracias a una beca patrocinada por la Fundación Rockefeller.

y de ingreso de los migrantes varones. Adicionalmente, las fluctuaciones que experimenta el mercado de trabajo rural y semi-rural femenino, como también los cambios en el mercado de trabajo urbano que resultan de las diferentes estrategias de desarrollo que se aplican en el país, han contribuido a definir el volumen y la dirección de los flujos migratorios femeninos y las preferencias ocupacionales de las inmigrantes.

(MUJERES)
(MIGRACION INTERNA)

(TRABAJO FEMENINO)
(MIGRACION RURAL-URBANA)

**WOMEN IN LABOUR AND MIGRATION. FEMALE
LABOUR MARKET BETWEEN 1950 AND 1990
AND FEMALE MIGRATION TO
SANTIAGO, CHILE**

SUMMARY

This article examines the relationships between changes in the volume, relative importance and growth rates of female migration to Santiago, and modifications in the structure of the female labour market during the past four decades. It also analyzes changes in the characteristics of occupational insertion of migrants as compared to non-migrant women. Such modernization processes in the living conditions of Chilean women as the increase in schooling levels and the access to contraceptive methods to regulate fertility have contributed to the increase of highly educated non-manual workers in the city of Santiago. However, these processes have not modified the occupational insertion of migrant women. Activity and occupational characteristics of these women are apparently affected by gender considerations absent from the occupational and income structure of male migrants. Additionally, fluctuations experienced by the rural and semirural female labour market, as well as changes in the urban labour market resulting from the different development strategies undertaken in the country, have contributed to define the volume and direction of female migration flows, and the occupational choices of immigrants.

(WOMEN)

(FEMALE EMPLOYMENT)

(INTERNAL MIGRATION)

(RURAL-URBAN MIGRATION)

INTRODUCCION

En el período de 1980 a 1990, los países de América Latina experimentaron una recesión económica y debieron redefinir su inserción en los mercados internacionales. Para contrarrestar los aspectos recesivos, aplicaron políticas de ajuste que afectaron el gasto social y el empleo. A la vez, como consecuencia de los cambios en su inserción en el mercado global, la mayoría de estos países tomaron medidas de modernización de su aparato productivo, reorientaron su producción hacia bienes transables en el mercado internacional y modificaron la regulación de los salarios, la seguridad social y los procesos de trabajo. Como resultado de estos cambios se produjo una profunda reestructuración de los mercados de trabajo urbanos en Latinoamérica. Estas modificaciones, aunque fueron desencadenadas por la recesión económica, han asumido un carácter permanente y son parte de las estrategias de desarrollo, por lo que interesa estudiar su impacto sobre los procesos demográficos en la región.

En este contexto, el análisis de la ciudad de Santiago reviste particular interés porque las medidas de reconversión económica se iniciaron en Chile en 1975, antes que en los demás países, y sus efectos en el mercado de trabajo urbano se pueden observar en un lapso de más de 15 años. Aunque la crisis de la deuda externa desencadenada en 1982 agravó las consecuencias sociales de la transformación productiva, no modificó su curso, especialmente en lo que se refiere a la desregulación estatal de los mercados laborales.

La economía chilena se encuentra actualmente en una fase de consolidación de su transformación productiva, con resultados positivos en el crecimiento económico y recuperación de los niveles de empleo, pero sin una reducción consecuente de la pobreza. La proporción de población pobre y la concentración del ingreso aumentaron considerablemente desde 1975 hasta fines de los ochenta, y aunque en

los primeros años de la década de los noventa se han desarrollado grandes esfuerzos de política social para reducir la proporción de población pobre, ésta se encuentra muy lejos de descender a los porcentajes que se observaban a comienzos de los años setenta. La raíz del importante volumen de población pobre y de su tasa de crecimiento durante la transformación productiva debe buscarse en la modificación de las condiciones de trabajo de la población chilena (CEPAL, 1990; García, 1991; Szasz, 1992; Boltvinik, 1992).

Uno de los fenómenos demográficos que se relaciona de manera muy estrecha con las transformaciones económicas es la migración. Sin embargo, son pocos los análisis que han abordado los cambios en las migraciones internas originados en la reestructuración de los mercados de trabajo latinoamericanos, ocurrida en los años ochenta. En una de las corrientes más importantes, las migraciones hacia las grandes ciudades de la región, ha existido una marcada selectividad femenina relacionada con la demanda de mano de obra para el servicio doméstico. Estos elementos determinaron nuestro interés por investigar cómo ha cambiado el mercado de trabajo femenino en una de esas metrópolis –la ciudad de Santiago– y cuáles han sido los cambios ocurridos en la inmigración femenina y en la inserción laboral de las inmigrantes en los años recientes.

Las fuentes de información utilizadas en la investigación fueron, además de la revisión bibliográfica, la información publicada de los censos de población y vivienda de Chile de 1952 a 1982; de la encuesta sobre inmigración al Gran Santiago de 1962, levantada por el CELADE; y de las encuestas de empleo de la Universidad de Chile y del Instituto Nacional de Estadística (INE). Además, se elaboraron tabulados especiales con los datos de muestras de los censos de 1970 y 1982, y con los resultados del cuarto trimestre de 1990 de la Encuesta Nacional de Empleo del Programa Integrado de Encuestas en Hogares del INE. Estas tres últimas fuentes no son estrictamente comparables entre sí, ni con la encuesta del CELADE en 1962, pero permitieron estimar rangos de magnitud en las diferencias entre migrantes y no migrantes.

El objetivo de la investigación fue analizar los cambios en la estructura del mercado de trabajo femenino de Santiago, en la inmigración de mujeres y en la inserción laboral de las mujeres inmigrantes desde 1950 en adelante, con especial énfasis en los años 1970 a 1990.

I. LOS CONDICIONANTES DE GENERO DE LA MIGRACION FEMENINA

La literatura actual sobre migraciones femeninas señala reiteradamente a las relaciones sociales de género como determinantes de la especificidad de la movilidad espacial de las mujeres.

La condición desigual de la mujer en la sociedad aparece moldeando las causas, motivaciones, características y consecuencias de sus movimientos migratorios. Dentro de esa condición desigual, el mayor o menor grado de autonomía de las mujeres en distintas sociedades determina condiciones diferentes de migración, y permite en mayor o menor medida que la movilidad espacial y la actividad económica contribuyan a mejorar su condición personal, familiar y social (Hugo, 1991; Jones, 1991; Findley y Williams, 1991; Lim, 1988; Tienda y Booth, 1988).

Entre los determinantes de la desigualdad social de hombres y mujeres destaca la división del trabajo según sexo y el papel asignado a las mujeres en las tareas relacionadas con la crianza y educación de los hijos. En todas las sociedades actuales existen la asignación exclusiva de tales labores a las mujeres y las diferencias de acceso a los mercados de trabajo según sexo. A estas desigualdades se suman construcciones culturales tendientes a controlar la sexualidad femenina, preservando la condición de casaderas para las mujeres solteras y la fidelidad de las mujeres casadas. La división del trabajo según sexo y las restricciones sexuales y culturales que afectan a las mujeres limitan sus posibilidades de autonomía personal, de participación en la vida social y de movilidad.

El papel asignado a las mujeres determina que el contexto familiar sea más importante en las migraciones femeninas que en las masculinas. La movilidad y la actividad femeninas forman parte de estrategias familiares de asignación de fuerza de trabajo y obtención de recursos, y están más condicionadas por la etapa dentro de su trayectoria de vida, la posición en el hogar, el estado civil, la presencia de hijos, la presencia de pareja y la estructura del hogar.

La particularidad de las migraciones femeninas se vincula de manera muy estrecha con los condicionamientos de género para la participación de las mujeres en los mercados de trabajo. La exclusividad del rol asignado a las mujeres determina que su posición en la familia y las etapas en su curso de vida condicionen las posibilidades de su participación laboral en una forma no experimentada por los hombres (Ribeiro y De Barbieri, 1978; Benería y Roldán, 1987). A su vez, la demanda de mano de obra femenina está moldeada por las relaciones

sociales de género (García de Fanelli, 1989; Muñoz, 1988). Como resultado de estos condicionamientos, no todas las mujeres adultas trabajan de manera remunerada y las que lo hacen acceden a un número limitado de ocupaciones consideradas poco calificadas, de bajas remuneraciones y en las que no existe movilidad laboral ascendente. Algunas de estas actividades son, además, altamente selectivas por edad y apariencia física. Si se trata de mujeres con hijos, muchas de éstas no cuentan con apoyos sociales suficientes para las tareas de crianza. Dentro de un mismo tipo de ocupación, las mujeres son excluidas de los procesos de toma de decisión y dirección y sus remuneraciones promedio son inferiores a las de los hombres (García de Fanelli, 1989; Muñoz, 1988; Szasz, 1992; Arriagada, 1990).

Ciertos análisis han intentado vincular los procesos de modernización socioeconómica asociados a la industrialización, la expansión del sistema educativo y el descenso de la fecundidad con mayores posibilidades de acceso de la mujer al trabajo remunerado (Krawczyk, 1990). Sin embargo, han encontrado que los cambios en la oferta de mano de obra femenina no han significado su incorporación a actividades tradicionalmente desempeñadas por los hombres ni una equiparación de sus remuneraciones (Arriagada, 1990; Muñoz, 1988). Únicamente han permitido un desempeño más eficiente en los empleos típicamente femeninos y el acceso a nuevas ocupaciones que de haber sido ejercidas por hombres han pasado a serlo por mujeres y se han desvalorizado.

Las mujeres migrantes, en particular de los sectores pobres, están sometidas a una doble desventaja en su inserción laboral. Además de concentrarse en el pequeño número de ocupaciones reservadas a las mujeres y vinculadas con tareas que les son atribuidas en virtud de su género —sirvientas, costureras, vendedoras, enfermeras, maestras y secretarias—, por su condición femenina deben buscar actividades que les provean de vivienda segura, pues en ausencia de su familia no pueden habitar solas o con extraños. Este ha sido uno de los determinantes de su concentración en el servicio doméstico y, en algunas regiones, en la prostitución o en el trabajo a domicilio. A la desventaja de género, derivada de su condición de mujeres, y a la desventaja de clase, derivada de su inserción desproporcionada en actividades manuales, las inmigrantes agregan los inconvenientes propios de su reciente abandono del lugar de procedencia: carencia de hogar, vivienda, relaciones familiares y afectivas y redes sociales de apoyo.

Los procesos que originan las migraciones femeninas y masculinas pueden ser los mismos, pero su impacto es diferenciado según género.

Los estudios de Arias en distintas zonas rurales de México y de Pardo y Aranda en Chile indican, por ejemplo, que los cambios ocurridos en el presente siglo en dichas zonas de Latinoamérica afectaron de manera preferente y diferenciada las opciones laborales remuneradas de las mujeres. Hasta ahora, esos procesos se han estudiado como neutrales en términos de género, o como si afectaran exclusivamente el empleo masculino (Arias, 1992; Szasz, 1992; Pardo, 1987; Aranda, 1981 y 1982).

Se han propuesto diversas tipologías para el análisis de la migración femenina, destacando las que distinguen entre migraciones autónomas de mujeres y migraciones familiares o con fines matrimoniales.¹ Entre las primeras, se distinguen los dos grandes grupos de migrantes actuales: las mujeres que se dirigen a la agroindustria y las industrias maquiladoras y las que van a las grandes ciudades a trabajar como sirvientas (Hugo, 1991).

En las dos últimas décadas se han modificado las características de las inmigrantes por los intensos cambios en la escolaridad y en las pautas de fecundidad, y han cambiado también las condiciones de los mercados de trabajo a los que se pueden incorporar.

Las ocupaciones desempeñadas por mujeres de sectores populares, tanto las inmigrantes como las que permanecen en los lugares de origen, son el servicio doméstico, industrias de confección de ropa, preparación de alimentos, cosecha y empaque de productos agrícolas y pequeño comercio. Estas ocupaciones se caracterizan por sus bajos salarios, la precariedad de las condiciones de trabajo y su escasa sindicalización. Paralelamente, se han expandido los empleos en servicios urbanos para las mujeres de mayor escolaridad.

Los empleos manuales han experimentado cambios recientes para las mujeres. Mientras que la industria intensiva en capital, característica de los procesos de industrialización sustitutiva, desplazaba mano de obra femenina, los actuales procesos de producción intensivos en mano de obra de bajo costo la prefieren. Se ha generado así una nueva forma de segmentación del mercado de trabajo y de concentración de mujeres en

¹ Detrás de las motivaciones matrimoniales puede existir motivaciones de movilidad social (Hugo, 1991; Elton, 1978). Los varones dependen más de los logros ocupacionales para alcanzar movilidad social. Las mujeres, quienes experimentan segregación y discriminación en los mercados de trabajo, la buscan más a través del matrimonio (Hugo, 1991).

empleos de baja remuneración, que se suma al confinamiento de las mujeres migrantes de escasos recursos en el servicio doméstico (Saasen-Koob, 1984; Morokvasic, 1984).

En la actualidad, los mecanismos de readecuación económica utilizan las ventajas –en términos de menores costos de producción– de la situación subordinada de las mujeres en el mercado de trabajo, de la migración femenina y del carácter anticíclico de la expansión de la oferta de mano de obra femenina. La posición asignada a las mujeres en la familia y en la reproducción social ha determinado que en los períodos de crisis y en las coyunturas recesivas, se incremente la oferta de mano de obra femenina que busca aportar ingresos para la subsistencia de sus hogares.

Estos factores condicionan modalidades específicas en la migración femenina, que requieren ser analizadas como objeto de estudio autónomo, diferentes de los desplazamientos masculinos.

II. EL COSTO SOCIAL DE LA TRANSFORMACION PRODUCTIVA EN CHILE

A partir del cambio político ocurrido a fines de 1973, Chile inició un proceso de transformación económica orientado a fortalecer la producción de bienes exportables y a modernizar la infraestructura de apoyo a la exportación.² Estas medidas se pudieron establecer en un contexto sociopolítico extremadamente autoritario, basado en una alianza entre las fuerzas armadas, el capital financiero, sectores empresariales y fuerzas extranacionales.

Los análisis y las cifras coinciden en destacar que los costos sociales del modelo chileno, muy superiores a los de otros países de América Latina que han culminado la reconversión productiva con relativo éxito –como Costa Rica, Colombia y México–, excedieron ampliamente las necesidades del propio cambio económico, buscando principalmente la segregación social (García, 1991; Nef, 1991; CEPAL, 1990; Díaz, 1991).

Los indicadores de pobreza, aunque controvertidos, sugieren que la proporción de hogares pobres aumentó desde poco más del 20 por

² Las medidas impulsadas por el Estado fueron reducir restricciones a la importación, privatizar empresas públicas, incentivar precios para los bienes transables (de exportación y competitivos con importaciones), desregular el sistema financiero, privatizar los sistemas de seguridad social y desregular los mercados de trabajo.

ciento en 1970 hasta más del 40 por ciento a fines de la década de los ochenta. No solamente creció la proporción de hogares pobres, sino también la intensidad de la desigualdad social (Pollack y Villarreal, 1991; CEPAL, 1990; García, 1991; Todaro y Gálvez, 1987; Cereceda y Cifuentes, 1987).

Comparando los efectos sociales y los logros macroeconómicos obtenidos en otros países de América Latina, García concluye que en Chile los costos fueron más elevados y más prolongados en el tiempo, con un rezago entre el crecimiento económico y la aparición de efectos positivos sobre el empleo (García, 1991). La reanudación del crecimiento económico desde 1984 fue acompañada por recuperación del empleo formal privado, descenso del desempleo abierto y aumento de modalidades de empleo precario. Sin embargo, la recuperación de los niveles de empleo a tasas cercanas a las cifras previas al ajuste no se vio acompañada de una reducción equivalente de la pobreza. Hacia fines de la década, el desempleo afectaba a menos del 7 por ciento de la población en edad activa, pero la pobreza abarcaba a cerca del 40 por ciento de los hogares. Posibles explicaciones se encuentran en el aumento de diferencias entre los salarios, en la precarización de los empleos y en la mayor participación del sector empresarial en el producto (Pollack y Villarreal, 1991; García, 1991; Díaz, 1991; Muñoz y Reyes, 1991). Estas transformaciones han generado cambios en la expresión social de la pobreza. A comienzos de los ochenta, el desempleo que afectaba a cerca de un tercio de la población activa y a más de la mitad de los trabajadores manuales era la evidencia característica de esa pobreza. Actualmente el reemplazo de empleos permanentes por empleos temporales, por contrataciones de tiempo parcial y por contratos de servicios, así como la subcontratación de mano de obra y la reaparición del pago por pieza y el trabajo a domicilio configuran la pobreza de los trabajadores manuales (Díaz, 1991; Pollack y Villarreal, 1991). Los fenómenos de precarización del empleo, presentes en los sectores más modernos y dinámicos del mercado de trabajo, han afectado particularmente a las mujeres (Díaz, 1991; Gálvez, 1989; León, 1991a y 1991b).

A fines de la década de los ochenta, los ingresos laborales promedio de las mujeres económicamente activas de la Región Metropolitana de Santiago representaban 62 por ciento de los ingresos promedio de los varones económicamente activos (cuadro 1). A su vez, más de la mitad de las mujeres económicamente activas se concentraban en el estrato de ingresos más bajos, que agrupaba únicamente al 14 por ciento de los

Cuadro 1

**INGRESO PROMEDIO MENSUAL DE LAS PERSONAS
ECONOMICAMENTE ACTIVAS DE LA REGION
METROPOLITANA DE SANTIAGO EN 1990, POR
GRUPOS DE OCUPACION, SEGUN SEXO ^a**

Grupos de ocupación	Sexo		Muj./hombres Ingreso femenino como % del masculino
	Hombres \$	Mujeres \$	
Directores y gerentes	358 469	315 675	88.1
Profesionales y técnicos altos ingresos ^b	281 331	221 522	78.5
Profesionales y técnicos ingresos medios y bajos ^c	110 680	81 638	73.8
Propietarios agrícolas	115 529	81 491	70.5
Oficinistas	92 150	64 440	69.9
Vendedores	71 855	45 450	63.3
Operarios y artesanos calificados	52 602	32 178	61.2
Obreros no calificados	33 910	32 015	94.4
Trabajadores de los servicios personales y de los hogares	44 274	23 595	53.3
Total	88 862	54 974	61.9

Fuente: INE, resultados de la Encuesta Nacional de Empleo, cuarto trimestre de 1990. Elaboración con base en tabulaciones especiales.

^a 330 pesos chilenos equivalían a 1 dólar americano en 1990.

^b Comprende las profesiones cuyos ingresos promedio mensuales en 1990 eran de \$190 000 o más: Arquitectos, ingenieros, químicos, físicos, farmacéuticos, agrónomos, veterinarios, biólogos, médicos, cirujanos, dentistas, científicos (matemáticas, economía, sociología, etc.).

^c Comprende las profesiones cuyos ingresos mensuales promedio en 1990 eran inferiores a \$190 000: Abogados, jueces, profesores, maestros, enfermeros, parteros, matronas, paramédicos, artistas, entrenadores, escritores, religiosos y otros profesionales y técnicos.

varones económicamente activos (cuadro 2). Estas diferencias se han explicado por la concentración de mujeres en las actividades que no están ligadas a la producción de bienes transables y a su infraestructura de apoyo. Los dos grupos de ocupación en los que aparece mayor diferencia de ingresos por sexo (vendedores y trabajadores en servicios personales y de los hogares) concentraban a casi la mitad de las mujeres económicamente activas de Santiago en 1990. A esta segregación ocupacional y salarial por género debe agregarse la precarización preferente del empleo femenino en los sectores más dinámicos de la economía orientada a la exportación.

Cuadro 2

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LA POBLACION ECONOMICAMENTE
ACTIVA DE LA REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO EN 1990,
POR ESTRATOS DE INGRESO MENSUAL, SEGUN SEXO**

Estratos de ingreso mensual promedio	Sexo		Total
	Hombres	Mujeres	
Menos de \$35 000	14.3	51.3	28.3
De \$35 000 a \$76 059	53.4	35.5	46.7
De \$76 000 a \$229 999	21.4	9.6	16.9
\$230 000 ó más	10.9	3.6	8.1
Total	100.0	100.0	100.0

Fuente: INE, Resultados de la Encuesta Nacional de Empleo, cuarto trimestre de 1990. Elaboración con base en tabulaciones especiales.

Nota: A fines de 1990, \$35 000 correspondían a cerca del salario mínimo legal mensual y a poco más de 100 dólares.

III. CAMBIOS EN EL MERCADO DE TRABAJO FEMENINO DE SANTIAGO

Chile es uno de los países latinoamericanos de urbanización y modernización tempranas. Antes de 1980, la participación femenina en el mercado de trabajo urbano era comparativamente alta, sobre todo en ocupaciones no manuales. La escolaridad promedio de las mujeres era considerablemente superior a la media latinoamericana y desde los años sesenta ya se alcanzaron los niveles de fecundidad actuales.

La participación económica femenina en el mercado de trabajo de la ciudad de Santiago fue creciente hasta 1950, pero presentó un descenso durante el período más intenso de modernización y movilidad social (1950-1970). A mediados de la década de los setenta, coincidiendo con el inicio de la transformación productiva, comenzó una nueva etapa de crecimiento de la participación económica de la mujer y aumentó por primera vez su desempleo. La tendencia al crecimiento de la participación femenina en la actividad económica se ha mantenido durante la etapa de consolidación del proceso de transformación económica (Szasz, 1992).

Uno de los cambios más notables en la participación económica femenina se refiere a la edad y estado civil de las mujeres que trabajan o buscan trabajo. Durante el proceso de industrialización sustitutiva de importaciones, predominaron en el mercado de trabajo las jóvenes

solteras. Desde 1975, el aumento en la actividad se ha producido sobre todo en los grupos de edades de 25 a 45 años, y la participación de mujeres casadas, separadas y viudas ha llegado a ser mayoritaria (INE, s/f; INE, 1990; Szasz, 1992).

Los mayores aumentos en la actividad económica femenina se registraron entre 1982 y 1984. Esos años fueron los de más alto crecimiento de la desocupación masculina y de mayor disminución de los salarios. Los incrementos en la participación económica femenina fueron diferentes entre sectores sociales. Las mujeres con elevados niveles de escolaridad de sectores medios aumentaron su participación económica, que ya era muy alta, acercándose en algunos tramos de escolaridad a las tasas de participación masculina. A su vez, las mujeres de hogares pobres y extremadamente pobres, cuya participación en el empleo era muy baja, incrementaron sus tasas de participación en la actividad económica. Este aumento fue especialmente marcado en los hogares afectados por el desempleo del jefe de familia. La incorporación de mujeres de sectores medios tendió a ser más permanente que la de bajos ingresos, quienes volvieron a retirarse del mercado de trabajo una vez superada la etapa más crítica (INE, s/f; INE, 1990; Pollack y Villarreal, 1991; Pollack, 1990; Cáceres, 1980).

Durante la etapa de industrialización sustitutiva de importaciones, la participación económica de las mujeres de la urbe se concentró en los servicios —especialmente personales, sociales y comunitarios—, la industria orientada al consumo interno (particularmente confección de ropa y calzado) y el comercio. La concentración en el servicio doméstico de las trabajadoras manuales y en los oficios de enfermeras, maestras y secretarías de las no manuales significó una menor movilidad social ascendente para mujeres que para varones económicamente activos, a pesar de que los niveles de escolaridad femenina igualaban a los masculinos (Szasz, 1992).

El proceso de transformación económica iniciado en 1975 alteró ligeramente esta distribución. En el período de mayor costo social, caracterizado por un intenso proceso de desindustrialización, disminuyó drásticamente la participación de mujeres como trabajadoras manuales especializadas del sector secundario —de por sí en descenso—. A la vez, aumentó la participación de trabajadoras manuales no calificadas, especialmente en el servicio doméstico no residente, la venta ambulante, otras actividades por cuenta propia y en los programas de empleo de emergencia. Entre las trabajadoras no manuales, se produjo un fuerte incremento de las empleadas de oficina, de profesionales en servicios

sociales y comunitarios y de las dependientes del comercio. Estos cambios profundizaron la terciarización de la inserción laboral femenina, que alcanzó su manifestación más aguda en 1982 (Szasz, 1992).

En el período de consolidación de la reorientación productiva (1984-1990), la tendencia al crecimiento de los empleos no manuales fue menor, mientras que persistió el dinamismo de las trabajadoras manuales no calificadas y se reactivó la participación de obreras calificadas, nuevamente en la confección de ropa y, en menor medida, en otras ramas. Entre las trabajadoras no manuales, aunque se mantuvo la primacía de los servicios sociales y comunitarios y de los oficios de secretarías, maestras y enfermeras, se percibió mayor dinamismo del comercio y de los servicios de apoyo a la producción. El empleo femenino en estos últimos fue casi exclusivamente el de secretaria.

Entre las trabajadoras manuales continuó el dinamismo del servicio doméstico no residente, siguieron aumentando las vendedoras ambulantes y las dependientes del comercio, pero aparecieron también rasgos nuevos. Entre ellos está el crecimiento incipiente de las trabajadoras industriales, incluyendo ramas en que la participación femenina es relativamente nueva (químicas, papeleras, eléctricas) y un dinamismo importante de las jornaleras agrícolas (INE, censos de población y vivienda; INE, 1990; Szasz, 1992).

Estas últimas actividades se caracterizan por la precariedad de las condiciones de contratación de las mujeres (ausencia de estabilidad laboral, evasión de prestaciones sociales, pago por pieza, trabajo a domicilio, eventualidad). La precarización del empleo moderno en la etapa de consolidación del proceso de transformación productiva ha afectado principalmente a las mujeres (Díaz, 1991; Gálvez, 1989; León, 1991a y 1991b; CEPAL, 1991a y 1991b). Lo mismo ocurre con la heterogeneidad de características de empleo e ingresos que el modelo profundizó (García, 1991).

La concentración de mujeres en los segmentos menos favorecidos de trabajadores manuales y no manuales y la precarización de las condiciones de trabajo de aquellas ubicadas en los segmentos más dinámicos de la economía determinan que el proceso de transformación productiva esté manteniendo la discriminación salarial en detrimento de las mujeres, especialmente entre los trabajadores manuales (cuadros 1 y 2).

Uno de los segmentos del mercado de trabajo femenino que experimentó mayores cambios como consecuencia de la transformación económica iniciada a mediados de los años setenta, fue el servicio

doméstico que actualmente concentra a la cuarta parte de las mujeres económicamente activas de la metrópoli y a la mayor parte de las trabajadoras manuales. En el pasado tuvo mayor importancia relativa, agrupando a un tercio de las mujeres económicamente activas hasta los años sesenta, y ejerció una influencia decisiva en la atracción de mujeres inmigrantes hacia la ciudad. Aún en 1982, el 60 por ciento de las inmigrantes recientes económicamente activas en la ciudad de Santiago se ubicaban en él (Szasz, 1992).

Hasta 1973, el servicio doméstico en Santiago se desempeñaba casi exclusivamente en su modalidad “puertas adentro” (la trabajadora reside en el hogar empleador, sin horario, con plena disponibilidad). Apenas un 15 por ciento de las sirvientas trabajaban sin habitar en la casa de sus patrones y con horario fijo. Sin embargo, en 1974, se produjo un cambio muy brusco en la composición del servicio doméstico, con un aumento proporcional muy significativo de las sirvientas “puertas afuera” que continuaron creciendo hasta representar la proporción mayoritaria en este grupo de ocupación (cuadro 3).

Cuadro 3

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LAS MUJERES
ECONOMICAMENTE ACTIVAS EN EL SERVICIO
DOMESTICO EN SANTIAGO, DE 1957 A 1990,
SEGUN SI VIVIAN O NO EN EL
LUGAR DE TRABAJO**

Año	Residencia en el lugar de trabajo	
	“Puertas adentro”	“Puertas afuera”
1957	88.9	11.1
1967	85.4	14.6
1972	85.7	14.3
1974	64.7	35.3
1975	64.9	35.1
1976	58.3	41.7
1977	57.3	42.7
1978	59.1	40.8
1979	61.5	38.5
1980	60.3	39.7
1981	49.0	51.0
1990	46.5	53.5

Fuente: 1957 a 1977: Encuesta de Ocupación y Desocupación en el Gran Santiago, Universidad de Chile. 1978 a 1990: Encuesta Nacional de Empleo del Programa Integrado de Encuestas en Hogares, Instituto Nacional de Estadística, cuarto trimestre de cada año.

El nuevo oficio de empleadas domésticas “puertas afuera”, ejercido casi exclusivamente por mujeres que no son inmigrantes recientes, de diferentes edades y estado civil, surgió claramente a partir de la contracción de salarios, empleo y poder adquisitivo de los trabajadores manuales urbanos, desencadenada por la nueva política económica del gobierno instaurado a fines de 1973. Creció hasta hacerse más importante que el tradicional oficio “puertas adentro” de las inmigrantes, en los años más agudos de la crisis del empleo masculino urbano (1982-1984). Y se estableció como forma permanente de inserción ocupacional de mujeres urbanas de los sectores populares en el contexto de la transformación productiva (Szasz, 1992).

La elevada participación de mujeres inmigrantes en el servicio doméstico ha estado concentrada en la modalidad “puertas adentro”. En 1982, cerca del 85 por ciento de las inmigrantes recientes a Santiago que trabajaban en el servicio doméstico vivían en casa de sus patrones (Szasz, 1992). Las sirvientas de Santiago “puertas adentro”, mayoritariamente inmigrantes, han mantenido su volumen –alrededor de 80 000 mujeres– en los últimos 25 años. Sin embargo, su importancia relativa ha disminuido: representaban un tercio de las mujeres económicamente activas en 1950 y en 1990 se acercaban apenas al 15 por ciento. En cambio, las trabajadoras domésticas no residentes en el lugar de trabajo, que sumaban poco más de 10 000 antes de 1974, constituían 15 años después cerca de 100 000 trabajadoras (Szasz, 1992). Estos elementos permiten pensar que los cambios ocurridos en el mercado laboral femenino, y en particular en el servicio doméstico, han afectado y afectarán de manera significativa la inmigración femenina hacia la metrópoli.

IV. LAS MIGRACIONES FEMENINAS HACIA SANTIAGO

Desde hace unos setenta años, la ciudad de Santiago ha sido el lugar de destino de una importante corriente migratoria en la que predominan las mujeres. La inmigración femenina aún crece en volumen, pero su tasa de crecimiento y su importancia relativa empezó a disminuir desde la década de los setenta. A diferencia de otros flujos migratorios hacia y entre otras regiones del país, es el único en el que predominan las mujeres, especialmente cuando el origen es rural o de centros urbanos ubicados en un entorno rural (Szasz; 1992, Raczynski y Vergara, 1979;

Martínez, 1990). Las décadas de mayor expulsión femenina rural corresponden al período en que los censos agrícolas registran un mayor descenso de la actividad agrícola femenina. Los procesos de mecanización y la sustitución de inquilinos y medieros por trabajadores no residentes en los latifundios desplazó los hogares de las mujeres rurales fuera de las haciendas que constituían su fuente de empleo. La separación física entre el hogar y el lugar de trabajo generó incompatibilidad entre sus tareas domésticas y el trabajo remunerado, resultando en un decrecimiento de la población femenina económicamente activa en áreas rurales y en un cambio de ocupación de las que permanecieron activas, desde inquilinos y medieros a trabajadores familiares no remunerados (Szasz, 1992; Aranda, 1981 y 1982; Garret, 1976; Pardo, 1987).

Un estudio comparativo en los años setenta determinó diferencias entre las inmigrantes a Santiago y las que se dirigen a otros centros urbanos. Las mujeres más jóvenes, con baja escolaridad y que migraban por primera vez se movían mucho más hacia la capital que hacia otros destinos urbanos. La selectividad femenina de la migración hacia Santiago ha estado fuertemente condicionada por el origen rural-agrícola, por la edad y baja escolaridad de las migrantes y por la naturaleza del lugar de destino (Raczynski y Vergara, 1979; Herold, 1979).

La escolaridad de las inmigrantes a Santiago aumentó desde los años setenta hasta hacerse igual a la de las no migrantes. De igual manera, creció la proporción de inmigrantes de origen urbano y disminuyó la proporción de jovencitas de 14 a 19 años, hasta entonces muy numerosa. El cambio en la educación, en la composición por edad y en la experiencia urbana determinaron mayor semejanza entre la población inmigrante y la no inmigrante en los últimos años (Szasz, 1992).

Desde las primeras décadas del presente siglo, la pérdida de población rural se concentró en mujeres en edad de trabajar y el descenso de la fuerza de trabajo femenina rural no fue compensado por un incremento equivalente de las mujeres económicamente activas en zonas urbanas. Las décadas de los años cincuenta y sesenta, que fueron los de mayor pérdida de población femenina rural económicamente activa y en edad de trabajar, fueron también las de menor crecimiento de la actividad económica de mujeres en zonas urbanas (Pardo, 1987).

La movilidad de población femenina a Santiago después de 1970 continuó concentrada en mujeres en edad de trabajar y coincidió con un mercado de trabajo profundamente modificado: una expansión sin precedentes de la participación femenina en la actividad económica con una estructura del empleo relativamente rígida, que dieron como

resultado una elevación de las tasas de desocupación. El aumento del desempleo coincidió con cierta disminución de la corriente inmigratoria femenina y con aumento de la participación económica de las mujeres no migrantes de la metrópoli (Szasz, 1992; Pardo, 1987).

Aunque se ha mantenido la magnitud y dirección de la corriente de migración femenina hacia Santiago, en los últimos veinte años disminuyó la pérdida de población rural, el peso relativo de las mujeres entre los inmigrantes a Santiago y la tasa de crecimiento de la inmigración femenina. Entre las causas de estas modificaciones se cuentan cierto dinamismo del empleo rural en el primer período de la década de los setenta, el incremento del desempleo urbano ocurrido en la segunda mitad de los setenta y primeros años de la década de los ochenta, y el aumento en la demanda de mano de obra femenina para trabajos temporales en la agricultura y la agroindustria de exportación, observado desde fines de los años setenta. Los cambios en la escolaridad y en la fecundidad de las mujeres, ocurridos a partir de los años sesenta, sin duda modificaron también las características y expectativas de las migrantes (Szasz, 1992; Martínez, 1990; Raczynski, 1986; Garayar y Sánchez, 1989).

Entre las causas específicas de la expulsión rural femenina destaca que las mujeres fueron desplazadas desproporcionadamente, más que los hombres, del sistema de trabajo de las haciendas durante los procesos de mecanización de la agricultura y reemplazo de mano de obra permanente por eventual (Pardo, 1987; Aranda, 1981 y 1982, Deere, 1986; Garret, 1976; Szasz, 1992).

Los determinantes de género de la atracción femenina hacia Santiago se relacionan con las características particulares que su mercado de trabajo ha ofrecido a las jóvenes de baja escolaridad y sin experiencia migratoria. Entre ellas destacan la terciarización de la economía, la capacidad del sector terciario para absorber mano de obra de baja calificación y la presencia de segmentos del mercado laboral específicamente femeninos que se concentran en Santiago, como el servicio doméstico y –en mucho menor medida– el trabajo a domicilio en la manufactura. En 1980, la Región Metropolitana de Santiago concentraba al 39 por ciento de la población femenina del país, al 45 por ciento de las mujeres económicamente activas y al 50 por ciento de las sirvientas (Todaro y Gálvez, 1987; Szasz, 1992).

Si se mantiene la actual conformación de los mercados de trabajo, en los próximos años se espera que continúe la disminución de la expulsión de mujeres en la zona central y centro-sur, que continúe

aumentando la emigración femenina desde el sur del país, que siga disminuyendo la tasa de crecimiento de las inmigrantes hacia Santiago y que aumenten las corrientes que se dirigen a centros urbanos menores, especialmente a aquellos que poseen industrias agroexportadoras.

V. LA INSERCIÓN LABORAL DE LAS INMIGRANTES

Una encuesta que llevó a cabo el Centro Latinoamericano de Demografía de las Naciones Unidas (CELADE) en 1962 permitió saber que cerca del 70 por ciento de las emigrantes rurales que se dirigían a Santiago migraban en forma independiente. Cerca de la mitad eran económicamente activas o buscadoras de empleo en su lugar de origen y su ocupación preferente en aquel lugar había sido el servicio doméstico (Elizaga, 1970).

Las relaciones entre la carencia de alternativas ocupacionales en los lugares de origen, la fuerte motivación por trabajar entre las mujeres que migran y el atractivo que ejerce el mercado laboral de Santiago se expresan en las tasas de participación en la actividad económica de las inmigrantes recientes en el período 1962-1982, que han sido claramente superiores a las de no migrantes (cuadro 4). Las diferencias en las tasas de participación se concentran casi de modo exclusivo entre los 15 y los 24 años, edades en que ocurre principalmente la inserción de las inmigrantes en el servicio doméstico.

Cuadro 4

TASAS DE PARTICIPACION EN LA ACTIVIDAD ECONOMICA DE MUJERES INMIGRANTES Y NO INMIGRANTES DE LA CIUDAD DE SANTIAGO EN 1962, 1970 Y 1982

Condición migratoria	Año		
	1962	1970	1982
Inmigrantes	45.5	38.4	40.5
No inmigrantes	31.8	24.6	27.3

Fuente: 1962: CELADE, Encuesta de Inmigración al Gran Santiago 1962 (Elizaga, 1970). 1970 y 1982: CELADE, muestras de los censos de población de Chile de 1970 y 1982 (información en cintas).

Nota: La información de 1962 se refiere al Gran Santiago; la de 1970, a la Provincia de Santiago y la de 1982, a la Región Metropolitana de Santiago. Se definió como inmigrantes a las mujeres llegadas a Santiago en los diez años previos a 1962 y en los cinco años previos a 1970 y 1982, respectivamente.

De acuerdo con la información de las muestras censales de 1970 y 1982, con excepción de las jóvenes que se insertan en el servicio doméstico, las inmigrantes tienen más dificultades para emplearse, especialmente en ocupaciones no manuales, y viven más frecuentemente el desempleo que las no inmigrantes. Entre las que se integran al servicio doméstico, la situación es la inversa: hay menos desocupación para las inmigrantes (Szasz, 1992).

La distribución de las mujeres económicamente activas por grupos de ocupación muestra notables diferencias en la participación de mujeres migrantes y no migrantes, y estas diferencias no se han modificado entre 1962 y 1982. La proporción de inmigrantes en actividades manuales es mucho mayor y, entre ellas, la concentración en el servicio doméstico es preponderante (cuadro 5). Las mayores diferencias se observan en los tramos de edad de 15 a 24 años, en que casi todas las inmigrantes se ubican en las actividades manuales y en el servicio doméstico (Szasz, 1992).

Las mujeres no migrantes participan más como empleadas de oficina, obreras y artesanas, y trabajadoras del comercio. Para las inmigrantes existen menos oportunidades de inserción ocupacional que para las no migrantes, excepto cuando se insertan en el servicio doméstico. La elevación de los niveles de escolaridad de las inmigrantes en los últimos veinte años no ha contribuido a modificar substancialmente sus opciones ocupacionales.

La muestra de los datos del censo de población de 1982 permitió examinar las características de las mujeres inmigrantes y no inmigrantes para buscar explicaciones a sus diferentes tasas de participación y distribución ocupacional. Se observó que ni la distribución por edades ni la escolaridad ejercían una influencia significativa. La estructura por edades de las mujeres económicamente activas, tanto inmigrantes como no migrantes, es semejante, aunque las inmigrantes están ligeramente más representadas en los grupos más jóvenes. A su vez, éstas tienen una escolaridad semejante a la de mujeres no inmigrantes, y en el servicio doméstico se observa mayor proporción de mujeres educadas entre las inmigrantes (Szasz, 1992). Esto indica que las mujeres urbanas que se dedican al servicio doméstico son aquellas que por su bajo nivel escolar no pueden acceder a otro tipo de empleos, mientras que las inmigrantes con educación se dirigen al servicio doméstico a pesar de su mayor escolaridad.

Cuadro 5

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE MUJERES INMIGRANTES
Y NO INMIGRANTES ECONOMICAMENTE ACTIVAS
EN LA REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO,
DE 1962 A 1982, POR GRANDES
GRUPOS DE OCUPACION**

Grandes grupos de ocupación	Inmigrantes	No inmigrantes	Total
1962			
No manuales	20.2	42.1	-
Manuales	79.8	57.9	-
Vendedoras, obreras y artesanas	15.6	44.0	
Trabajo doméstico	64.2	13.9	
Total	100.0	100.0	
1970			
No manuales	13.3	30.8	28.5
Manuales	86.7	69.2	71.5
Vendedoras, obreras y artesanas	23.2	44.0	41.0
Trabajo doméstico	63.5	25.2	30.5
Total	100.0	100.0	100.0
1982			
No manuales	24.8	39.7	37.7
Manuales	75.2	60.3	62.3
Vendedoras, obreras y artesanas	15.6	34.0	31.8
Trabajo doméstico	59.6	26.3	30.5
Total	100.0	100.0	100.0

Fuente: 1962: CELADE, Encuesta sobre Inmigración al Gran Santiago 1962 (Elizaga, 1970). 1970 y 1982: CELADE, muestras de los censos de población de Chile de 1970 y 1982 (información en cintas).

- : datos no disponibles.

La única característica individual que parece explicar las diferencias de inserción ocupacional de inmigrantes y no inmigrantes es su posición en la estructura familiar. Se encontraron notables diferencias en la situación familiar de inmigrantes y no migrantes que se vinculaban estrechamente con sus diferencias en la actividad económica. Mientras

el 85 por ciento de las mujeres no migrantes de Santiago eran jefas, esposas del jefe o hijas de familia, menos de la mitad de las migrantes recientes se encontraban en esta situación. Eran mayoritariamente “otras no parientes” y “otras parientes” en la estructura de los hogares donde vivían. La mayor tasa de participación económica se dio entre las “no parientes” (Szasz, 1992).

Entre las mujeres económicamente activas, la mitad de las no migrantes eran jefas de familia o cónyuges del jefe, y otro 30 por ciento eran hijas de familia. En cambio, un 70 por ciento de las inmigrantes no tenían un hogar propio. En otras palabras, la mayor parte de las inmigrantes trabajaban para mantenerse, mientras que casi todas las trabajadoras no migrantes lo hacían para mantener total o parcialmente sus hogares (Szasz, 1992).³

Entre las inmigrantes económicamente activas en el servicio doméstico en 1982, un 61 por ciento no tenía hijos y otro 19 por ciento tenía uno solo. En cambio, el 62 por ciento de las no migrantes económicamente activas eran mujeres con hijos. Estas características de las no migrantes corresponden al aumento en la participación económica de mujeres casadas de los sectores populares ocurrido en los años ochenta. En cambio, las inmigrantes siguen respondiendo a los patrones de incorporación en la actividad económica previos al proceso de transformación productiva: mayores niveles de participación de mujeres jóvenes, solteras y sin hijos (Szasz, 1992).

La diferente distribución de migrantes y no migrantes según grupos de ocupación determina menores ingresos promedio para las inmigrantes. Al asignar los valores de los ingresos percibidos en promedio por las mujeres económicamente activas en cada grupo de ocupación en 1990 a esta distribución porcentual de mujeres, el ingreso promedio total de las inmigrantes correspondió al 77 por ciento del de las no inmigrantes. En cambio, al comparar el status ocupacional y los ingresos promedio de los varones inmigrantes y no inmigrantes, no aparecieron diferencias significativas (cuadro 6).

³ Una pequeña encuesta que se llevó a cabo entre empleadas domésticas en Santiago a fines de los ochenta señala que las inmigrantes trabajan preferentemente para mantenerse a sí mismas y a sus hijos, si los tienen, pero que no envían remesas de dinero a sus hogares de origen (Hojman, 1989).

Cuadro 6

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LA POBLACION
ECONOMICAMENTE ACTIVA DE LA REGION
METROPOLITANA DE SANTIAGO EN 1982,
POR ESTRATOS DE INGRESO MENSUAL,
SEGUN SEXO Y CONDICION MIGRATORIA**

Estratos de ingreso mensual	Hombres		Mujeres	
	In- migrantes	No migrantes	In- migrantes	No migrantes
Menos del salario mínimo	19.1	18.1	61.6	36.6
Entre el mínimo y el promedio	53.5	55.1	23.9	46.5
Entre el promedio y tres veces el promedio	19.4	18.8	7.3	11.1
Más de tres veces el promedio	8.0	8.0	4.3	5.8
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: Elaboración con base en la distribución proporcional de la población inmigrante y no inmigrante por ocupación obtenida en la muestra del censo de población de 1982, y en los promedios de ingreso mensuales para hombres y mujeres en cada ocupación que señalan los resultados de la Encuesta Nacional de Empleo del Programa Integrado de Encuestas en Hogares del INE para el cuarto trimestre de 1990.

Como se observaba en el cuadro 1, el menor ingreso promedio de las mujeres respecto de los hombres se debe en gran medida a la elevada proporción de mujeres en el servicio doméstico. A su vez, las diferencias negativas en ingresos y status ocupacional de las inmigrantes se deben también a su elevada inserción en el servicio doméstico.

Esta segmentación ocupacional se relaciona con las características familiares de las inmigrantes y con su mayor dificultad para acceder a otro tipo de empleos. El 85 por ciento de las inmigrantes activas en el servicio doméstico vivían en el hogar donde trabajaban en 1982 y, como se indicó anteriormente, la mayoría de las inmigrantes económicamente activas no vivían con su familia directa en la ciudad. En cuanto a las posibilidades de acceder a otros empleos, aparentemente éstos son más difíciles para las inmigrantes porque en las otras ocupaciones el desempleo de inmigrantes era algo mayor que entre las no migrantes. La dificultad para acceder a empleos acordes con su nivel de calificación

se desprende también de que las inmigrantes en el servicio doméstico presentan mayor escolaridad que las mujeres de la metrópoli que están en el mismo oficio (Szasz, 1992). En las desventajas ocupacionales de las inmigrantes recientes parecen jugar un papel central su situación familiar y la carencia de redes sociales de apoyo.

VI. CONSIDERACIONES FINALES

Los efectos de los procesos de modernización en la condición de las mujeres chilenas, tales como el aumento de la escolaridad y el acceso a medios para controlar su fecundidad, no han tenido una influencia importante en el volumen y la dirección de las corrientes migratorias femeninas, ni han modificado la desventajosa inserción laboral de las inmigrantes. En cambio, las fluctuaciones del mercado de trabajo femenino en áreas rurales y semi-rurales, así como los cambios en el mercado de trabajo urbano que han resultado de las distintas estrategias de desarrollo han contribuido a definir el volumen y dirección de las corrientes migratorias. Otros condicionamientos de género, como las construcciones culturales sobre la vida sexual femenina y la nupcialidad, parecen ejercer una influencia decisiva en la desfavorable incorporación laboral de las inmigrantes a Santiago, que no se observa entre los inmigrantes varones.

Durante el proceso de industrialización sustitutiva en Chile, el crecimiento de la fuerza de trabajo y del empleo femenino urbanos estuvieron por debajo del crecimiento de la población de mujeres en edad de trabajar. Después de 1975, la fuerza de trabajo femenina se expandió considerablemente en Santiago sin que existiera una expansión y diversificación equivalente del empleo, incrementándose la desocupación de mujeres y manteniéndose la segregación por sexo del mercado de trabajo. Entre las mujeres económicamente activas pasaron a predominar las que tenían entre 25 y 45 años de edad, siendo la mayoría no solteras y con hijos. Tanto las tasas de participación en la actividad económica como sus fluctuaciones según los ciclos económicos han sido diferentes según estratos de ingreso y escolaridad.

Hasta los años sesenta, la tradicional desventaja de las inmigrantes en el mercado de trabajo metropolitano derivaba de sus menores credenciales ante una estructura rígida de crecimiento del empleo femenino, y del rechazo de las mujeres urbanas de escasos recursos por el empleo en el servicio doméstico, para el que existía una demanda considerable. Desde 1975, las inmigrantes se han enfrentado, además, con una

proporción creciente de mujeres metropolitanas que buscan trabajo y trabajan, y con una transformación estructural del servicio doméstico por la inserción masiva de mujeres no migrantes de escasos recursos.

Desde el punto de vista de la oferta de mano de obra, las desventajas de las inmigrantes derivadas de su menor edad, escolaridad y experiencia urbana se han reducido, y en el caso de la escolaridad han desaparecido. Pero han permanecido en todo el período las desventajas derivadas de su carencia de inserción familiar y de vivienda en la ciudad.

En la segunda mitad de la década de los ochenta, la persistencia de los niveles de pobreza urbanos y el reemplazo de las elevadas tasas de desempleo por una creciente precarización de las ocupaciones han mantenido altas las tasas de participación femenina en la actividad económica, con cierto aumento de las trabajadoras manuales y un peso mayoritario de la modalidad "puertas afuera" en el servicio doméstico. A su vez, el aumento del empleo femenino agrícola en la segunda mitad de la década de los ochenta y la mayor retención de población femenina rural y semi-rural en la zona central permiten pensar que las tasas de crecimiento de la inmigración de mujeres a Santiago continuarán disminuyendo, aunque persista por varios años un volumen importante de mujeres rurales y urbanas que se trasladarán a la metrópoli.

La proporción de adolescentes y mujeres con baja escolaridad entre las inmigrantes seguirá disminuyendo de acuerdo con las tendencias en la escolaridad de la población del país. De esta manera, continuará el mejoramiento de las credenciales laborales de las inmigrantes. Pero también cabe esperar que la composición por estado civil y posición en el hogar mantenga el tipo de inserción laboral de las inmigrantes a Santiago, semejante al que tenían antes de iniciarse la reconversión productiva del país.

El escaso dinamismo de la expansión del empleo femenino, la persistencia en la segmentación por género del mercado laboral y de la terciarización del empleo femenino, así como las nuevas tendencias a la precarización de los empleos y al aumento de la participación económica de las mujeres no migrantes permiten pensar que el tipo de actividad de las inmigrantes no se modificará en los años noventa. Aunque ya sean más calificadas y prefieran no trabajar en el servicio doméstico "puertas adentro", no existirán muchas opciones laborales para ellas.

La importancia explicativa de la posición en la familia para los patrones de participación económica de las mujeres inmigrantes reitera la importancia de analizar las migraciones y la inserción laboral femenina usando como unidad de análisis a los hogares. Se manifiesta la necesidad

de estudios que exploren, a nivel micro, las interrelaciones entre los cambios en el rol asignado a las mujeres y su comportamiento económico, como complementos necesarios para comprender la inserción de las inmigrantes en la división social del trabajo y en los mercados laborales. En este estudio, la dimensión de género se hizo indispensable para comprender la especificidad de las migraciones femeninas y el comportamiento económico de las inmigrantes.

BIBLIOGRAFIA

- Aranda, X. (1982), "Participación de la mujer en la agricultura y la sociedad rural en áreas de pequeña propiedad", *Contribuciones*, N° 9, Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO), Santiago de Chile.
- (1981), *Empleo, migración rural y estructura productiva agrícola*, documento de trabajo, FLACSO-PISPAL, Santiago de Chile.
- Arias, P. (1992), *La migración femenina en dos modelos de desarrollo: 1940-1970; 1980-1992*, ponencia presentada en la Conferencia New Perspectives on Mexico-U.S. Migration, Centro de Estudios Latinoamericanos, Universidad de Chicago, 22 al 23 de octubre de 1992.
- Arriagada, I. (1990) "Participación desigual de las mujeres en el mundo del trabajo", *Revista de la CEPAL*, N° 40, CEPAL, Santiago de Chile.
- Benería, L. y M. Roldán (1987), *The Crossroads of Class and Gender: Industrial Homework Subcontracting and Households Dynamic in Mexico*, University of Chicago Press, Chicago.
- Boltvinik, J. (1992) "Magnitud y evolución de la pobreza en América Latina", *Comercio Exterior*, Vol. 42, N° 4, México.
- Cáceres, C. (1980), *Participación laboral y desocupación según estratos de ingreso*, tesis para optar al grado de Magister, Universidad de Chile, Santiago de Chile.
- CELADE (s/f), Muestra del censo de población de 1970 para la Provincia de Santiago y muestra del censo de población de 1982 para la Región Metropolitana de Santiago (información en cintas, disponible en el Banco de Datos de CELADE), Santiago de Chile.
- CEPAL (1991a), "La mujer en América Latina y el Caribe: el desafío de la transformación productiva con equidad", *Notas sobre la Economía y el Desarrollo*, N° 513/514, Santiago de Chile.
- (1991b), *La equidad en el panorama social de América Latina durante los años ochenta*, LC/G 1686, CEPAL, Santiago de Chile.
- (1990), *Una estimación de la magnitud de la pobreza en Chile 1987*, documento de distribución limitada, LC/L 599, Santiago de Chile.
- Cereceda, L. y M. Cifuentes (1987), *¿Qué comen los pobres?*, Instituto de Sociología, Universidad Católica de Chile, Santiago de Chile.
- Díaz, A. (1991), *Nuevas tendencias en la estructura social chilena*, SUR, Centro de Estudios Sociales y Educación, documento de trabajo 123, Chile.

- Deere, C. (1986), "Rural Women and Agrarian Reform in Peru, Chile and Cuba", en Nash, J. y Safa, H. (eds.), *Women and Change in Latin America*, Bergin and Garvey, Massachussets.
- Elizaga, J. (1970), *Migraciones a las áreas metropolitanas de América Latina*, CELADE, Santiago de Chile.
- Elton, Ch. (1978), *Migración femenina en América Latina. Factores determinantes*, CELADE, Santiago de Chile.
- Findley, S. y L. Williams (1991), "Women who go and Women who stay: Reflections on Family Migration Processes in a Changing World", *Population and Labour Policies Programme*, Working Paper No. 176, International Labour Office, Ginebra.
- Gálvez, T. (1989), *Nosotras, trabajadoras de la industria*, Centro de Estudios de la Mujer, Santiago de Chile.
- Garayar, M. y A. Sánchez (1989), *Áreas metropolitanas y migraciones: aspectos teóricos*, Universidad de Concepción, Chile.
- García, N. (1991), *Reestructuración, ahorro y mercado de trabajo*, PREALC-OIT, Santiago de Chile.
- García de Fanelli, A. M. (1989), "Patrones de desigualdad social en la sociedad moderna: una revisión de la literatura sobre discriminación ocupacional y salarial por género", *Desarrollo Económico*, Vol. 29, N° 14, Instituto para el Desarrollo Social y Económico, Buenos Aires.
- Garret, P. (1976), *Some Structural Constraints on the Agricultural Activity of Women: The Chilean Hacienda*, Land Tenure Center, Paper N° 70, University of Wisconsin, Madison.
- Herold, J. (1979), "Female Migration in Chile: Types of Moves and Socioeconomic Characteristics", *Demography*, Vol. 16, N° 2, Population Association of America.
- Hojman, D. (1989), "Land Reform, Female Migration and the Market for Domestic Service in Chile", *Journal of Latin American Studies*, Vol. 21, N° 1.
- Hugo, G. (1991), *Migrant Women in Developing Countries*, ponencia presentada a la Reunión del Grupo de Expertos de Naciones Unidas sobre Feminización de la Migración Interna, Aguascalientes, México, 22 al 25 de octubre.
- INE (s.f.), XII Censo General de Población y I de Vivienda, levantado el 24 de abril de 1952. Tomo III, Núcleo Central. I, Servicio Nacional de Estadística y Censos, Chile.
- INE (s.f.), Población. Resultados definitivos del XIV Censo de Población 1970. Provincia de Santiago, Instituto Nacional de Estadística, Chile.
- INE (s.f.), Población. XV Censo Nacional y IV de Vivienda-Chile, abril 1982, Región Metropolitana de Santiago, Tomos I y II, Instituto Nacional de Estadística, Chile.
- INE (1990), Encuesta Nacional de Empleo del Programa Integrado de Encuestas en Hogares, Instituto Nacional de Estadística, Chile, resultados del trimestre octubre-diciembre (tabulaciones especiales).
- Jones, G.W. (1991), *The Role of Female Migration in Development*, ponencia presentada a la Reunión del Grupo de Expertos de Naciones Unidas sobre Feminización de la Migración Interna, Aguascalientes, México, 22 al 25 de octubre.
- Krawczyk, M. (1990), "The Growing Presence of Women in Development", *Revista de la CEPAL*, N° 40, Santiago de Chile.
- León, F. (1991a), *Familia, trabajo y política de ingresos. Escenarios emergentes*, ponencia presentada al Taller de trabajo sobre familia, desarrollo y dinámica de población en América Latina y el Caribe, CELADE, Santiago de Chile, 27 al 29 de noviembre.

- León, F. (1991b), "Los trabajadores en el auge agroexportador", *Estadística y Economía*, N° 3, Instituto Nacional de Estadística, Chile.
- Lim, L.L. (1988), *Effects of Women's Position on Migration*, Conference on Women's Position and Demographic Change in the Course of Development, International Union for the Scientific Study of Population, Oslo.
- Martínez, J. (1990), *Patrones migratorios interregionales en Chile: análisis de casos seleccionados*, Serie A, N° 212, CELADE, Santiago de Chile.
- Morokvasic, M. (1984), "Birds of Passage are also Women", *International Migration Review*, Vol. 18, No.4.
- Muñoz, A. (1988), "Fuerza de trabajo femenina: evolución y tendencias", *Mundo de mujer, continuidad y cambio*, Centro de Estudios de la Mujer (CEM), Santiago de Chile.
- Muñoz, M. y C. Reyes (1991), *La familia en Chile*, ponencia presentada al Taller de trabajo sobre familia, desarrollo y dinámica de población en América Latina y el Caribe, CEPAL-CELADE, Santiago de Chile, 27-29 de noviembre.
- Nef, J. (1991), *Democratization, Stability and other Illusions: Militarism, Nationalism and Populism in the Political Evolution of Latin America with Special Reference to the Chilean Case*, documento presentado a la Canada/Latin America Opportunities Conference: Latin America and Canada: a Great Awakening, Westin Hotel, Calgary, Alberta. 5-7 de mayo.
- Pardo, L. (1987), "Participación de las mujeres en la fuerza de trabajo: tendencias y características", I parte, *Revista de Economía y Administración*, N° 61, Universidad de Chile, Santiago de Chile. Pollack, M. y M. Villarreal (1991), *Ajuste estructural, mujer y estrategias de sobrevivencia*, ponencia presentada al Taller de trabajo sobre familia, desarrollo y dinámica de población en América Latina y el Caribe, CELADE, Santiago de Chile, 27 al 29 de noviembre.
- Pollack, M. (1990), *Women Workers and the Economic Cycle*, ponencia presentada a la Conferencia sobre Weathering Economic Crisis: Women's Economic Responses to Recession in Latin America and the Caribbean, CEPAL, Santiago de Chile, 27 al 30 de mayo.
- PREALC (1990), *Empleo y equidad: desafío de los 90*, documento de trabajo N° 354, PREALC-OIT, Santiago de Chile.
- Raczynski, D. (1986), "La regionalización y la política económico-social del régimen militar: el impacto regional", *Notas Técnicas*, N° 84, CIEPLAN, Santiago de Chile.
- Raczynski, D. y P. Vergara (1979), *Condicionantes del comportamiento migratorio de las áreas rurales en Chile* (versión preliminar), PISPAL-CIEPLAN, Santiago de Chile.
- Ribeiro, L. y T. De Barbieri (1978), "La mujer obrera chilena: una aproximación a su estudio", *Chile, Mujer y Sociedad*, UNICEF, Santiago de Chile.
- Sassen-Koob, S. (1984), "Notes on the Incorporation of Third World Women into Wage Labor through Immigration and Off-Shore Production", *International Migration Review*, Vol. 18, N° 4.
- Szasz, I. (1992), *Mujeres inmigrantes en el mercado de trabajo de Santiago. El impacto de la transformación productiva*, informe final de investigación, CELADE, Santiago de Chile.
- Tienda, M. y K. Booth (1988), *Migration, Gender and Social Change: a Review and Reformulation*, en Conference on Women's Position and Demographic Change in the Course of Development, International Union for the Scientific Study of Population, Oslo.
- Todaro, R. y T. Gálvez (1987), *Trabajo doméstico remunerado: conceptos, hechos, datos*, Centro de Estudios de la Mujer, Santiago de Chile.

ANEXO ESTADISTICO

Tabla 1

DISTRIBUCION DE LA POBLACION INMIGRANTE A LA REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO, DE 15 AÑOS Y MAS, POR SEXO Y GRUPOS DE EDADES, SEGUN PERIODO DE LLEGADA

Sexo y grupos de edades	Período de llegada		
	1952-1962	1965-1970	1977-1982
Hombres			
15-19	26.5	24.3	15.2
20-24	23.8	22.3	24.2
25-29	13.7	15.0	18.6
30-34	8.3	9.2	11.6
35 y más	27.7	29.2	30.4
Total	100.0	100.0	100.0
Mujeres			
15-19	32.4	29.4	20.2
20-24	21.2	21.9	26.1
25-29	14.8	13.5	16.4
30-34	6.3	8.4	9.6
35 y más	25.3	26.8	27.7
Total	100.0	100.0	100.0

Fuente: 1952-1962: Elizaga, 1970, con base en datos de la Encuesta de Inmigración al Gran Santiago de 1962. 1965-1970 y 1977-1982: CELADE, s/f., muestras de los censos de población de 1970 y 1982 para la Provincia y la Región Metropolitana de Santiago. Información en cintas.

Nota: La información de 1952-1962 se refiere al Gran Santiago; la información de 1965-1970, a la Provincia de Santiago; la información de 1977-1982, a la Región Metropolitana de Santiago.

Tabla 2

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LOS INMIGRANTES
RECIENTES DE 15 AÑOS Y MAS EN LA REGION
METROPOLITANA DE SANTIAGO, POR NIVEL
DE ESCOLARIDAD, SEGUN SEXO Y
PERIODO DE LLEGADA**

Años de estudio aprobados	Mujeres			Hombres		
	1952-1962	1965-1970	1977-1982	1952-1962	1965-1970	1977-1982
0 a 3	29.9	21.6	8.3	17.4	16.9	10.5
4 a 6	37.0	30.7	20.1	34.9	22.9	23.6
7 y más	33.1	47.7	71.7	47.7	60.3	65.9
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: 1952-1962: Elizaga, 1970, con base en datos de la Encuesta de Inmigración al Gran Santiago de 1962. 1965-1970 y 1977-1982: CELADE, s/f., muestras de los censos de población de 1970 y 1982 para la Provincia y la Región Metropolitana de Santiago. Información en cintas.

Nota: La información de 1952-1962 se refiere al Gran Santiago; la información de 1965-1970, a la Provincia de Santiago; la información de 1977-1982, a la Región Metropolitana de Santiago.

Tabla 3

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LAS MUJERES DE 15 AÑOS Y
MAS DE LA REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO
ENTRE 1952 Y 1982, POR NIVEL DE ESCOLARIDAD,
SEGUN CONDICION MIGRATORIA Y AÑO**

Años de estudio aprobados	1952		1970		1982	
	Inmigrantes 52-62	No inmigrantes	Inmigrantes 65-70	No inmigrantes	Inmigrantes 77-82	No inmigrantes
0 a 3	29.9	13.2	21.6	20.1	8.3	11.0
4 a 6	37.0	35.8	30.7	34.9	20.1	20.4
7 y más	33.1	51.0	47.7	44.7	71.7	68.6
7 a 9			26.2	13.1	27.7	18.0
10 a 12			16.2	26.3	31.1	34.9
13 y más			5.3	5.6	12.9	15.7
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: 1952-1962: Elizaga, 1970, con base en datos de la Encuesta de Inmigración al Gran Santiago de 1962. 1965-1970 y 1977-1982: CELADE, s/f., muestras de los censos de población de 1970 y 1982 para la Provincia y la Región Metropolitana de Santiago. Información en cintas.

Nota: La información de 1952-1962 se refiere al Gran Santiago; la información de 1965-1970, a la Provincia de Santiago; la información de 1977-1982, a la Región Metropolitana de Santiago.

Tabla 4

**TASAS ESPECIFICAS ^a DE PARTICIPACION FEMENINA
EN LA ACTIVIDAD ECONOMICA EN LA REGION
METROPOLITANA DE SANTIAGO, DE 1952
A 1990, POR GRUPOS DE EDADES**

Grupos de edades	1952	1960	1970	1982	1990
12 a 14	6.0	4.2	2.3	-	-
15 a 19	36.5	30.2	20.4	15.0	11.9
20 a 24	45.4	43.2	39.1	40.1	42.7
25 a 29	40.5	37.3	36.5	42.5	47.2
30 a 34	37.3	32.3	32.5	38.5	44.8
35 a 39	36.5	31.1	31.8	37.5	46.8
40 a 44	35.9	30.7	30.1	36.4	48.9
45 a 64	28.6	27.4	22.7	24.9	33.9
65 y más	13.4	8.8	7.5	5.5	5.9

Fuente: 1952 a 1982: INE, censos de población y vivienda. 1990: INE, Resultados de la Encuesta Nacional de Empleo del PIEH, cuarto trimestre de 1990.

Nota: De 1952 a 1970 se refiere a la Provincia de Santiago.

^a Tasas específicas: mujeres activas de la edad x/mujeres de la edad x.

Tabla 5

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LAS MUJERES
ECONOMICAMENTE ACTIVAS DE LA REGION
METROPOLITANA DE SANTIAGO,
POR ESTADO CIVIL**

Estado civil	1960	1970	1982	1990
Solteras	61.6	54.6	50.4	40.2
No solteras ^a	38.4	45.4	49.6	59.8
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: 1960 a 1982: INE, censos de población y vivienda. 1990: INE, Resultados de la Encuesta Nacional de Empleo del PIEH, cuarto trimestre de 1990.

Nota: Desde 1960 a 1970 se refiere a la Provincia de Santiago.

^a Casadas, convivientes, viudas, divorciadas (anuladas), separadas.

Tabla 6

TASA DE PARTICIPACION FEMENINA EN LA ACTIVIDAD ECONOMICA EN LA REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO, POR NIVELES DE ESCOLARIDAD

Nivel de escolaridad	1960 ^a	1970 ^b	1982 ^c	1990 ^c
Sin instrucción	23.2	19.2	17.8	7.4
1 a 6 años	25.8	22.2	22.8	17.6
7 a 12 años	26.4	26.9	29.2	30.5
13 o más años	49.4	48.0	57.1	52.0

Fuente: 1960 a 1982: INE, censos de población y vivienda. 1990: INE, Resultados de la Encuesta Nacional de Empleo del PIEH, cuarto trimestre de 1990.

^a Mujeres de 10 años y más de la Provincia de Santiago.

^b Mujeres de 12 años y más de la Provincia de Santiago.

^c Mujeres de 15 años y más de la Región Metropolitana de Santiago.

Tabla 7

TASAS DE DESEMPLEO FEMENINO EN LA REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO, DE 1952 A 1990

1952 ^a	1960 ^a	1970 ^a	1982 ^b	1990 ^b
3.3	5.3	3.2	18.6	6.1

Fuente: 1952 a 1982: INE, censos de población y vivienda. 1990: INE, Resultados de la Encuesta Nacional de Empleo del PIEH, cuarto trimestre de 1990.

^a Mujeres de 12 años y más de la Provincia de Santiago.

^b Mujeres de 15 años y más de la Región Metropolitana de Santiago.

Tabla 8

**TASAS DE DESEMPLEO DE MUJERES ACTIVAS QUE NO SON
JEFES DE FAMILIA EN EL GRAN SANTIAGO, DE 1957 A 1978,
SEGUN ESTRATOS DE INGRESO DE SUS HOGARES**

Años	Estratos de ingreso			
	Bajo	Medio-bajo	Medio-alto	Alto
1957-58	15.3	8.3	5.1	2.1
1959-61	16.3	10.3	5.1	2.4
1962-64	10.1	7.7	3.2	2.0
1965-67	15.9	8.8	4.8	1.8
1968-70	17.4	10.5	7.3	2.1
1971-73	9.7	6.1	4.3	1.9
1974-76	40.2	25.3	13.0	4.9
1977-78	34.8	21.8	9.4	3.5
Promedio	20.0	12.4	6.5	2.5

Fuente: Encuesta de Empleo y Desempleo en el Gran Santiago, de la Universidad de Chile (Cáceres, 1980).

Tabla 9

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LA POBLACION FEMENINA
ECONOMICAMENTE ACTIVA DE LA REGION METROPOLITANA
DE SANTIAGO, DE 1952 A 1990, POR RAMA DE ACTIVIDAD**

Rama de actividad	1952	1960	1970	1982	1990
Agricultura y minería	1.8	1.1	1.0	1.0	2.4
Industria	29.5	24.5	23.7	15.9	16.3
Alimentos		1.2		1.6	1.4
Ropa y calzado		18.6		10.2	10.5
Papel e imprenta		0.7		0.7	1.0
Químicas		1.2		1.4	1.2
Otras		2.8		2.0	2.1
Construcción	0.3	0.2	0.7	0.6	0.7
Comercio	11.1	10.8	13.0	15.3	19.3
Servicios	57.4	63.4	61.6	67.2	61.2
Pers. y hogar		41.3		30.7	27.2
Socs. y comun. ^a		16.7		26.1	22.0
Apoyo producc. ^b		3.0		7.0	9.0
Otros servicios		2.3		3.3	3.0
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: 1952 a 1982: INE, censos de población y vivienda. 1990: INE, Resultados de la Encuesta Nacional de Empleo del PIEH, cuarto trimestre de 1990.

Nota: De 1952 a 1970 se refiere a la Provincia de Santiago. No incluye personas con rama de actividad insuficientemente especificada.

^a Servicios sociales y comunitarios incluye servicios de salud y enseñanza, administrativos del gobierno y defensa, asistenciales y de esparcimiento.

^b Servicios de apoyo a la producción incluye establecimientos financieros, transporte, comunicaciones, compañías de seguros, bienes inmuebles y servicios a empresas (legales, contables y de asesoría). La mayor proporción de mujeres en esta rama se ubica en servicios a empresas.

Tabla 10

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LA POBLACION
FEMENINA ECONOMICAMENTE ACTIVA DE LA
REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO
1952-1990, POR GRUPOS Y SUBGRUPOS
DE OCUPACION**

Grupos y subgrupos de ocupación	1952	1960	1970	1982	1990
Profesionales y técnicas	8.3	11.2	12.9	15.6	14.6
Prof. científico-técnicas	0.3	0.5	0.7	1.3	1.5
Médicas y dentistas	0.3	0.3	0.4	0.5	0.8
Abogadas y juezas	0.1	0.1	0.2	0.3	0.3
Profesoras y maestras	3.5	4.7	5.2	7.3	6.5
Enfermeras, parteras y paramédicos	2.7	4.2	5.2	4.8	4.4
Artistas, religiosas y otras	1.4	1.4	1.2	1.4	1.0
Gerentes y directoras	1.6	1.4	1.3	2.2	2.9
Administración pública	0.2	0.1	0.1	0.1	0.2
Comercio	0.4	0.2	0.3	1.0	1.1
Otros	1.0	1.1	0.9	1.1	1.6
Empleadas de oficina	11.6	12.2	16.7	22.0	21.0
Secretarías y afines	10.4	9.6	14.3	17.9	15.8
Contadoras	0.2	0.4	0.3	1.1	1.9
Cajeras	0.9	1.6	0.6	2.1	2.3
Otras	-	0.5	1.6	0.9	1.0
Vendedoras	7.8	8.1	9.2	11.2	14.7
Vendedoras-propietarias	4.5	3.8	3.5	3.5	3.5
Dependientes y ambulantes	3.2	4.1	5.5	7.1	10.3
Viajantes y otras	0.1	0.2	0.2	0.6	0.9
Operarias y artesanas calificadas	23.3	20.0	18.5	9.6	10.6
Modistas, costureras y peleteras	16.8	12.1	11.2	5.9	6.1
Hilanderas y tejedoras	4.5	3.9	3.4	1.7	1.7
Zapateras	-	1.6	1.1	0.7	1.0
Otras	2.0	2.4	2.8	1.3	1.8
Obreras no calificadas	5.9	4.7	4.5	4.3	4.4
Trabajadoras de los servicios	41.5	42.4	37.0	35.1	31.9
Servicio doméstico	32.6	36.6	30.0	28.9	25.3
Otros servicios personales	8.9	5.8	7.0	6.2	6.6
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: 1952 a 1982: INE, censos de población y vivienda. 1990: INE, Resultados de la Encuesta Nacional de Empleo del PIEH, cuarto trimestre de 1990.

Tabla 11

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LA POBLACION
FEMENINA ECONOMICAMENTE ACTIVA DE LA
REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO,
DE 1952 A 1990, POR CATEGORIA
EN LA OCUPACION**

Categoría en la ocupación	1952	1960	1970	1982	1990
Patrona o empleadora	1.0	0.7	1.2	2.1	2.5
Trabajadora por cuenta propia	19.0	14.5	14.6	10.2	14.3
Asalariada empleada	22.8	27.5	39.5	48.9	42.4
Asalariada obrera	57.2	56.5	43.7	37.3	36.2
Obrera		22.1	18.0	11.6	14.6
Doméstica		34.4	25.7	25.7	21.6
Familiar no remunerada		0.8	1.0	1.6	4.6
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: 1952 a 1982: INE, censos de población y vivienda. 1990: INE, Resultados de la Encuesta Nacional de Empleo del PIEH, cuarto trimestre 1990.

Nota: De 1952 a 1970 los datos se refieren a la Provincia de Santiago.

Tabla 12

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LA POBLACION
ECONOMICAMENTE ACTIVA FEMENINA DE LA
REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO, DE
1952 A 1990, POR CARACTER ASALARIADO O
NO ASALARIADO DE LA OCUPACION**

Carácter ocupación	1952	1960	1970	1982	1990
No asalariadas	20.0	16.0	16.8	13.9	21.4
Asalariadas	80.0	84.0	83.2	86.1	78.6
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: 1952 a 1982: INE, censos de población y vivienda. 1990: INE, Resultados de la Encuesta Nacional de Empleo del PIEH, cuarto trimestre 1990.

Nota: De 1952 a 1970 los datos se refieren a la Provincia de Santiago.

Tabla 13

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LA POBLACION ECONOMICAMENTE
ACTIVA DE LA REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO
EN 1990, POR GRUPOS DE OCUPACION, SEGUN SEXO**

Grupos de ocupación	Sexo	
	Hombres	Mujeres
No manuales		
Directores y gerentes	6.6	2.9
Profesionales y técnicos de altos ingresos ^a	5.5	2.3
Profesionales y técnicos ingresos medios y bajos ^b	3.7	12.2
Propietarios agrícolas	1.3	0.1
Oficinistas	13.6	21.0
Manuales		
Vendedores	11.7	14.7
Operarios y artesanos calificados	37.4	10.6
Obreros no calificados	13.5	4.4
Trabajadores de los servicios personales y de los hogares	6.7	31.8
Total	100.0	100.0

Fuente: INE, Resultados de la Encuesta Nacional de Empleo del PIEH, cuarto trimestre de 1990.

^a Comprende las profesiones cuyos ingresos promedio mensuales en 1990 eran de \$190 000 ó más: Arquitectos, ingenieros, químicos, físicos, farmacéuticos, agrónomos, veterinarios, biólogos, médicos, cirujanos, dentistas, científicos (matemáticas, economía, sociología, etc.).

^b Comprende las profesiones cuyos ingresos mensuales promedio en 1990 eran inferiores a \$190 000: Abogados, jueces, profesores, maestros, enfermeros, parteros, matronas, paramédicos, artistas, entrenadores, escritores, religiosos y otros profesionales y técnicos.

Tabla 14

**PROPORCION DE DESOCUPADAS ENTRE LA POBLACION
ECONOMICAMENTE ACTIVA FEMENINA DE LA REGION
METROPOLITANA DE SANTIAGO EN 1982, POR
GRUPOS DE OCUPACION, SEGUN
CONDICION MIGRATORIA**

Grupos de ocupación	Condición migratoria		
	Inmigrantes	No inmigrantes	Total
Profesionales, técnicas y directivas	12.2	5.6	6.2
Oficinistas	15.9	12.4	12.6
Trabajadoras manuales no domésticas	15.7	13.9	14.0
Trabajo doméstico	4.6	8.3	7.4
Total	8.7	10.7	10.4

Fuente: CELADE, muestra del censo de población de 1982 para la Región Metropolitana de Santiago. Información en cintas.

Tabla 15

**PROPORCION DE DESOCUPADAS ENTRE LA POBLACION
ECONOMICAMENTE ACTIVA FEMENINA DE LA
REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO EN
1982, POR GRUPOS DE EDADES, SEGUN
CONDICION MIGRATORIA**

Grupos de edades	Condición migratoria		
	Inmigrantes	No inmigrantes	Total
15 a 19	7.1	16.9	13.5
20 a 24	7.7	18.5	16.3
25 a 29	12.3	12.7	12.7
30 a 34	8.8	9.8	9.7
35 a 39	12.1	10.1	10.3
40 a 44	17.6	8.8	9.2
45 a 64	9.0	8.9	8.9
65 y más	11.1	4.0	7.1
Total	9.4	12.0	11.6

Fuente: CELADE, muestra del censo de población de 1982 para la Región Metropolitana de Santiago. Información en cintas.

Tabla 16

**TASAS DE PARTICIPACION EN LA ACTIVIDAD DE LAS MUJERES
DE 15 AÑOS Y MAS DE LA REGION METROPOLITANA
DE SANTIAGO, POR PARENTESCO CON EL JEFE
DE FAMILIA, SEGUN CONDICION
MIGRATORIA**

Parentesco	Condición migratoria	
	Inmigrantes	No inmigrantes
Jefa de familia	46.0	39.8
Esposa o compañera	17.4	18.1
Hija	28.8	30.8
Otra pariente	27.3	22.6
Otra no pariente	80.2	74.0
Total	40.5	27.3

Fuente: CELADE, muestra del censo de población de 1982 para la Región Metropolitana de Santiago. Información en cintas.

Tabla 17

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LAS MUJERES ECONOMICAMENTE
ACTIVAS DE LA REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO EN 1982,
POR PARENTESCO CON EL JEFE DE FAMILIA,
SEGUN CONDICION MIGRATORIA**

Parentesco	Condición migratoria	
	Inmigrantes	No inmigrantes
Jefa de familia	8.3	20.7
Esposa o compañera	13.0	29.7
Hija	7.7	29.0
Otra pariente	15.0	9.2
Otra no pariente	56.0	11.4
Total	100.0	100.0

Fuente: CELADE, muestra del censo de población de 1982 para la Región Metropolitana de Santiago. Información en cintas.

Tabla 18

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LAS MUJERES ECONOMICAMENTE
ACTIVAS EN LA OCUPACION SERVICIO DOMESTICO DE LA
REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO EN 1982,
POR NIVEL DE INSTRUCCION, SEGUN
CONDICION MIGRATORIA**

Años de estudio aprobados	Condición migratoria	
	Inmigrantes	No inmigrantes
0 a 3	11.8	23.8
4 a 6	28.6	35.6
7 a 9	39.0	24.1
10 a 12	19.6	15.0
13 ó más	1.1	1.4
Total	100.0	100.0

Fuente: CELADE, muestra del censo de población de 1982 para la Región Metropolitana de Santiago. Información en cintas.

Tabla 19

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LAS MUJERES ECONOMICAMENTE
ACTIVAS EN LA OCUPACION SERVICIO DOMESTICO DE LA
REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO EN 1982,
POR PARENTESCO CON EL JEFE DE FAMILIA,
SEGUN CONDICION MIGRATORIA**

Parentesco	Condición migratoria	
	Inmigrantes	No inmigrantes
Jefas de familia	3.3	18.6
Esposa o compañera	2.6	18.8
Hija	2.4	17.7
Otra pariente	8.1	8.6
Otra no pariente	83.6	36.3
Total	100.0	100.0

Fuente: CELADE, muestra del censo de población de 1982 para la Región Metropolitana de Santiago.
Información en cintas.

Tabla 20

**DISTRIBUCION PORCENTUAL DE LAS MUJERES ECONOMICAMENTE
ACTIVAS EN LA OCUPACION SERVICIO DOMESTICO DE
LA REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO
EN 1982, POR NUMERO DE HIJOS, SEGUN
CONDICION MIGRATORIA**

Número de hijos	Condición migratoria	
	Inmigrantes	No inmigrantes
Sin hijos	69.9	39.0
1	17.8	23.7
2	6.3	12.9
3	2.5	8.4
4	3.4	16.0
Total	100.0	100.0

Fuente: CELADE, muestra del censo de población de 1982 para la Región Metropolitana de Santiago.
Información en cintas.

Tabla 21

**TASAS DE PARTICIPACION EN LA ACTIVIDAD ECONOMICA
DE LA POBLACION DE 15 AÑOS Y MAS DE LA REGION
METROPOLITANA DE SANTIAGO, DE 1962 A 1982,
POR SEXO Y CONDICION MIGRATORIA**

Sexo y condición migratoria	Año		
	1962	1970	1982
Hombres			
Inmigrantes recientes	83.7	72.9	77.6
No inmigrantes	79.1	70.4	72.8
Mujeres			
Inmigrantes recientes	45.5	38.4	40.5
No inmigrantes	31.8	24.6	27.3

Fuente: 1962: Encuesta sobre Inmigración al Gran Santiago, CELADE, 1962 (Elizaga, 1970). 1970 y 1982: CELADE, muestras de los censos de población de 1970 y 1982 para la Provincia de Santiago y para la Región Metropolitana de Santiago. Información en cintas.

Nota: Las inmigrantes en 1962 son mujeres que llegaron a vivir al Gran Santiago entre 1952 y 1962. Las inmigrantes en 1970 son mujeres que llegaron a vivir a la Provincia de Santiago entre 1965 y 1970. Las inmigrantes en 1982 son mujeres que llegaron a vivir a la Región Metropolitana de Santiago entre 1977 y 1982. Las tasas de participación se calcularon, en 1962, para la población de 14 años y más; en 1970, para la población de 12 años y más; y en 1982, para la población de 15 años y más.

Tabla 22

**DISTRIBUCION DE LA POBLACION ECONOMICAMENTE ACTIVA DE
LA REGION METROPOLITANA DE SANTIAGO, DE 1962 A 1982,
POR SEXO Y CONDICION MIGRATORIA,
SEGUN TIPO DE OCUPACION**

Sexo y condición migratoria	Año y tipo de ocupación					
	1962		1970		1982	
	No manual	Manual	No manual	Manual	No manual	Manual
Hombres						
Inmigrantes recientes	36.2	63.8	25.8	74.2	27.4	72.6
No migrantes	36.0	64.0	26.5	73.5	26.8	73.2
Mujeres						
Inmigrantes recientes	20.2	79.8	13.3	86.7	24.8	75.2
No migrantes	42.1	57.9	30.8	69.2	39.7	62.3

Fuente: 1962: Encuesta sobre Inmigración al Gran Santiago, CELADE, 1962 (Elizaga, 1970). 1970 y 1982: CELADE, muestras de los censos de población de 1970 y 1982 para la Provincia de Santiago y para la Región Metropolitana de Santiago. Información en cintas.

Nota: Las inmigrantes en 1962 son mujeres que llegaron a vivir al Gran Santiago entre 1952 y 1962. Las inmigrantes en 1970 son mujeres que llegaron a vivir a la Provincia de Santiago entre 1965 y 1970. Las inmigrantes en 1982 son mujeres que llegaron a vivir a la Región Metropolitana de Santiago entre 1977 y 1982.

**UNA VISION SINTETICA DEL AJUSTE ECONOMICO
Y SUS CONSECUENCIAS DEMOGRAFICAS
EN AMERICA LATINA***

**Reynaldo F. Bajraj
Jorge H. Bravo
(CELADE)**

RESUMEN

Se examinan brevemente los cambios económicos ocurridos en la región de América Latina durante las últimas décadas, especialmente los asociados a los procesos de ajuste en la década de los ochenta, y se discuten sus posibles efectos demográficos. Reconociendo algunos problemas conceptuales y ciertas limitaciones inherentes al estudio de las relaciones entre el ajuste o los cambios macro-económicos y las variaciones demográficas, se sintetizan las evidencias disponibles acerca de los cambios a mediano plazo en las tendencias de algunas variables demográficas y las respuestas a corto plazo del comportamiento demográfico a las variaciones anuales de ciertos indicadores económicos. Los hallazgos sugieren que tanto la nupcialidad como la fecundidad han respondido sensiblemente a las fluctuaciones económicas recientes, aunque no se encuentran evidencias de que las tendencias a mediano o largo plazo en la soltería o la descendencia final se hayan modificado significativamente. Las variaciones a corto plazo de la mortalidad infantil y las muertes por causas seleccionadas han sido muy moderadas en comparación con las de la nupcialidad y natalidad. La mortalidad asociada a algunas causas sensibles a las variaciones económicas registró durante la década de los años ochenta valores superiores a los esperados según las tendencias pasadas.

(RECESION ECONOMICA)
(TENDENCIAS DE LA
MORTALIDAD)

(POLITICA ECONOMICA)
(TENDENCIAS DE LA
FECUNDIDAD)

* Documento presentado en la Vigésima Segunda Conferencia General sobre Población, de la UIECP, Montreal, Canadá, 25 de agosto al 1 de septiembre, 1993.

**ECONOMIC ADJUSTMENT AND DEMOGRAPHIC
RESPONSES IN LATIN AMERICA:
AN OVERVIEW**

SUMMARY

A brief examination is made of the economic changes occurred in Latin America during the last few decades, specially those associated to the adjustment processes during the nineteen eighties. Some conceptual problems and limitations inherent in the study of the relationships between adjustment and demographic variation are recognized, and the available evidence on medium and short term demographic reactions to economic changes is synthesized. The findings suggest that both nuptiality and fertility have responded noticeably to recent economic fluctuactions, though no evidence is found on substantial modifications of the medium term trends in celibacy and completed parity. Short run variation in infant mortality and mortality due to selected causes have been very moderate by comparison with those of nuptiality and fertility. Mortality associated to some causes registered larger values in the nineteen eighties than those expected on the basis of past trends.

(ECONOMIC RECESSION)
(MORTALITY TRENDS)

(ECONOMIC POLICY)
(FERTILITY TRENDS)

INTRODUCCION

El propósito de este documento es presentar una visión general acerca del ajuste económico que ha experimentado América Latina durante los últimos diez años y revisar las evidencias acerca de las respuestas demográficas asociadas a este cambio. En primer lugar, presentamos los antecedentes económicos en los cuales se enmarcará el análisis de las fluctuaciones demográficas que serán reseñadas en la segunda parte de este documento.

Usamos el término general “ajuste”, a pesar de que los esfuerzos de estabilización macro-económicos pueden diferenciarse conceptualmente de las reformas y de los cambios de carácter más estructural.¹ Ambos tipos de intervención se han emprendido en forma simultánea durante la última década en la región.

En los decenios de 1960 y 1970 se habían puesto en práctica en Latinoamérica y el Caribe una cantidad apreciable de programas de estabilización, que estaban usualmente ligados a operaciones con el Fondo Monetario Internacional (F.M.I.). Muchos de ellos tuvieron un éxito sólo parcial y efímero. Comenzaron a escucharse quejas en el sentido de que eran las condiciones estructurales las que impedían el éxito de las políticas clásicas de estabilización. El argumento más habitual planteaba que era difícil, o hasta imposible, cambiar la conducta del sector público en cuanto a su déficit si no se cambiaba, además, su tamaño relativo en la economía y no se redefinían sus funciones. En la década de los años ochenta, esta visión se amplió, se generalizó y se plasmó en las operaciones. El Fondo Monetario comenzó a requerir la aprobación de programas de ajustes estructurales, habitualmente financiados por el Banco Mundial, para llevar a cabo sus operaciones de estabilización a corto plazo.

¹ Las políticas de estabilización a corto plazo buscan la restauración de algunos equilibrios financieros, mientras que las reformas estructurales están orientadas a la transformación de ciertas relaciones básicas en el funcionamiento de la economía, en un horizonte temporal de mediano y largo plazo.

La facilidad y extensión con que se propagó esta iniciativa en los años ochenta se debió, en parte, a la prolongación y severidad de la crisis de esa década. Examinemos a grandes rasgos esta crisis, describiendo el ajuste de las brechas externas e internas que le precedieron y le siguieron. Luego consideremos los efectos aparentes que tuvieron estos cambios sobre las variables demográficas, basándonos en las evidencias disponibles hasta el momento en esta materia.

CRISIS Y AJUSTE EN AMERICA LATINA

Hoy, la expresión “la década perdida” es ampliamente usada para denotar la evolución económica adversa en la región latinoamericana durante los años ochenta. En las décadas de los sesenta y setenta, el Producto Bruto había crecido el 5.7 por ciento anual, mientras que en los años ochenta creció sólo un 1.1 por ciento. El Producto por habitante descendió alrededor de un 10 por ciento durante esa década, a un ritmo cercano al -1 por ciento anual. Los años ochenta comenzaron con una serie de fuertes desequilibrios internos y externos. El déficit en la cuenta corriente alcanzó una magnitud equivalente a 5 por ciento del producto en 1980 y 1981, lo que era claramente insostenible a largo plazo.² Su contrapartida, el endeudamiento, había llegado a ser tres veces y medio mayor que el valor de las exportaciones de un año. Los desequilibrios internos fueron tan notables como los externos durante ese período; aunque hubo excepciones (como Venezuela y Chile), el déficit del sector público equivalía a 6 ó 7 puntos del Producto en Brasil y Bolivia, y a más del 11 por ciento en México y Argentina. El desempleo urbano, que era moderadamente alto en muchos países en 1980, creció durante la primera mitad de la década hasta niveles superiores al 13 por ciento en Colombia, Chile, Panamá, Uruguay y Venezuela, y se mantuvo, en promedio, en niveles mayores a los de pre-crisis (cuadro 1). Finalmente, la tasa de inflación tuvo valores tan altos como de 100 por ciento anual en Argentina y Brasil, mientras que países como México y Colombia tenían tasas del orden de las que en los años sesenta y setenta colocaban precisamente a Argentina y Brasil como países de inflación crónicamente alta.

²Estos promedios esconden grandes diferencias según países: el descenso del producto per cápita (10 por ciento en promedio) fue de más de 20 por ciento en países tales como Argentina, Venezuela y Perú; el déficit en la cuenta corriente, que era en promedio 5 por ciento del producto en 1980-81 en toda la región, superaba el 12 por ciento en Chile.

Cuadro 1

**INDICES ECONOMICOS SELECCIONADOS
DE AMERICA LATINA**

País	PIB (millones US\$ de 1980)	Tasa de crecimiento del PIB per cápita (% anual)		Por- cen- taje urbano	Tasa de desempleo urbano (%)			Tasa de incre- mento del gasto público per cápita (% anual)	
		1960-	1980-		1980	1985	1990	Salud	Edu- cación
		1980	1990					1980-	1980-
	1990	1980	1990	1990	1980	1985	1990	1985	1985
Argentina	2 324	2.0	-2.3	83	2.6	6.1	7.4	-3.6	-6.8
Bolivia	591	2.8	-2.5	45	7.1	5.8	9.5	-4.0	-11.4
Brasil	1 898	6.9	-0.5	67	6.2	5.3	4.3		
Colombia	1 418	3.5	1.7	64	9.7	14.1	10.3	1.3	2.0
Costa Rica	1 469	3.2	-0.5	43	6.0	6.7	5.4	-10.5	-7.8
Chile	2 599	1.5	1.2	81	11.7	17.0	6.5	3.9	-5.8
Ecuador	1 355	6.1	-0.4	47	5.7	10.4	8.0	-7.9	-6.2
El Salvador	658	1.6	-1.5	43					
Guatemala	802	3.1	-1.8	37	2.2	12.0	6.4	-15.1	-10.5
Haití	206	0.7	-2.0	24				-0.1	-2.6
Honduras	609	2.4	-1.1	35	8.8	11.7	7.1	-3.9	9.2
México	2 326	4.8	-0.7	66	4.5	4.4	2.9	-5.5	-3.7
Nicaragua	446	0.3	-4.0	51	18.3	3.2	12.0	0.2	15.2
Panamá	1 512	5.3	-1.4	50	10.4	15.7	16.8	2.9	2.6
Paraguay	1 299	5.1	0.1	42	3.9	5.1	6.6	14.2	-2.4
Perú	854	1.7	-2.8	64	7.1	10.1	8.3	2.6	1.6
República Dominicana	1 092	3.9	-0.3	50				-10.7	-6.4
Uruguay	2 166	1.7	-0.5	85	7.4	13.1	9.3	-3.5	-6.7
Venezuela	3 221	-0.3	-2.1	79	6.6	14.3	10.5	3.4	-1.4
Promedio	1 413	3.0	-1.1	71	7.4	9.7	8.2	-2.1	-2.4

Fuentes: PIB: Cálculos de la CEPAL, con base en estadísticas oficiales; Porcentaje urbano: CELADE (1991), "Latin America: Percentage Urban 1990", *Demographic Bulletin*, Año XXIV, N° 47; Tasas de desempleo y gastos públicos: *Statistical Yearbook for Latin America and the Caribbean*, edición 1991, CEPAL, Santiago de Chile.

Nota: Todos los promedios son simples, excepto en el caso de la tasa de urbanización, la cual es ponderada por la población nacional.

Es en este contexto de inestabilidad en el que estalló la crisis. El detonante fue el frente externo: en agosto de 1982 —en relación a la moratoria mexicana—, los bancos comerciales cesaron abruptamente sus nuevos préstamos a la región, tras haber sido los principales poseedores de los 90 000 millones de dólares en que había aumentado la deuda

latinoamericana en 1980-81 (el stock de deuda subió de unos 200 000 a 290 000 millones en ese bienio). En los dos años siguientes, la región tuvo que rebajar al mínimo su déficit en la cuenta corriente, que era de 40 000 millones de dólares anuales.

¿Cuáles de estas brechas se cerraron y cuáles no? y ¿cómo se logró cerrarlas? En general, observamos que hubo un rápido cierre de la brecha externa que se obtuvo básicamente por la contracción del producto y de las importaciones. En cambio, los desequilibrios internos sufrieron fuertes oscilaciones. Existió cierta mejoría en el caso del déficit del sector público, pero, en general, esos desequilibrios se mantuvieron y, aún más, empeoraron, como es el caso del desempleo y la inflación.

Dos circunstancias hicieron el ajuste externo particularmente duro. Una fue la situación de los mercados internacionales y las políticas comerciales de los países de la OECD, que significó una disminución en la demanda de exportaciones latinoamericanas y un descenso de los términos de intercambio. La otra fue la evolución de las tasas de interés: la tasa LIBOR, que históricamente había fluctuado alrededor del 2 por ciento en términos reales, alcanzó un máximo histórico de 6 por ciento en 1981 y permaneció en niveles superiores a 4.5 por ciento hasta 1986, incluyendo una nueva alza, en 1984, que llegó a 6.1 por ciento. A esto se unió el retiro pro-cíclico de nuevos préstamos. Las entradas netas de capital se redujeron abruptamente a niveles insignificantes, y el pago de intereses y utilidades se incrementó, transformando radicalmente la transferencia de recursos hacia la región. Las entradas netas de recursos financieros en 1980 y 1981, que eran de 11 000 millones de dólares al año, dieron paso a salidas de capital en 1982 (-18 000 millones), lo que continuó hasta 1991, siendo éste el primer año en que volvió a registrarse una transferencia positiva de recursos financieros.

El ajuste macroeconómico interno se llevó a cabo reduciendo los gastos (fiscales y privados), y reasignando el gasto hacia los bienes y servicios no-transables y la producción hacia los transables, como resultado de la apreciación sustancial en los tipos de cambio. Estas medidas rara vez tuvieron un éxito rotundo, puesto que las políticas que buscaban cerrar la brecha externa a veces producían efectos contrarios sobre el balance interno, y aun en aquellos casos en que lograron tener éxito, los costos involucrados fueron de gran magnitud. Por ejemplo, dado que un componente del gasto público operativo es el pago de intereses de la deuda pública y considerando que éstos crecieron no sólo a causa del aumento de las tasas de interés internacionales, sino también debido a las devaluaciones internas, fue necesario tomar, en

compensación, medidas inusualmente duras de reducción de muchos servicios públicos para poder así reducir el déficit fiscal.

En resumen, la región comenzó la década de los ochenta con fuertes desequilibrios internos y externos; una crisis externa volvió insostenible el déficit en la cuenta corriente; las condiciones de tasas de interés y de comercio evolucionaron desfavorablemente, y todo ello llevó a un ajuste recesivo de enorme magnitud. El ajuste cerró la brecha externa y permitió una enorme transferencia de recursos al exterior, pero buena parte de los desequilibrios internos siguió vigente.

Revisemos brevemente las medidas de política implementadas, sin entrar en mayores detalles. En cuanto a las reformas estructurales, las visiones prevalecientes proponían, en su componente principal, tres grandes líneas de política: 1. *Reforma del Estado*, que requiere disciplina fiscal para el control de los gastos, el aumento de los impuestos y, sobre todo, la privatización. 2. *Liberalización y desregulación*, que incluye liberalización del comercio externo (por ejemplo, eliminación de cuotas y permisos previos), bajos aranceles aduaneros, la liberalización del mercado financiero, tratamiento no discriminatorio contra la inversión externa y, en la medida posible, libertad de movimiento de capitales; y 3. *Tipo de cambio alto*, en un contexto de creciente libertad en el comercio internacional.³

¿Cómo se aplicaron estas reformas? En lo que concierne a la reforma fiscal, el gasto operativo se redujo fuertemente: durante 1985-1989 se generaron superávits operativos de 1 ó 2 por ciento del PIB en Brasil, México y Colombia, mientras que en Argentina y Bolivia se llegó a pequeños déficits. Esto ocurrió a pesar de la reducción de los ingresos fiscales del orden de 2 a 4 puntos del PIB, debido principalmente a la recesión. El resultado final de estos cambios fue que de déficits de 6 a 10 por ciento del PIB, de origen mayormente operativo, se pasó a déficits del orden de 3 por ciento al 7 por ciento, compuestos principalmente por pagos de intereses de la deuda pública.

La privatización fue un instrumento de política que ganó impulso a lo largo de la década. Hubo desde casos, como Chile, que habían comenzado con gran ímpetu desde los setenta, pasando por casos como México, donde se privatizó en forma gradual, hasta casos tardíos de

³ Un factor menos publicitado es la liberalización del mercado laboral, con la excepción del congelamiento transitorio de los salarios durante los programas de "shock" que, paradójicamente, es promovido junto con las medidas de liberalización.

privatización, pero de gran rapidez, como Argentina desde 1991. Estas políticas pretendían aumentar la eficiencia y competitividad a largo plazo y disminuir el tamaño y déficit del sector público a corto plazo. Sin embargo, no menos importante era la fuerte señal que la privatización daba sobre el “cambio de régimen” que pretendía inspirar confianza en la política económica en su conjunto, reduciendo las expectativas inflacionarias.

La desregulación externa fue significativa. Las tarifas bajaron a la mitad en la mayoría de los países, se simplificó su estructura y se abolieron la mayor parte de las restricciones cuantitativas. La devaluación en términos reales fue también muy fuerte. Típicamente, la cotización del dólar en 1990 fue superior a la de 1980 de manera significativa; un 80 por ciento más alta en Argentina, Chile, Colombia y Venezuela. Perú y Brasil se pueden considerar como excepciones, pero ambos países habían comenzado la década de 1990 con monedas muy devaluadas si se los compara con el resto de los países de la región.

Consideradas en su conjunto, el grupo de medidas aplicadas ocasionó fuertes deterioros en dos variables importantes: la inversión y la equidad. La inversión se redujo a la mitad durante los dos primeros años de la década, dado que fue la variable a la que más se recurrió para ajustar el déficit público operativo. La demanda de inversión del sector privado bajó como resultado de la recesión, y esto ocurrió en una época donde la oferta de ahorros, interna y externa, estaba también disminuyendo. El coeficiente de inversión (respecto al PIB) bajó del 22 por ciento al 16 por ciento en Brasil; del 25 por ciento al 19 por ciento en México y Venezuela; del 23 por ciento al 17 por ciento en Perú, y del 22 por ciento al 8 por ciento en Argentina. Este marcado descenso en la inversión es un grave obstáculo para el crecimiento futuro, siendo comparable al que impone la deuda externa.

El otro gran perdedor de la década fue la equidad. El poder de compra real de los salarios disminuyó más que el producto per cápita en la mayor parte de los países entre 1980 y 1990. En México cayeron en 22 por ciento, cuando el PIB per cápita se redujo en un 7 por ciento. En Perú y Venezuela los salarios reales cayeron a la mitad, mientras que el PIB per cápita cayó entre un 20 y un 30 por ciento. El desempleo aumentó en forma significativa a mediados de los ochenta y era aún elevado en muchos países al llegar 1990. La distribución primaria del ingreso cambió regresivamente. Los datos para las zonas metropolitanas de Argentina, Brasil, Colombia, Costa Rica, Uruguay, y Venezuela demuestran que en todos los casos, el cuarto cuartil (es decir, el 25 por

ciento de la población que tiene los ingresos más altos), salió favorecido con respecto al promedio: en Argentina y Brasil el cuarto cuartil aumentó sus ingresos reales, mientras todos los demás los bajaron. El porcentaje de la población en situación de pobreza en la región aumentó a cerca de un 40 por ciento.

En la mayoría de los casos, este deterioro no se vio compensado por el gasto social. Por el contrario, como resultado del ajuste fiscal y de la reducción de gastos del sector público, la inversión en salud y educación per cápita registraba en 1990 valores menores que en 1980 en casi todos los países: en Colombia y Venezuela, 5 por ciento menos; en Chile, 10 por ciento menos; en Argentina, 15 por ciento menos. El deterioro del gasto público per cápita alcanzó, en promedio, a más de 2 por ciento anual entre 1980 y 1985 (cuadro 1). Aunque estas cifras no son estrictamente comparables entre los países o a través del tiempo, marcan con claridad un deterioro en el gasto social y es principalmente a través de los referidos costos sociales en que el ajuste incide sobre las variables demográficas.

RESPUESTAS DEMOGRAFICAS

Los cambios a nivel macroeconómico finalmente recaen sobre cada individuo, familia y comunidad, generando modificaciones en su nivel de vida y en su comportamiento demográfico. Antes de revisar las evidencias acerca de dichos cambios, esbozamos a continuación los posibles impactos de los cambios económicos referidos y algunos de los mecanismos a través de los cuales éstos se expresarían.⁴

La *mortalidad* y, más probablemente, la morbilidad, podrían aumentar como consecuencia del empeoramiento en las condiciones de vida. A nivel individual, se cuenta con menos recursos para adquirir alimentos y mantener niveles nutricionales mínimos, aunque la elasticidad a la baja de este tipo de gasto es seguramente reducida. La caída de la inversión pública en obras sanitarias impacta negativamente el saneamiento ambiental, pero es improbable que los hábitos de higiene y las actitudes preventivas de las personas cambien significativamente

⁴ Marcos analíticos más detallados, especialmente en cuanto a los efectos sobre la salud y la mortalidad, se encuentran en Mosley y Chen (1984), Musgrove (1988), Jolly y Cornia (1984), Palloni y Hill (1992).

aun en períodos de crisis. Las reducciones en el gasto público en salud, en cambio, que afectan la cantidad y la calidad de la oferta de esos servicios, podría tener un impacto notorio en la morbilidad y, en último término, sobre la mortalidad.

La *fecundidad* podría afectarse, en principio, de diferentes maneras. De mantenerse la relación tradicional entre pobreza y fecundidad elevada, podría darse un aumento en los nacimientos. Sin embargo, creemos que es poco probable que ello haya ocurrido, básicamente por dos motivos: primero, es difícil que los efectos del crecimiento económico y de los cambios culturales de los años setenta, que tendieron a reducir la fecundidad, fueran rápidamente reversibles. En segundo lugar, está ampliamente documentado, en los estudios empíricos, que la respuesta de la fecundidad a los cambios económicos a corto plazo (positiva) tiende a ser de signo opuesto a la de mediano y largo plazo (negativa). Refuerza la idea anterior la expectativa de que los matrimonios varíen pro-cíclicamente, lo que implicaría que durante crisis económicas se postergan las uniones y, por consiguiente, el inicio de la reproducción marital.

La *migración* también podría verse afectada en todos aquellos casos en que varía la concentración de las actividades económicas, especialmente la de las orientadas a la exportación, ya que su peso relativo tiende a aumentar con el ajuste estructural. Por ejemplo, si se verificara un aumento de exportaciones originadas en el sector agrícola, la rapidez del proceso de urbanización podría atenuarse, pudiendo llegar a afectar incluso la tendencia a mediano plazo de la fecundidad y la mortalidad.

Creemos que existen dos principales dificultades para identificar y medir las consecuencias demográficas del ajuste. La primera es que la última información disponible corresponde a los primeros años de la década de los noventa, es decir, corresponde sólo a los efectos más inmediatos de los cambios económicos de los ochenta. En el caso de la migración, habrá todavía que esperar los resultados de los censos de la ronda de los años noventa para intentar alguna conclusión empíricamente fundamentada. La segunda dificultad no es privativa del análisis de las consecuencias demográficas del ajuste estructural, pero es, sin embargo, significativa. Ella estriba en que, al asignar ciertos cambios demográficos a un conjunto particular de políticas, en realidad se está distinguiendo el comportamiento demográfico observado del que habría tenido lugar en ausencia de tales políticas. Por ejemplo, si la mortalidad continuó descendiendo, ello no quiere decir, necesariamente,

que la mortalidad sea independiente de las políticas o de los cambios económicos, ya que la comparación relevante debe ser hecha con respecto a un valor *esperado*, que se habría obtenido de no haberse registrado la evolución económica observada.

Dado que existen diferentes posibilidades para definir dicho escenario de referencia, en realidad no existe algo que pueda denominarse *el* impacto del ajuste sobre la mortalidad, sino tantos impactos como posibles comparaciones con los efectos de políticas y condiciones económicas plausibles. Esta última dificultad, sin embargo, no es insuperable. De hecho, se puede obtener interesantes medidas de los impactos, aunque su significancia es más clara y su utilidad es mayor si se es cuidadoso en establecer los términos de la comparación, tal como se intenta hacer en lo que sigue.

Las evidencias que existen sobre las consecuencias demográficas del ajuste económico en la región aún son escasas. Durante los últimos años, sin embargo, se han desarrollado algunos estudios relacionados con ello. Una sesión de la Conferencia sobre el Poblamiento de las Américas, Veracruz (México, 1992), y un seminario reciente de UIECP en Ouro Preto, (Brasil) en octubre de 1992, reúnen parte de las investigaciones hechas en la materia y constituyen importantes fuentes de las evidencias empíricas existentes.

Algunos estudios han utilizado datos de encuestas en dos momentos del tiempo, para llevar a cabo análisis comparativos de la situación “anterior” respecto de la “posterior” a crisis o ajustes. Un ejemplo lo constituye el trabajo de B. García y O. de Oliveira (1992) que trata sobre el efecto que tuvo la recesión económica mexicana sobre el comportamiento laboral de la mujer. El incremento observado en la participación laboral femenina entre 1981 y 1987 –verificado en casi todos los estratos, a excepción de las mujeres con varios niños pequeños–, es atribuido a una mayor necesidad de trabajar, dada la situación de crisis. Las autoras distinguen, sin embargo, diversas estrategias según el estrato socio-económico y la composición demográfica de los hogares a los que pertenecen las mujeres encuestadas. D. Lam y D. Levison (1992), usando datos de diferentes años de una serie de encuestas de hogares en Brasil, también encontraron indicios de una participación cambiante de las mujeres en respuesta a las fluctuaciones económicas. Sus hallazgos concuerdan con las expectativas de la hipótesis del “efecto del trabajador adicional” –es decir, el aumento de la participación laboral femenina como una forma de compensar la reducción de ingresos–, mientras que la participación laboral de los niños no muestra tan

claramente ese tipo de respuesta. Es evidente que aún hay mucho por aprender sobre las respuestas de la fuerza de trabajo, especialmente respecto a cómo el comportamiento laboral de los miembros de una familia influye sobre las variables demográficas fundamentales, tales como los patrones matrimoniales, las decisiones de fecundidad, o la mortalidad.

También en el contexto de los análisis comparativos de dos períodos de tiempo, J. Bravo y N. Vargas (1991) examinaron las tendencias de la mortalidad en Costa Rica, Chile y Guatemala, basándose en series de datos anuales. En ese estudio se descubrió que en la década de los ochenta, la mayoría de las causas de muerte estudiadas mostraron tasas más altas a lo esperado con base en una extrapolación logística de las tendencias históricas, especialmente en el caso de las enfermedades infecciosas relacionadas con el aparato digestivo, como la enteritis, la fiebre tifoidea y la hepatitis.

Durante los años ochenta y para las causas estudiadas, Costa Rica pareció más afectado por este fenómeno que Chile, a pesar de que el primer país ha logrado índices de salud y mortalidad ligeramente mejores que los del segundo y de que sufrió una crisis más leve y de la cual se recuperó con mayor rapidez. Ello es en parte explicable porque los gastos per cápita en salud y otros servicios sociales estuvieron relativamente más protegidos en Chile (cuadro 1), y que algunas políticas enfocaron los recursos sobre los grupos de alto riesgo, tema al cual volveremos más adelante. Por otro lado, los cambios de la mortalidad en Guatemala normalmente fueron de mayor magnitud que los de los otros dos países, pero muy poco sistemáticos en relación a sus respuestas a los cambios económicos. La gran importancia de su población rural y la baja cobertura en la salud pública hacen a Guatemala menos vulnerable a los shocks macroeconómicos (las fluctuaciones económicas se midieron a través del PIB), o a las reducciones fiscales y, a la vez, probablemente más vulnerable a eventos no reflejados cabalmente en los indicadores económicos agregados, tales como epidemias o malas cosechas.

Estas investigaciones que comparan situaciones “antes” y “después” son útiles en cierta medida, ya que permiten una comparación directa entre los períodos de “ajuste” y de “no-ajuste”, pero incluso aquellas que se basan en datos de varios momentos del tiempo no muestran los patrones de los efectos de rezago, excepto de una forma muy limitada. Es más, lo que ocurre “después” no puede ser atribuido exclusivamente a la crisis o al ajuste, sino a todos los acontecimientos posteriores al período denominado “anterior”.

Otros estudios han investigado las fluctuaciones de *corto plazo* de los nacimientos, matrimonios y muertes, utilizando la metodología desarrollada por R. Lee (1990, y las referencias allí indicadas) y P. Galloway (1988), la cual ha sido ampliamente aplicada en estudios de tipo histórico. Estas indagaciones, que concentran su atención en las *desviaciones* de las variables demográficas respecto de su tendencia de mediano a largo plazo, examinan los efectos de retardo en mayor detalle. D. Reher (1990) realizó lo que probablemente sea el primer estudio estadístico moderno de las fluctuaciones demográfico-económicas a corto plazo en la región. Usando una serie de datos de México del siglo XVIII, encontró respuestas significativas e inmediatas en la nupcialidad, la fecundidad y la mortalidad respecto a los cambios económicos, que en ese estudio se representaron por los precios de los alimentos. Mucho antes, en 1927, R. Prebisch había llevado a cabo un análisis pionero de los cambios demográficos a corto plazo en Argentina a fines del siglo XIX y principios del XX (*Notas de Población*, N° 54, 1991).⁵ Ese estudio no involucró el uso de métodos estadísticos modernos, pero los resultados, en términos cualitativos, son sorprendentemente parecidos a los de Reher, excepto en el caso de la mortalidad para la cual Prebisch no encontró una respuesta significativa. Aunque estos trabajos no dicen relación directa con el ajuste contemporáneo en los países latinoamericanos, representan interesantes puntos de referencia.

El estudio de K. Hill y A. Palloni (1992) sobre las respuestas a corto plazo a las crisis recientes en América Latina es, a la fecha, uno de los más completos en la materia. Usando datos de siete países de América Latina y el Caribe, ellos encontraron que los matrimonios están directamente relacionados con las condiciones económicas del mismo año; que la respuesta en nacimientos es, por lo general, con un año de rezago y que la mortalidad infantil y la de mujeres entre 20-59 años de edad están relacionadas negativamente a las variaciones económicas en el rezago 0, es decir en el mismo año de ocurrencia del cambio económico.

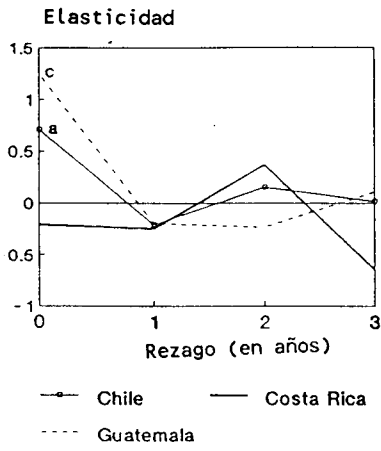
Aunque no obtienen muchos coeficientes estadísticamente significativos, Hill y Palloni descubren patrones sistemáticos que tienen coherencia con las expectativas y los mecanismos causales tomados como hipótesis. El gráfico 1 exhibe algunos de los resultados que obtuvieron para tres países (Costa Rica, Chile y Guatemala), los cuales hemos seleccionado en razón de la calidad de los registros de sus datos vitales.

⁵ En Bravo y Rodríguez (1993), se explica brevemente la metodología y se aplica a los datos usados por Prebisch.

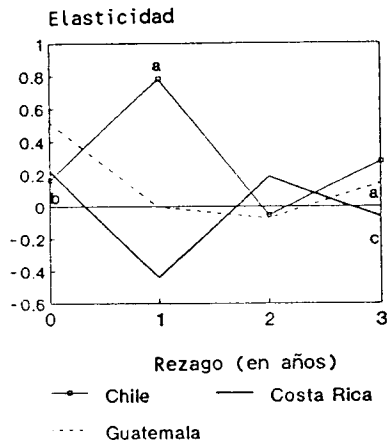
Gráfico 1

**RESPUESTAS DEMOGRAFICAS DE CORTO PLAZO A LOS
CAMBIOS EN EL CONSUMO AGREGADO EN TRES
PAISES LATINOAMERICANOS**

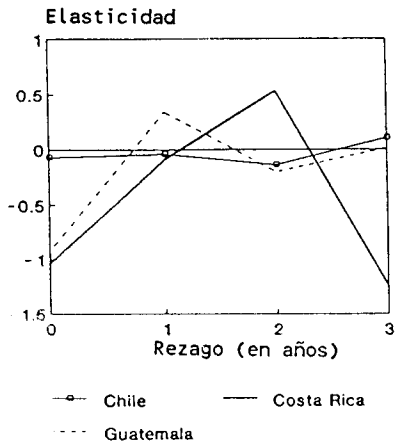
NUPCIALIDAD



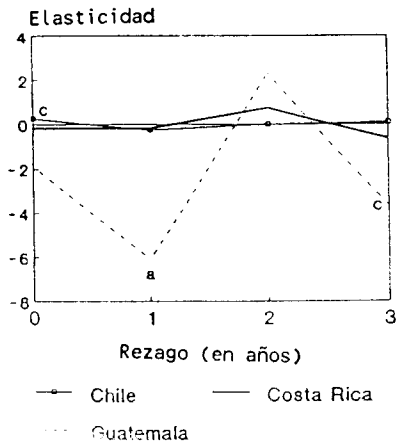
NACIMIENTOS



MORTALIDAD INFANTIL



MUERTES NO INFANTILES



Niveles de significancia: a) 1%; b) 5%; c) 10%

Fuente: Hill, K. y A. Palloni (1992), cuadro A.1, pp. 435, 436.

Esos hallazgos ilustran algunos de los patrones generales encontrados y también ciertas particularidades de los distintos países. Cuando los matrimonios responden de forma significativa a los cambios económicos (que es el caso más común), lo hacen inmediatamente con poca o sin evidencia de “rebotes”. En aquellos países donde el efecto sobre los nacimientos responde significativamente a los cambios económicos (lo que ocurre en una proporción ligeramente menor de los casos), la respuesta más notable tiene lugar con un año de rezago (Hill y Palloni, 1992, tabla A-1). Ello es plenamente consistente con los desfases inherentes entre la ocurrencia de un cambio económico, la toma de decisión que modifica el comportamiento y el período de gestación para llegar al nacimiento. La mortalidad infantil o no responde en absoluto, o lo hace principalmente en el mismo año de observación, y sus respuestas son pocas veces estadísticamente significativas. Las muertes no-infantiles casi nunca responden de forma significativa a las fluctuaciones económicas (una excepción notable es Guatemala), pero en las ocasiones en que sí lo hacen, esas reacciones se concentran en las mujeres adultas.

Respecto al contexto nacional en el cual se observan estas relaciones, podemos señalar que Chile tiene, en promedio, mejores indicadores económicos que Costa Rica, aunque este último tiene una distribución de ingresos más equitativa e índices de mortalidad levemente más favorables. Ambos poseen mejores índices socioeconómicos que Guatemala, país que cuenta con una población rural e indígena mucho más significativa e índices demográficos también más elevados. A pesar de las grandes diferencias en mortalidad infantil entre Costa Rica y Guatemala, sus respuestas a las fluctuaciones económicas son muy similares, por lo menos en lo que concierne al muy corto plazo (con efecto de 0 y 1 año de rezago).

En ningún país latinoamericano con esperanza de vida superior a los sesenta años se ha encontrado que las muertes no-infantiles se vean sensiblemente afectadas por los cambios económicos a corto plazo y en ningún caso que ello ocurra con la misma intensidad que en Guatemala. Las fluctuaciones económicas afectan a los nacimientos inmediatamente o con un año de rezago, dependiendo, en parte, del grado de asociación entre las uniones formales y los nacimientos. Esta asociación parece ser relativamente estrecha en Guatemala, un poco menos en Chile y más débil aún en Costa Rica.

La importancia demográfica de las respuestas de mortalidad en el corto plazo pueden ser mejor apreciadas al considerar el efecto sobre un índice sintético como, por ejemplo, la esperanza de vida al nacer.

De acuerdo con Palloni y Hill (1992, p. 18), una estimación "promedio" para un país latinoamericano implica que en una reducción del PIB del orden de 10 por ciento a 15 por ciento (cosa que ocurrió en muchos países durante los años ochenta), induce a una pérdida de casi un año de esperanza de vida, la que es en gran parte atribuible a la respuesta en las muertes infantiles. Cálculos análogos podría hacerse para otras variables demográficas con el fin de estimar el efecto acumulado de períodos de recesión o bonanza económica.

La mayoría de los estudios disponibles sobre el tema ofrecen poca información directa sobre el efecto particular de las políticas de ajuste sobre las variables demográficas, aunque algunos hacen una distinción entre las respuestas que se dieron durante los períodos de ajuste y los de no-ajuste (por ejemplo, Palloni y Hill, 1992; Bravo, 1992). El problema es más complejo, más difícil de definir con precisión y, por ende, menos manejable. Sin embargo, hay ciertas posibilidades de aprender sobre la experiencia de países determinados, al combinar el análisis estadístico con los factores institucionales que se sabe han sido importantes en ciertos contextos específicos de ajuste. (Por ejemplo, véanse el estudio de J. Bravo (1992) sobre Chile, y los de Ríos-Neto y Carvalho (1992) y Oliveira y Berquó (1992) sobre Brasil).

Consideraremos brevemente los casos de Chile y Uruguay. Ambos países tienen estadísticas vitales de relativa buena calidad y han experimentado procesos de ajuste que se encuentran bien documentados en la literatura económica correspondiente, sobre todo en el caso de Chile.⁶ Las reformas y las políticas de ajuste estructural en ambos países están ligadas a los regímenes militares que tomaron el poder en 1973. Ambos pusieron en práctica reformas y políticas de carácter neoliberal tales como las descritas en la primera parte de este documento, aunque la experiencia de cada país difiere en varios aspectos: Uruguay comenzó ese período (1972-73) con una economía estancada, después de haber pasado una década con oscilaciones moderadas en la actividad económica, y se fue recuperando de forma relativamente estable hasta que estalló la crisis de 1982-85. Chile, al contrario, comenzó con una acentuada inestabilidad económica y experimentó una fuerte recesión poco después del inicio de las reformas implementadas por el régimen militar; luego se recuperó rápidamente, pero de nuevo cayó bruscamente

⁶ Véase J. Ramos (1985), Villalobos (1986), Pascale (1988), P. Meller (1992), J. Bravo (1992) y las referencias que ahí se encuentran.

en la crisis de 1982-83. Desde entonces, ha experimentado una recuperación constante y un crecimiento elevado en comparación al promedio regional. Chile ha ido más lejos que Uruguay en cuanto a la privatización de empresas públicas, la liberalización del comercio y la privatización de los servicios sociales (salud, seguridad social, educación). Ambos países tuvieron caídas en la actividad económica más pronunciadas que el promedio de la región durante las últimas dos décadas.

¿Cómo se comparan las reacciones demográficas de ambos países? Surge una similitud en cuanto a la respuesta de la nupcialidad. Al parecer, los matrimonios fueron poco afectados por las caídas en la actividad económica durante los años sesenta (gráfico 2), cuando el empleo, los salarios y los servicios sociales públicos estaban bastante protegidos de las fluctuaciones macroeconómicas por la legislación y las políticas de bienestar social en ambos países. Iniciando los años setenta, la asociación con los cambios económicos se volvió mucho más estrecha. Esto ocurrió en una época en que se iniciaron las políticas de ajuste, tocándole al mercado laboral (es decir, el empleo y los salarios) absorber la mayor parte del ajuste interno.⁷ En ambos casos, al igual que en la región en su conjunto, la nupcialidad fue la variable demográfica que mostró las respuestas mayores y más consistentes a las oscilaciones de corto plazo durante las últimas décadas.

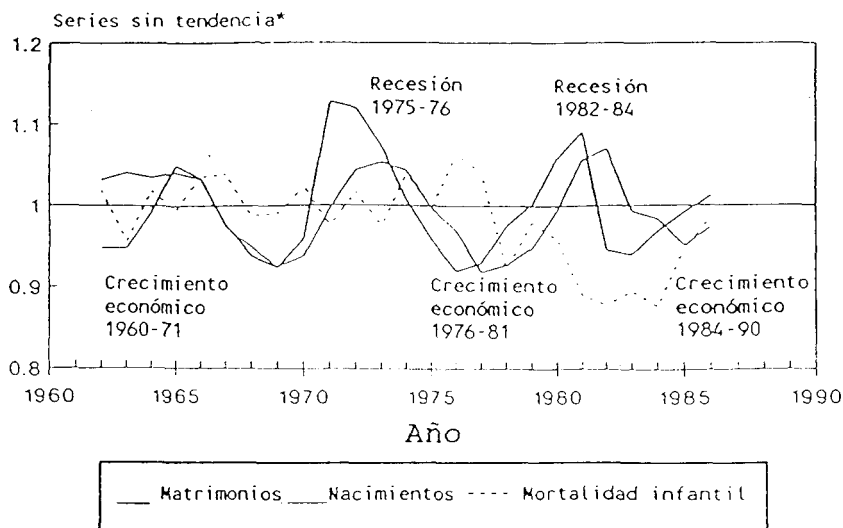
Ambos países difieren entre sí en las otras dos variables demográficas analizadas en este estudio. La mortalidad infantil en Uruguay, que es algo mayor que la de Chile, responde de una forma más notoria a las fluctuaciones económicas bruscas durante todo el período de análisis. En Chile, en cambio, la asociación entre la mortalidad infantil y las fluctuaciones económicas es muy débil hasta 1975, año después del cual se detecta una relación más evidente aunque numéricamente pequeña.⁸ Al igual que muchos otros países latinoamericanos, el ajuste en Chile involucró variaciones pro-cíclicas del gasto social, pero se focalizaron los programas de salud, especialmente aquellos orientados hacia las madres y los niños, lo que amortiguó en cierta medida la restricción general de los ingresos y los gastos.

⁷ En el caso uruguayo, se detecta también una concentración de los matrimonios justo antes de los movimientos emigratorios y un posible efecto de la emigración sobre la tasa de nupcialidad en adición al impacto directo de las crisis económicas (Filgueira y Peri, 1993, 380).

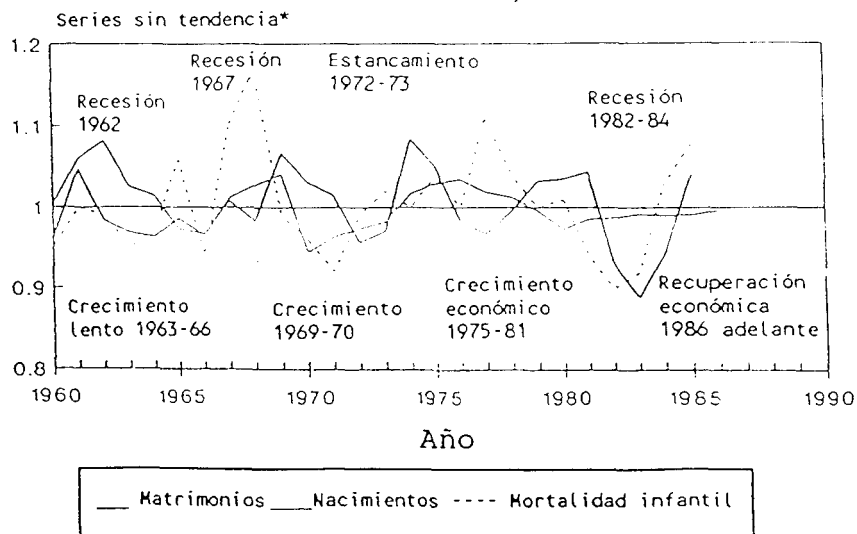
⁸ La diferencia en las respuestas entre los dos períodos es estadísticamente significativa; los resultados, que no se incluyen en este documento, se encuentran en la versión revisada de Bravo (1992).

Gráfico 2

CHILE: FLUCTUACIONES EN NUPCIALIDAD, NACIMIENTOS Y MORTALIDAD INFANTIL, 1960-1990



URUGUAY: FLUCTUACIONES EN NUPCIALIDAD, NACIMIENTOS Y MORTALIDAD INFANTIL, 1960-1990



* La extracción de la tendencia se logra mediante la división de cada observación por un promedio móvil centrado de 9 términos.

Fuente: Estadísticas vitales de los países respectivos.

Finalmente, los nacimientos en Chile aparecen estrechamente relacionados con los cambios económicos, mostrando una respuesta mayor con un año de rezago y respuestas más reducidas después de dos o tres años de rezago, todas estadísticamente significativas. Uruguay tiene una de las tasas de fecundidad más bajas de la región (tasa global de fecundidad de 2.3 hijos por mujer, alrededor de 1992) y ha experimentado sólo pequeñas fluctuaciones en los nacimientos que demuestran poca sincronización con los cambios económicos en años previos a 1975. Después de esta fecha, la relación prácticamente desaparece, a pesar de que el país vivió una de las recesiones más agudas de toda la región a comienzos de los años ochenta. Esto refleja, en el caso uruguayo, una creciente independencia en el comportamiento coyuntural de la fecundidad, no sólo respecto a fluctuaciones económicas sino también respecto a la formación de uniones.

En algunos casos, ciertos acontecimientos extra-económicos parecen haber tenido una gran influencia sobre las respuestas demográficas. Por ejemplo, es probable que los cambios en la nupcialidad y la natalidad en Uruguay y Chile a comienzos de los años setenta hayan sido afectados por el clima de inestabilidad y hasta de agitación política que se fue configurando desde mediados de los años sesenta, y también por los acontecimientos que siguieron a los golpes militares ocurridos ambos en 1973 (Bravo, 1992; Villalobos, 1986). Que los matrimonios reaccionen justo después de las peores recesiones económicas y apenas aparecen las primeras señales de recuperación, permite hipotetizar, al menos para los dos países en cuestión, acerca de la gran sensibilidad de estas variables a las *expectativas* respecto de la situación presente así como de los anuncios de políticas.

CONCLUSION

Bajo el rótulo de “ajuste” se engloban normalmente un conjunto amplio y variado de cambios económicos, reformas de las políticas sociales, fiscales y de comercio internacional acontecidos durante la década de los ochenta, la que estuvo marcada, en gran parte de la región, por fuertes deterioros económicos. ¿Qué consecuencias trajeron esos procesos de ajuste en la esfera demográfica en América Latina? Esa es una pregunta difícil de responder no sólo porque son heterogéneas las experiencias de los países individuales sino también porque, más fundamentalmente, no existe una definición única del “ajuste” y de los escenarios de

referencia para hacer comparaciones respecto de situaciones "sin ajuste" o de configuraciones de política diferentes al ajuste tal como fue puesto en práctica.

Sin embargo, en ciertos casos, es posible precisar términos específicos de comparación. Por ejemplo, se han revisado aquí estudios que han comparado la situación y las tendencias en un período previo a la crisis o a ajustes económicos con la situación posterior al mismo y, por otro lado, análisis de las respuestas demográficas *a corto plazo* que centran su atención en las desviaciones de las variables demográficas respecto de su tendencia de mediano a largo plazo. En términos generales, esos trabajos indican que la nupcialidad es la variable que responde de modo más sistemático, intenso e inmediato a las fluctuaciones económicas a corto plazo, aunque no hay evidencias de que durante los años ochenta se hayan afectado las tendencias a mediano plazo en cuanto a la proporción de personas unidas alguna vez en su vida. La fecundidad también reacciona procíclicamente, en forma un tanto menos sistemática y con uno o varios años de rezago respecto de los cambios económicos; hecho esperable dados los desfases inherentes entre las variaciones en la economía y los procesos volitivos y biológicos conducentes a los nacimientos. Se encontraron algunas evidencias que permiten hipotetizar sobre la importancia de las *expectativas* respecto del futuro cercano en las decisiones matrimoniales y las de orden reproductivo. Parece que aún es muy temprano para determinar con certeza si la década de los ochenta ha producido quiebres sustanciales en las tendencias a mediano plazo de la fecundidad.

La mortalidad infantil, en general, ha continuado su tendencia en declinación a pesar de fuertes crisis aunque, en muchos casos, su descenso se ha desacelerado. Por otro lado, las *fluctuaciones a corto plazo* de la mortalidad infantil en la mayoría de los países donde se han hecho estudios, han mostrado una relación sistemática con las variaciones en la economía, aun cuando los efectos varían a través del tiempo y son de menor magnitud que los encontrados en el caso de la nupcialidad y la fecundidad. A pesar de que, en general, las condiciones de sobrevivencia siguieron mejorando, la mortalidad de niños y adultos según causas específicas de muerte en los años ochenta muestra, en la mayoría de los casos estudiados, tasas superiores a las esperadas de acuerdo a la extrapolación de las tendencias históricas.

La consideración de los aspectos institucionales globales, incluyendo los de orden político y cultural, puede resultar ser de utilidad al interpretar los cambios demográficos en países específicos, tal como lo

ilustra la revisión de algunos estudios enfocados en países individuales. Finalmente, la manera en que se pone en práctica el ajuste puede determinar efectos sociales y demográficos bastante diferentes. Por ejemplo, la forma en la cual se asignaron los presupuestos públicos, especialmente los ajustes en la inversión y los gastos operacionales (Musgrove, 1992), también constituyen filtros importantes de las consecuencias que tienen los cambios económicos sobre la salud y la mortalidad, fenómeno que debería tomarse en cuenta al interpretar las experiencias de contextos particulares.

BIBLIOGRAFIA

- Bravo, J. (1992), *Demographic Consequences of Structural Adjustment in Chile*, elaborado para el Seminario UIECP sobre las Consecuencias Demográficas del Ajuste Estructural en América Latina, Ouro Preto, Brasil, 29 septiembre - 2 octubre, 1992.
- Bravo, J. y J. Rodríguez (1993), "Análisis de las fluctuaciones demográficas a corto plazo: una visión estadística de las *Anotaciones Demográficas* de Raúl Prebisch", *Notas de Población*, Año XXI, N° 58 (en prensa).
- Bravo, J. y N. Vargas (1991), "Tendencias y fluctuaciones de la morbilidad y la mortalidad por ciertas causas, y la actividad económica: Costa Rica, Chile y Guatemala, 1960-86", *Notas de Población*, Año XIX, N° 53, pp. 121-146.
- Filgueira, C. y A. Peri (1993), "Transformaciones recientes de la familia uruguaya: cambios coyunturales y estructurales", capítulo XIV, en CEPAL, *Cambios en el perfil de las familias: la experiencia regional*, pp. 377-412.
- García, B. y O. de Oliveira (1992), *Economic Recession and Changing Determinants of Women's Work*, elaborado para el Seminario UIECP sobre las Consecuencias Demográficas del Ajuste Estructural en América Latina, Ouro Preto, Brasil, 29 septiembre - 2 octubre, 1992.
- Galloway, P. (1988), "Basic Patterns in Annual Variations in Fertility, Nuptiality, Mortality and Prices in Pre-industrial Europe", *Population Studies*, Vol 24, N° 2, pp. 275-303.
- Hill, K. y A. Palloni (1992), *Demographic Responses to Economic Shocks: The Case of Latin America*, elaborado para la Conferencia sobre el Poblamiento de las Américas, Veracruz, México, Vol. 3, 411-438.
- Jolly, R. y A. Cornia (1984), *The Impact of World Recession on Children*, Oxford, Pergamon Press.
- Lam, D. y D. Levison (1992), *Structural Adjustment and Family Labour Supply in Latin America*, elaborado para el Seminario UIECP sobre las Consecuencias Demográficas del Ajuste Estructural en América Latina, Ouro Preto, Brasil, 29 septiembre - 2 octubre, 1992.
- Lee, R. D. (1990), "La reacción demográfica ante las crisis económicas en poblaciones históricas y contemporáneas", *Boletín de las Naciones Unidas*, N° 29, ST/ESA/SER.N/29, Naciones Unidas, Nueva York.

- Meller, P. (1991), "Adjustment and Social Costs in Chile during the 1980's", *World Development*, Vol. 19, N° 11, pp. 1545-1661, edición especial.
- Mosley, W. y L. Chen (1984), "An Analytical Framework for the Study of Child Survival in Developing Countries", *Child Survival: Strategies for Research*, suplemento de *Population and Development Review*, Vol 10, 1984.
- Musgrove, P. (1992), *Economic Crisis and the Health Policy Response*, elaborado para el Seminario UIECP sobre las Consecuencias Demográficas del Ajuste Estructural en América Latina, Ouro Preto, Brasil, 29 septiembre - 2 octubre, 1992.
- (1988), *Crisis Económica y Salud: la experiencia de cinco países latinoamericanos en los años ochenta*, Organización Panamericana de la Salud, Washington, D.C.
- Notas de Población (1991), edición especial en honor al Dr. Raúl Prebisch, "Anotaciones Demográficas", pp. 15-67, Año XIX, CELADE, Santiago de Chile.
- Oliveira, M.C. y E. Berquó (1992), *Nuptiality and Crisis: Brazil in the Eighties*, elaborado para el Seminario UIECP sobre las Consecuencias Demográficas del Ajuste Estructural en América Latina, Ouro Preto, Brasil, 29 septiembre - 2 octubre, 1992.
- Pascale, R. (1988), "Sobre el Ajuste y Crecimiento", Banco Central de Uruguay, Departamento de Investigaciones Económicas, *Serie Estudios*, N° 18.
- Palloni, A. y K. Hill (1992), *The Effect of Structural Adjustment on Mortality by Age and Cause*, elaborado para el Seminario UIECP sobre las Consecuencias Demográficas del Ajuste Estructural en América Latina, Ouro Preto, Brasil, 29 septiembre - 2 octubre, 1992.
- Ramos, J. (1985), "Stabilization and Adjustment Policies in the Southern Cone, 1974-1983", *CEPAL Review*, N° 25, abril, 1985.
- Reher, D. (1990), "Coyunturas económicas y fluctuaciones demográficas en México durante el siglo XVIII", *História e População: Estudos sobre América Latina*, São Paulo, Brasil.
- Ríos-Neto, E. y J. A. Magno de Carvalho (1992), *The Demographic Consequences of Structural Adjustment: The Case of Brazil*, elaborado para el Seminario UIECP sobre las Consecuencias Demográficas del Ajuste Estructural en América Latina, Ouro Preto, Brasil, 29 septiembre - 2 octubre, 1992.
- Villalobos, F. (1986), "Las políticas de ajuste y el proceso de industrialización", *Revista Uruguaya de Ciencias Sociales*, Año 11, N° 2, Montevideo.

DIFERENCIALES DE MORTALIDAD ADULTA EN ARGENTINA*

Rafael Rofman
(Centro de Estudios
de Población, CENEP,
Buenos Aires)

RESUMEN

Tradicionalmente, el estudio de la mortalidad adulta ha sido materia de poco interés en países en desarrollo, debido, por una parte, a la escasez de información básica necesaria para el análisis y, por otra, a la relativa mayor importancia asignada a fenómenos demográficos habitualmente asociados con los procesos de desarrollo, tales como la mortalidad infantil o la fecundidad. Este artículo presenta un intento por estimar y analizar los diferenciales en la mortalidad adulta argentina, utilizando para ello datos obtenidos de la Administración Nacional de la Seguridad Social.

El método empleado es una combinación de la técnica conocida como análisis logístico y el uso de los modelos desarrollados por Coale y otros y Coale y Guo. Con base en estas estimaciones, construimos tablas de mortalidad por sexo, región de residencia, caja de jubilaciones (utilizado como indicador de la actividad) e ingreso. En el documento se comprueba la consistencia de los valores estimados con otras estimaciones publicadas, así como se consideran las magnitudes de los diferenciales.

Entre los resultados más importantes, se encontró que los afiliados a las cajas de autónomos, que en general comprenden a trabajadores por cuenta propia, profesionales independientes y pequeños empresarios, presentaban los niveles de mortalidad más bajos. Del mismo modo, se halló una fuerte correlación inversa entre probabilidad de morir y nivel de ingreso.

(MORTALIDAD ADULTA)
(MORTALIDAD DIFERENCIAL)

(METODOLOGIA)

* Este documento fue preparado como parte de un proyecto sobre "Mortalidad Diferencial y Seguridad Social en Argentina", con el apoyo financiero de la Fundación Rockefeller y La Meridional, Cía. de Seguros de Retiro.

Agradecemos la colaboración de Gabriela Navarro en el procesamiento estadístico de los datos.

ADULT MORTALITY DIFFERENTIALS IN ARGENTINA

SUMMARY

Little interest has been traditionally placed on the study of adult mortality in developing countries. This is due, on the one hand, to the lack of basic information necessary for the analysis and, on the other, to the relatively greater importance assigned to demographic phenomena which are usually associated to development processes, such as infant mortality and fertility. This article intends to estimate and analyze adult mortality differentials in Argentina, by utilizing data from the National Administration of Social Security.

The method used is a combination of the technique known as logistic analysis and the use of models developed by Coale et al. and Coale and Guo. Based on these estimates, life tables by sex, place of residence, pension fund (utilized as an activity indicator) and income were constructed. The paper confirms the consistency between the estimated values and other estimates published and considers the magnitude of differentials.

Among the most important findings it was observed that the lowest mortality levels were presented by persons autonomously affiliated to pension funds, who are in general own account workers, independent professionals and small enterprisers. In the same way a strong inverse correlation was found between the probability of dying and the income level.

(ADULT MORTALITY)
(DIFFERENTIAL MORTALITY)

(METHODOLOGY)

I. INTRODUCCION

El estudio de la mortalidad adulta ha sido tradicionalmente materia de escaso interés en países en desarrollo, debido, por un lado, a la escasez de información básica necesaria para el análisis y, por otro, a la relativa mayor importancia que se le asigna a fenómenos demográficos habitualmente asociados con los procesos de desarrollo, tales como la mortalidad infantil o la fecundidad. Sin embargo, a medida que los países atraviesan sus procesos de transición demográfica, las dificultades originadas en los procesos de envejecimiento, así como el surgimiento de una preocupación creciente respecto a la estabilidad de los sistemas de seguridad social justifican y explican un aumento del interés en el tema.

Lamentablemente, la calidad de la información disponible en fuentes tradicionales, tales como las estadísticas vitales, es insuficiente para llevar a cabo estudios en profundidad, surgiendo la realización de encuestas diseñadas especialmente como una alternativa posible. Esta aproximación se aplica en forma habitual en países desarrollados, donde se cuenta con los recursos necesarios para garantizar su realización en forma satisfactoria. En cambio, en el contexto de economías en desarrollo, es necesario explorar la posibilidad de utilizar fuentes alternativas de datos secundarios.

Este trabajo presenta resultados de una investigación en la que se utilizaron datos recopilados en forma habitual por la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES) de la Argentina, a fin de modelar y estimar la magnitud de los diferenciales de mortalidad adulta. La metodología utilizada incluye la aplicación de diversas técnicas estadísticas, obteniéndose estimaciones de los niveles de mortalidad en Argentina entre 1988 y 1992 según características socioeconómicas.

El capítulo II de este artículo presenta una breve revisión de la literatura existente sobre el tema, en Argentina y otros países. El III describe la base de datos y desarrolla la metodología utilizada. Algunos resultados obtenidos se dan a conocer en el capítulo IV, mientras que en el V se plantean las conclusiones generales del estudio.

II. ANTECEDENTES TEORICOS

La problemática vinculada a la mortalidad adulta y, en particular, a los diferenciales en mortalidad adulta en Argentina ha sido objeto de escasa atención en la literatura académica. En el transcurso de esta investigación, no nos ha sido posible ubicar artículos publicados que analicen el tema en forma específica, aunque sí existen estudios generales que incluyen referencias a la mortalidad diferencial adulta. En general, éstos estiman e interpretan los diferenciales por sexo y región de residencia, entendiendo como tal tanto a la dimensión urbano-rural como a la división político-administrativa. La causa de esta aparente falta de interés en un tema de importancia se remite, en casi todos los casos, a la falta de fuentes de datos confiables que permitan realizar las mediciones o estimaciones necesarias. Así, en su ya clásico estudio de la historia de la mortalidad argentina, J. L. Somoza (1971) estimó los diferenciales de mortalidad por sexo, región geográfica de residencia y origen nacional de la población. Sus hallazgos son significativos en cuanto a los diferenciales por sexo, que han aumentado rápidamente a lo largo del siglo. En efecto, la diferencia en la esperanza de vida a los 20 años, que ascendía a 1.1 años en favor de las mujeres en el período 1913-1915, aumentó a 5.4 años en 1959-1961. Muller (1978) estima que esta diferencia se amplió a 7.4 años en el período 1969-1971, mientras que el INDEC (1988) la estimó en 6.75 años para el período 1980-1981. Las diferencias por región, en cambio, presentan una evolución distinta ya que han disminuido a lo largo del tiempo. La diferencia en la esperanza de vida a los 20 años entre las regiones Buenos Aires (que incluye la Capital Federal y la provincia de Buenos Aires) y Noroeste (que incluye a las provincias de Salta, Jujuy y Tucumán) disminuyó desde 5.6 años en 1913-15 a 3.05 años en 1969-71 (Somoza, 1971; Muller, 1978). Este diferencial no fue calculado por el INDEC para 1980-81, pero la observación de los datos por provincia indica que el valor no supera los 2.5 años.

Mientras que la literatura referida a diferenciales de mortalidad adulta por nivel socioeconómico es prácticamente inexistente, la tradición de trabajos sobre diferenciales socioeconómicos en mortalidad infantil es importante. Ellos están generalmente basados en encuestas especialmente diseñadas, por lo que utilizan distintas bases de datos y metodologías. No obstante, concuerdan en señalar claros diferenciales que favorecen a los estratos socioeconómicos superiores (Behm Rosas y Maguid, 1978; Muller, 1983; García Tamburo, 1984; Torrado, 1988).

Con base en la verificación empírica de los diferenciales en mortalidad infantil, distintos analistas han estimado que el efecto diferencial se extiende a la población adulta, aunque es importante recordar que este supuesto carece, hasta el momento, de sustento empírico.

Estudios de diferenciales en otros países han mostrado que el efecto del status socioeconómico es importante. En Latinoamérica, en un análisis de la mortalidad en Brasil alrededor de 1970, Carvalho y Sawyer (1978) muestran que mientras los diferenciales regionales son importantes (con diferencias en la esperanza de vida al nacer de hasta 25 años entre la región sur y el nordeste) no existen diferenciales significativos entre las áreas urbana y rural. Incorporando el ingreso familiar en el análisis, Carvalho y Wood (1978, 1979) señalan que el status socioeconómico es una variable crítica en el estudio de diferenciales de mortalidad. La diferencia en la expectativa de vida al nacer, en todo el país, es de 12.1 años entre las categorías de ingresos máxima y mínima. Si bien estos estudios significan un aporte significativo al conocimiento, especialmente considerando la inexistencia de estudios previos sobre el tema, es de notar que las expectativas de vida calculadas se basan en los niveles estimados de mortalidad infantil, ya que no se utilizaron fuentes que incluyeran datos sobre mortalidad adulta. En estudios en países desarrollados, el análisis de los diferenciales de mortalidad adulta por status socioeconómico es más común debido, entre otras razones, a la disponibilidad de datos adecuados. En los Estados Unidos, el "National Center for Health Statistics" publica en forma periódica tablas de mortalidad completas por sexo, raza y residencia urbano-rural para todo el país y por regiones (U.S. Dept. of Health, Education and Welfare, 1991). Adicionalmente, el Estado releva y mantiene encuestas periódicas que permiten el seguimiento de cohortes y el cálculo de los niveles de mortalidad diferencial, así como también mantiene otras fuentes de información alternativas.

El primer estudio en profundidad de los diferenciales de mortalidad fue el publicado por Kitigawa y Hauser (1973) quienes, utilizando estadísticas vitales, presentan mediciones de diferenciales de mortalidad por raza, estado marital y nivel socioeconómico. La información disponible indica que la población blanca de los Estados Unidos ha tenido tasas de mortalidad consistentemente inferiores a la población negra a lo largo del tiempo. Esta diferencia, observada para ambos sexos y todas las edades, con la excepción de los muy ancianos, ha sido atribuida al efecto de las diferencias socioeconómicas entre los grupos raciales. Así,

Rogers (1992), utilizando una serie de encuestas familiares, muestra que al controlar la dimensión socioeconómica la diferencia racial previamente observada desaparece, mientras que Rofman (1993), usando datos originados en la Social Security Administration, muestra que en un análisis multivariado el efecto racial pierde significación respecto de los niveles de educación e ingreso. Diferentes estudios que incluyen variables socioeconómicas en el análisis han encontrado que existe una clara relación inversa entre el nivel socioeconómico (habitualmente medido por el nivel de educación y el ingreso) y la mortalidad. La magnitud de las diferencias en la expectativa de vida a los 20 años alcanza a más de 7 años (Rofman, 1993), niveles que se han encontrado no sólo en Estados Unidos sino también en otros países, como Canadá (Trovato y Lauris, 1989), Gran Bretaña, Francia y Australia (Brenner, 1978).

En resumen, la literatura sobre mortalidad diferencial en diferentes sociedades indica que es posible estimar la magnitud de los diferenciales utilizando estadísticas vitales (si éstas presentan un nivel de calidad satisfactorio), encuestas especialmente diseñadas o datos originalmente relevados con otro objetivo, como los registros de seguridad social. Estas estimaciones señalan, de modo sistemático, que los individuos ubicados en niveles socioeconómicos más altos enfrentan riesgos de mortalidad menores.

III. METODOLOGIA

1. Los datos

La principal innovación que aporta este trabajo al estado del conocimiento en el campo de la mortalidad adulta argentina es el uso de una fuente de datos no tradicional. La base de datos utilizada se origina en una muestra obtenida del "Registro Unico de Beneficiarios" ("RUB") de la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES). Este registro contiene información sobre todos los beneficiarios de jubilaciones y pensiones en Argentina, desde mediados de la década de 1980. En el mismo, además de los datos básicos tales como número de beneficio (que incluye información sobre la "ex-caja" correspondiente), residencia, sexo, último haber percibido y fecha de nacimiento, figura la fecha de baja, en caso de que el beneficiario en cuestión hubiese sido dado de baja. Esta fecha es, en la mayoría de los casos, indicativa de la muerte

del beneficiario, aunque informes verbales de los responsables del mantenimiento del RUB señalan que, en algunos casos, puede corresponder al mes siguiente de la misma. La muestra incluyó originalmente 60 000 casos de jubilados vivos y cobrando su beneficio regularmente al 1/1/1985. La misma se limitó a los jubilados (es decir, se excluyó a los pensionados) con el objetivo de evitar la aparición de efectos espurios en nuestras estimaciones. Luego de realizar análisis preliminares, se decidió limitar la muestra a la población viva al 30/6/1988. Este cambio se debió a la comprobación de que la calidad de los registros correspondientes a beneficiarios fallecidos entre 1985 y 1987 es dudosa. Del mismo modo, y a fin de evitar sesgos por selección, se limitó la muestra a individuos mayores de 65 años. Como resultado de estos ajustes, la muestra quedó finalmente constituida por cerca de 40 000 registros.

Al considerar las variables disponibles, se decidió utilizar cinco de ellas como variables explicativas en el modelo a desarrollar. Estas son:

– Edad: Indica la edad, en años cumplidos, del individuo.

– Sexo: Es una variable dicotómica que indica el sexo del individuo, con valor “0” para hombres y “1” para mujeres.

– Caja: Indica la pertenencia a una de las 13 “ex-cajas” de jubilaciones. El sistema previsional argentino estaba, hasta 1967, organizado en base a un número de cajas que manejaban sus fondos en forma independiente. Las mismas fueron pasando por distintas etapas, que incluyeron fusiones de distinto tipo y, en 1967, existía un total de 13 cajas a nivel nacional. En ese año el sistema fue reformado y las cajas existentes fueron fusionadas en tres: trabajadores del Estado, trabajadores autónomos y trabajadores de la industria, comercio y actividades civiles. No obstante esta unificación, todos y cada uno de los beneficios jubilatorios otorgados son identificados como correspondiente a una de las 13 “ex-cajas”. Estas se corresponden con las existentes hasta la reforma del sistema previsional en 1967 y son una proxi adecuada de la rama de actividad en la que se desempeñaba el individuo mientras formaba parte de la población económicamente activa. A fin de mejorar la significación del modelo utilizado, las 13 cajas fueron agrupadas en 5 grupos, resultando las “cajas”: “Estado” (que incluye a la ex-caja 1, “Estado”), “Comercio” (que incluye a la ex-caja 9, “Comercio”), “Industria” (que incluye a la ex-caja 11, “Industria”), “Autónomos” (que incluye a las ex-cajas 10, “Autónomos-Empresarios”; 12, “Autónomos-Profesionales” y 13, “Autónomos-Independientes”) y, finalmente, “Otras” (que incluye a las ex-cajas 2,

“Ferroviarios”; 3, “Periodistas”; 4, “Servicios Públicos”; 5, “Navegación”; 6, “Rurales”; 7, “Bancarios” y 8, “Domésticos”). Estas 5 cajas resultantes fueron incluidas en el modelo utilizando variables dicotómicas.

– Residencia: Los datos disponibles en la base suministrada por ANSeS indican residencia, hasta el nivel de partido o departamento. Luego de varias pruebas, se decidió agrupar esta variable en 7 regiones, a saber: La región “1” corresponde a la Capital Federal; la región “2”, al área metropolitana de Buenos Aires (excluyendo la Capital); la “3” incluye al resto de la provincia de Buenos Aires y a las provincias de Córdoba y Santa Fe; la región “4”, a las provincias mesopotámicas, Entre Ríos, Corrientes y Misiones; la región “5” comprende a las provincias del norte, Jujuy, Salta, Tucumán, Catamarca, La Rioja, Santiago del Estero, Chaco y Formosa; la “6” a las provincias cuyanas, Mendoza, San Juan y San Luis; y la región “7” corresponde a las provincias del sur, incluyendo a La Pampa, Neuquén, Río Negro, Chubut, Santa Cruz y Tierra del Fuego. Nuevamente, se utilizaron variables dicotómicas para representar la residencia en el modelo a estimar.

– Haber Relativo: La muestra obtenida contenía información sobre el último haber percibido por los individuos. Ellos eran, en moneda corriente, los correspondientes a julio de 1992, en el caso de los individuos que sobrevivieron el período de observación, o el correspondiente al mes de la baja, en caso de que los individuos hubiesen fallecido entre julio de 1988 y junio de 1992. A causa del fuerte proceso inflacionario y la política de ajuste irregular de los haberes por parte del gobierno nacional, vividos entre 1988 y 1992, fue necesario desarrollar un criterio que facilitara la comparación de haberes correspondientes a distintas épocas. Los índices tradicionalmente utilizados, tales como el índice de precios al consumidor de la Capital Federal o el salario promedio de la economía, demostraron ser poco adecuados, fundamentalmente debido a que, en ambos casos, sobreestimaban los montos correspondientes a haberes percibidos en el pasado. Por ello, se optó por transformar el valor corriente de los haberes en un índice definido como la razón entre el haber recibido y el haber mínimo correspondiente al mes en cuestión. Esta nueva variable, a la que llamamos “haber relativo”, presenta un comportamiento estable a lo largo del período de observación. Ella debería ser una representación confiable del nivel de ingreso del individuo durante su vida activa, ya que el haber es determinado, según la ley, como un valor entre el 70 por ciento y el

82 por ciento del promedio de los ingresos percibidos durante 3 de los últimos 10 años de vida activa. Si bien es conocido que, por diversas razones, los haberes jubilatorios no se han actualizado de acuerdo a las normas legales en los últimos años, el uso de esta variable se basa en el supuesto de que el deterioro en la “tasa de reemplazo”¹ ha sido aproximadamente similar para todos los niveles de ingreso y, por consiguiente, representa de manera satisfactoria los diferenciales de ingreso de por vida.

En el cuadro 1 incluimos la información correspondiente a la frecuencia, medias, desvíos estándar, valores máximos y mínimos de las variables utilizadas, incluyendo la variable dependiente “fallecido”. Este cuadro incluye a las variables dicotómicas que representan la supervivencia al período de observación, el sexo, la región de residencia y la caja correspondiente, a una variable discreta, edad, y a la única variable continua incluida en el modelo, haber relativo.

Es importante destacar que la población estudiada no es perfectamente representativa de la población argentina en su conjunto. En realidad, la muestra utilizada representa a los sectores incluidos en el sistema nacional de previsión, generalmente grupos urbanos, con ingresos medios-bajos y medios. Este efecto se refleja, por ejemplo, en la sobrerrepresentación del sexo masculino (con un 63 por ciento de la muestra, en comparación con el 38 por ciento estimado por el INDEC para 1990) y de los residentes en la Capital Federal (un 20 por ciento de la muestra, cuando el Censo Nacional de Población de 1991 indica un valor aproximado de un 9 por ciento). Estos problemas limitan la validez de nuestras conclusiones respecto del conjunto de la sociedad argentina dado que los datos que se utilizan no representan adecuadamente ni a los sectores más postergados de la sociedad, ya que éstos no tienen acceso a beneficios de jubilación, ni a los más acomodados, quienes no participan del sistema nacional de previsión social. No obstante, consideramos que nuestros resultados deberán ser adecuados para explicar diferencias en la mortalidad para la mayor parte de la población cubierta por el sistema nacional de previsión.

¹ Por “tasa de reemplazo” se entiende a la razón entre el haber jubilatorio percibido y el salario que un individuo percibía antes de jubilarse.

Cuadro 1

**ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS
VARIABLES UTILIZADAS**

Variable	Frecuencia	Media	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
Fallecido	39 421	0.216	0.467	0	1
Edad	39 421	72.67	6.229	65	95
Sexo	39 421	0.367	0.524	0	1
Región 1	39 421	0.204	0.458	0	1
Región 2	39 421	0.197	0.433	0	1
Región 3	39 421	0.413	0.536	0	1
Región 4	39 421	0.051	0.239	0	1
Región 5	39 421	0.062	0.261	0	1
Región 6	39 421	0.049	0.236	0	1
Región 7	39 421	0.023	0.164	0	1
Estado	39 421	0.084	0.314	0	1
Comercio	39 421	0.127	0.363	0	1
Industria	39 421	0.120	0.354	0	1
Autónomos	39 421	0.476	0.543	0	1
Otras	39 421	0.196	0.431	0	1
Haber relativo	39 421	2.583	4.579	1	75

Fuente: Elaboración del autor a base de datos de la ANSeS.

2. Metodología aplicada

La metodología aplicada en este estudio se basa en una técnica estadística conocida como análisis logístico. A fin de evaluar el efecto de las diversas variables sobre la probabilidad de morir, se procedió a estimar un modelo de regresión de máxima verosimilitud. El modelo relaciona el logito de la probabilidad de morir entre los 65 y los 95 años con las variables explicativas disponibles, incluyendo las posibles interacciones entre ellas. Entonces, se estimó el modelo presentado en la ecuación I, donde “ ${}_4q_{xj}$ ” es la probabilidad de morir en los siguientes 4 años para los individuos de edad “ x ” y características socioeconómicas “ j ”; “ $edad$ ” es la edad, en años exactos al inicio del período; “ $sexo$ ” es el sexo del individuo, y “ X_j ” es el conjunto de características socioeconómicas “ j ”, definidas, en este caso, por “Caja”, “Región” y “Haber Relativo”.

$$\ln \left(\frac{{}_4q_{xj}}{1-{}_4q_{xj}} \right) = \alpha + \beta_1 * edad + \beta_2 * sexo + \beta_{j+2} * X_j \quad (I)$$

Una vez estimados los valores de ${}_4q_{xj}$ para las edades entre 65 y 95 años, se calculó el valor de ${}_1q_{xj}$ siguiendo la fórmula de la ecuación II:

$${}_1q_{xj} = \prod_{i=x-1}^{x+2} (1 - (1 - {}_4q_{ij})^{1/4})^{1/4} \quad (\text{II})$$

Esta fórmula nos permite estimar las probabilidades de morir por edades simples, a la vez que elimina saltos en la curva obtenida, a través del uso de promedios geométricos móviles.

Utilizando los valores de ${}_1q_{xj}$ para individuos de entre 65 y 95 años, se calcularon las probabilidades de morir para edades menores y mayores a este grupo. El primer intervalo se resolvió aplicando la técnica usada para la elaboración de las tablas modelo de Coale y otros (1983). Para ello, se calcularon los valores de ${}_5q_{65}$ y ${}_5q_{70}$ (es decir, las probabilidades de morir para los grupos de edades quinquenales 65 a 69 y 70 a 74 años) y se calcularon las tablas modelo correspondientes dentro de la familia norte para las mujeres y oeste para los hombres. La decisión de utilizar estas dos familias de tablas se tomó considerando que tanto los valores estimados para las probabilidades de morir entre los 65 y los 95 años, como las tablas calculadas por el INDEC para los años 1980-1981, presentan patrones claramente asimilables a estas familias. Entonces, utilizando los coeficientes correspondientes, se calcularon los valores de ${}_5q_{xj}$ para edades entre 17 y 64 años y, nuevamente, por interpolación y utilizando promedios geométricos móviles, se calcularon los valores correspondientes a edades simples, o ${}_1q_{xj}$.

Finalmente, a fin de estimar las probabilidades de morir desde los 95 años en adelante, por edades simples, se aplicó el procedimiento propuesto por Coale y Guo (1989). El mismo se basa en la observación empírica que, luego de los 80 años, la tasa de mortalidad crece en forma decreciente de modo constante. Al aplicar este supuesto, pudimos cerrar las tablas a edades superiores a las habituales, obteniendo valores razonables.

La metodología explicada se aplicó en cinco ocasiones. En primer lugar, se estimó un modelo incluyendo exclusivamente a la Edad y Sexo como variables explicativas. A continuación, se estimaron tres modelos, cada uno de ellos incluyendo Edad, Sexo, y una de las tres variables

socioeconómicas disponibles. Finalmente, el modelo 5 incluye todas las variables disponibles y sus interacciones, a fin de evaluar los efectos cruzados de éstas.

IV. RESULTADOS

El primer modelo, que sólo incluye edad y sexo como variables explicativas, se preparó a fin de comparar los resultados obtenidos con estimaciones ya conocidas y publicadas, obteniendo así un test de consistencia externa. Los coeficientes alcanzados, así como sus errores estándar y la probabilidad de que no sean significativamente distintos de cero se presentan en el cuadro 2. A base de este modelo, construimos tablas de mortalidad por sexo con el fin de comparar los resultados con los anteriormente publicados. El modelo 1 fue construido utilizando como variables explicativas a la edad, el sexo, la edad elevada a la segunda y tercera potencias y todas las interacciones posibles. Luego de estimar el modelo usando todas las variables, se eliminaron aquellas con una probabilidad de no ser significativas mayor al 5 por ciento, quedando, como resultante, las variables presentadas en el cuadro 2.

A base de este modelo, construimos el cuadro 3 y el gráfico 1. Comparando los valores de la esperanza de vida a los 20 y 65 años calculados con nuestro modelo y los estimados por INDEC para 1980-1981, podemos comprobar que las diferencias caen dentro de lo razonable. En efecto, nuestros cálculos arrojan una esperanza de vida a los 20 años, para ambos sexos, 3.5 años mayor que la estimada para 1980-81. Esta mejoría se debe especialmente al cambio en la esperanza de vida entre las mujeres, que aumentó 5.38 años. La diferencia es el resultado de la acumulación de dos efectos. En primer lugar, una mejoría de la esperanza de vida en un período de 10 años es esperable, dada la evolución histórica del indicador. Por otro lado, es claro que, como mencionáramos antes, la muestra utilizada no es completamente representativa de la población ya que sólo comprende a individuos perceptores de jubilaciones. Un efecto inmediato de este sesgo muestral es que se eliminan de la población grupos probablemente con mayor mortalidad, elevando artificialmente la esperanza de vida.

Cuadro 2

MODELO 1. MORTALIDAD POR EDAD Y SEXO

Variable	Coficiente	Error estándar	Probabilidad
Constante	97.00000	14.355800	0.0001
Edad	-3.98380	0.559400	0.0001
Edad ²	0.05220	0.007230	0.0001
Edad ³	-0.00022	0.000031	0.0001
Edad*Sexo	-0.05700	0.004820	0.0001
Edad ² *Sexo	0.00059	0.000063	0.0001

Fuente: Elaboración del autor a base de datos de la ANSeS.

Cuadro 3

ESPERANZA DE VIDA ESTIMADA POR EL MODELO 1 PARA 1988-1992 Y POR INDEC PARA 1980-81

Espe- ranza de vida a los	Modelo propio (1988-92)			INDEC (1980-1981)			Diferencia		
	Total	Hom- bres	Muje- res	Total	Hom- bres	Muje- res	Total	Hom- bres	Muje- res
20 años	55.93	50.65	61.41	52.46	49.29	56.03	3.47	1.36	5.38
65 años	16.28	13.21	18.73	14.27	12.52	16.07	2.01	0.69	2.66

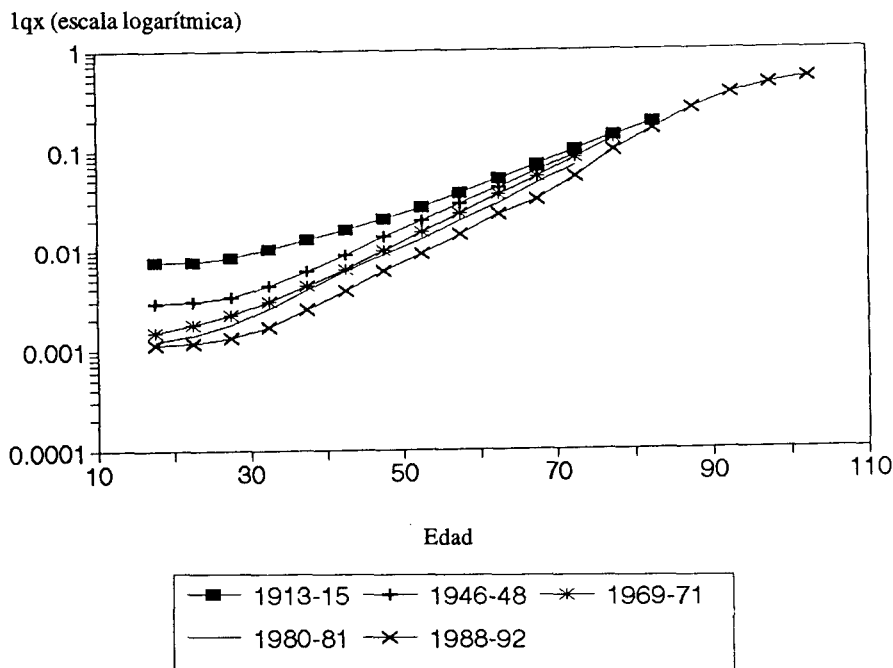
Fuente: 1980-91. INDEC, 1986.

1988-92. Elaboración del autor a base de datos de la ANSeS.

El gráfico 1 presenta las probabilidades de morir por edades simples, para ambos sexos, para distintos períodos disponibles en este siglo. Una vez más se puede apreciar que la curva representativa de las " ${}_1q_x$ " estimadas por nuestro modelo continúa la tendencia histórica, aunque tal vez acelerándola ligeramente, en particular en las edades medias. Esta diferencia en las edades medias debe ser considerada recordando que la misma no se desprende en forma directa de los datos básicos utilizados, sino que resulta de aplicar las tablas modelo a esos datos. La existencia de una continuidad en la tendencia histórica indica que el método diseñado para la estimación de probabilidades de muerte por edad es, en principio, adecuado y los resultados son consistentes.

Gráfico 1

**PROBABILIDAD DE MORIR SEGUN
EDAD, 1913-1915 A 1988-1992**



Una vez comprobada la confiabilidad del método utilizado a nivel de los datos agregados, podemos dirigir nuestra atención al análisis de los diferenciales por características socioeconómicas. La magnitud de éstos fue calculada con base en 4 modelos. En primer lugar, se estimaron tres modelos que incluyen, además de la edad y el sexo, cada una de las tres variables socioeconómicas disponibles. Así, los modelos 2, 3 y 4 presentan la relación entre la probabilidad de morir y la edad, el sexo y cada una de las tres variables socioeconómicas disponibles. El cuadro 4 muestra los coeficientes estimados por estos modelos. En él sólo se incluyen las variables cuyos coeficientes resultaron ser significativos para un valor "p" de 0.05 o menos.

Los efectos de las variables socioeconómicas se advierten en función del coeficiente estimado que les corresponde. Así, del modelo 2 se desprende que, partiendo de un caso base de residentes en la Capital Federal, el efecto de la residencia es particularmente negativo para las mujeres residentes en las provincias mesopotámicas y de Cuyo,

Cuadro 4

**MODELOS 2, 3 Y 4. MORTALIDAD POR EDAD, SEXO, REGION,
CAJA Y HABER RELATIVO**

Variable	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	100.3	104.3	101.9
Edad	-4.1182	-4.3352	-4.1080
Edad ²	0.0540	0.0575	0.0532
Edad ³	-0.000227	-0.000244	-0.000222
Edad*Sexo	-0.0585	-0.0528	-0.0720
Edad ² *Sexo	0.00059	0.00054	0.00076
Región 2	0.2524	a	a
Región 4	-0.1644	a	a
Industria	a	0.1769	a
Autónomos	a	-0.4343	a
Otras	a	0.0909 ^b	a
Haber relativo	a	a	0.1230
Región 3*Sexo	0.1605	a	a
Región 4*Sexo	0.5236	a	a
Región 6*Sexo	0.3838	a	a
Industria*Sexo	a	0.4865	a
Haber relativo*Sexo	a	a	-0.0531

Fuente: Elaboración del autor a base de datos de la ANSeS.

Notas: Todos los estimadores son significativos para un valor $p=0.01$, excepto:

^a Variable no incluida en el modelo.

^b Estimador significativo para un valor $p=0.05$.

así como también para ambos sexos en el Gran Buenos Aires. Lo mismo se percibe en el modelo 3, con respecto a la caja de actividad. En este caso, observamos que las personas vinculadas con las actividades “autónomas” (es decir, trabajadores por cuenta propia, profesionales independientes y pequeños propietarios) presentan los niveles de mortalidad más bajos, seguidos por los pertenecientes a las cajas de Estado (caso base) o comercio y otras actividades, siendo los empleados por la industria quienes se enfrentan a las mayores probabilidades de morir. Con respecto al ingreso, la variable “haber relativo” demuestra ser un buen indicador del nivel de ingreso en el modelo 4, ya que se evidencia una fuerte correlación inversa entre los haberes percibidos y la probabilidad de morir.

La magnitud de los efectos encontrados puede ser mejor interpretada considerando indicadores de fácil comprensión, como la esperanza

de vida. Por ello, en el cuadro 5 incluimos estimaciones de la esperanza de vida a los 20 y 65 años para algunas características seleccionadas de cada modelo. Adicionalmente, se presenta la razón entre el número de años-persona vividos después de los 65 años y los vividos entre los 20 y los 64, en la población estable. Este indicador, al que llamaremos "Relación de Dependencia Implícita", nos permite evaluar la importancia de los diferenciales de mortalidad no sólo respecto al total de años por vivir, sino también a la estructura del ciclo de vida y las relaciones de dependencia, lo cual podría ser crítico a la hora de analizar, por ejemplo, el desarrollo de sistemas de Seguridad Social.

Los datos presentados en el cuadro 5 indican la magnitud de los diferenciales de mortalidad adulta observados. De acuerdo a nuestros modelos, podemos ver que las diferencias por región de residencia son menores, explicando hasta un máximo de 4.35 años en la esperanza de vida a los 20 años, a la vez que apenas modifica la relación de dependencia implícita. En cambio, las diferencias por caja de jubilaciones o nivel de ingreso son importantes, representando hasta 11.5 años en la esperanza de vida a los 20 años y 4.4 años a los 65 (o, en otras palabras, indicando que los años por vivir entre individuos pertenecientes a sectores acomodados son entre un 20 y un 25 por ciento más que los años que los sectores socialmente menos favorecidos pueden esperar sobrevivir). Estas diferencias no sólo tienen un efecto sobre la esperanza de vida, sino que también modifican, sensiblemente, las relaciones de dependencia implícita. En efecto, podemos observar que las relaciones de dependencia son, entre los grupos con menor mortalidad, hasta un 300 por ciento mayores que entre aquellos con alta mortalidad.

Los efectos mencionados se verifican, ahora con mayor claridad, al considerar los resultados implícitos en el modelo 5 que incluye todas las variables disponibles. En el cuadro 5 se presentan tres combinaciones posibles que consideramos particularmente significativas. En estas combinaciones vemos que diferencias de residencia, actividad e ingresos pueden explicar diferencias en la esperanza de vida de hasta un 50 por ciento, a los 20 años, o de 100 por ciento a los 65 años. Obviamente, estas diferencias también implican un importante efecto sobre la relación de dependencia. En una población hipotética que mantenga los niveles de mortalidad aquí presentados en el largo plazo, encontraríamos que, entre los empleados de la industria, de ingresos mínimos y residentes en el Gran Buenos Aires, habría aproximadamente 15 personas en edad de jubilarse por cada 100 activos. En cambio, entre los residentes en la Capital, empleados del Estado y receptores de ingresos que les permitan

aspirar a un haber jubilatorio equivalente a 18.5 “haberés relativos” (nivel que, en 1992, percibían más de un 10 por ciento de los jubilados de la caja de Estado residentes en Capital), cada 100 activos encontraremos 45 jubilados. Las consecuencias de estas diferencias sobre la equidad de cualquier sistema de jubilación son claras: más allá de cualquier consideración sobre las tasas de reemplazo implícitas en los haberés jubilatorios, la proporción de trabajadores del primer grupo que llegarán a jubilarse es un 66 por ciento menor a la correspondiente al segundo grupo.

Cuadro 5

**ESPERANZA DE VIDA Y RELACION DE DEPENDENCIA IMPLICITA,
POR CARACTERISTICAS SOCIOECONOMICAS.
ARGENTINA 1988-1992**

MODELO Característica	Esperanza de vida a los		Relación de dependencia implícita ($wL_{65} / 45L_{20}$)
	20 años	65 años	
MODELO 2			
Región: 1. Capital	52.31	14.78	0.27
Región: 2. GBA	47.96	13.86	0.23
Región: 4. Mesopotamia	52.29	13.87	0.25
Dif. Regiones 1 - 2	4.35	0.92	0.04
MODELO 3			
Caja: 1. Estado	50.80	13.41	0.24
Caja: 3. Industria	44.90	11.26	0.18
Caja: 4. Autónomos	56.30	15.22	0.30
Dif. Cajas 4 - 3	11.40	3.96	0.12
MODELO 4			
Haber relativo = 1	51.22	15.51	0.27
Haber relativo = 2.5 (media)	53.91	16.02	0.29
Haber relativo = 10	62.81	19.89	0.41
Dif. Haber relativo: 10 - 1	11.59	4.38	0.14
MODELO 5			
1. GBA, Industria, Mín. = 1.5	40.92	10.66	0.15
2. Cuyo, Autónomos, Mín. = 1	55.83	15.15	0.23
3. Capital, Estado, Mín. = 18.5	64.74	20.89	0.45
Dif. Tipos: 3 - 1	23.82	10.23	0.30

Fuente: Elaboración del autor a base de datos de la ANSeS.

V. CONCLUSIONES

Los resultados presentados permiten extraer dos conclusiones de importancia. En primer lugar, consideramos que el material entregado prueba que la información recopilada por la ANSES puede ser utilizada para el estudio de la mortalidad adulta, con resultados satisfactorios. Esta conclusión es por demás significativa, si se toma en cuenta que, en el caso de Argentina, al igual que en otros países en desarrollo, las fuentes “tradicionales” en esta área, tales como las estadísticas vitales, adolecen de serias deficiencias que limitan su utilidad en el estudio de la mortalidad. Así, encontramos que el modelo desarrollado finalmente nos permite estimar las probabilidades de muerte por edad y construir las consiguientes tablas de mortalidad para un conjunto de 105 poblaciones hipotéticas, considerando variaciones por sexo, región de residencia y caja de jubilaciones, las cuales se pueden desagregar en un número potencialmente infinito de niveles de ingreso.

Por otro lado, es importante reseñar los resultados obtenidos: En Argentina de finales del siglo XX, las características de la ocupación o el nivel de ingreso explican las grandes diferencias en la esperanza de vida de hasta un 100 por ciento a los 65 años. Estos resultados deben ser considerados recordando que los datos sobre los cuales se elaboraron las estimaciones aquí presentadas excluyen a sectores de empleo inestable sin acceso a beneficios de jubilación, los cuales están probablemente expuestos a niveles de mortalidad aún mayores. La ausencia de estos grupos, relativamente pequeños en áreas centrales como la Capital Federal o el Gran Buenos Aires, pero que representan un porcentaje significativo de la población en las regiones más empobrecidas del país, puede explicar la aparente igualdad en la mortalidad por regiones. Nuestro modelo estima que los niveles de mortalidad en el norte son similares a los de la Capital Federal, lo cual es probablemente cierto entre la población con acceso a beneficios de jubilación. Sin embargo, es muy posible que la enorme proporción de jujeños, por ejemplo, no cubiertos por el Sistema Nacional de Previsión Social se encuentren expuestos a un riesgo de morir sensiblemente mayor, no registrado en este estudio.

BIBLIOGRAFIA

- Behm H. y A. Maguid (1978), *La mortalidad en los primeros años de vida en países de la América Latina: Argentina*, CELADE, San José de Costa Rica.
- Brenner, M. H. (1978), "Mortality and Economic Stability: Detailed Analysis for Britain and Comparative Analysis for Selected Industrialized Countries", *International Journal of Health Services*, Vol. 13, N° 4.
- Carvalho, J.A. y D. Sawyer (1978), "Diferenciais de mortalidade no Brasil", *Anais do Primeiro Encontro Nacional*, Associação Brasileira de Estudos Populacionais, São Paulo, Brasil.
- Carvalho, J.A. y C. Wood (1979), "Ingreso y concentración de la mortalidad en Brasil", en Urquidí, V. y J. Morelos (comp.), *Población y desarrollo en América Latina*, El Colegio de México, México.
- (1978), "Mortality, Income Distribution and Rural-Urban Residence in Brazil", *Population and Development Review*, Vol. 4, N° 3.
- Coale, A. y otros (1983), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, segunda edición, Academic Press, Nueva York.
- Coale, A. y G. Guo (1989), "Revised Regional Model Life Tables at Very Low Levels of Mortality", *Population Index*, Vol. 55.
- García Tamburo, E.M. (1984), *Desigualdades socioeconómicas y mortalidad infantil: Santa Fe, Argentina*, CELADE, Santiago de Chile.
- INDEC (1988), *Tablas de mortalidad, 1980-1981. Total y jurisdicciones*, Estudios INDEC, N° 10, Buenos Aires.
- Kitagawa, E. y P. Hauser (1973), *Differential Mortality in the United States: A Study of Socioeconomic Epidemiology*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Muller, M. S. (1983), *Mortalidad infantil y desigualdades sociales en Misiones*, Cuadernos del CENEP, N° 25-26, Buenos Aires.
- (1978), *La mortalidad en la Argentina. Evolución histórica y situación en 1970*, CENEP-CELADE, Santiago de Chile.
- Rofman, R. (1993), *Social Security and Income Distribution: Mortality and Equity in Pension Plans*, Tesis doctoral, Universidad de California, Berkeley, California.
- Rogers, R. (1992), "Living and Dying in the USA: Sociodemographic Determinants of Death among Blacks and Whites", *Demography*, Vol. 29, N° 2.
- Somoza, J. L. (1971), *La mortalidad en la Argentina entre 1869 y 1960*, Editorial del Instituto, Buenos Aires.
- Torrado, S. (1988), *Salud-enfermedad en el primer año de vida: Rosario, 1981-1982*, Informes de investigación del CEUR, N° 4, Buenos Aires.
- Trovato, F. y G. Lauris (1989), "Marital Status and Mortality in Canada: 1951-1981", *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 51.
- U.S. Department of Health, Education and Welfare (1991), *Vital Statistics of the United States*, National Center for Health Statistics, Hyattsville, Maryland.

LA POBLACION INDIGENA EN LOS CENSOS DE AMERICA LATINA*

**Alexia Peyser
Juan Chackiel
(CELADE)**

RESUMEN

Al revisar la información sobre población indígena en las bases censales, se observan claras discrepancias. El problema principal radica en la propia definición de población indígena, tanto en lo conceptual como en el indicador operativo para identificarla en los censos y encuestas. La mayor dificultad está dada por la multidimensionalidad de componentes socioculturales que impide considerar criterios que apunten a uno solo de estos aspectos. Lo anterior, que es válido para los integrantes de cualquier población, es aún más relevante en el caso de los indígenas, dado el proceso de aculturación que viven. Esto puede traer como resultado la rápida obsolescencia de tales indicadores.

Dado lo anterior, las estimaciones existentes sobre poblaciones indígenas para el total de la región son muy variadas y, en la mayoría de los casos, parecen determinadas por una fuerte carga emotiva o, al menos, basadas en criterios de gran subjetividad. A pesar de las fuertes críticas que se hacen a las estimaciones provenientes de los censos de población, generalmente esta fuente es una de las pocas que tienen una base real, aunque entregan un valor mínimo a partir del cual podrían realizarse ajustes importantes.

(POBLACION INDIGENA)

(CENSOS DE POBLACION)

* Documento presentado al Seminario Taller "Investigación Sociodemográfica Contemporánea de Pueblos Indígenas", Santa Cruz, Bolivia, 18-22 de octubre de 1993.

THE INDIGENOUS POPULATION IN THE LATIN AMERICAN CENSUSES

SUMMARY

On reviewing the information about the indigenous population in the census data, clear discrepancies can be found. The main problem lies in the various definitions of indigenous population, both at a conceptual level as well as in the operational indicator so as to identify it in censuses and surveys. The greatest difficulty arises from the multiple dimensionality of socio-cultural elements which prevents –or partly invalidates– from considering the criteria focusing on only one of these aspects. The above, which applies to the individuals of any population, is even more relevant in the case of the indigenous people, due to the acculturation process in which they live. These indicators might, therefore, quickly become obsolete.

As a result, existing estimates on indigenous population for the whole region largely vary and, in most cases, seem to be determined by strong emotions or, at least, based on highly subjective criteria. In spite of the strong criticism about the estimates taken from the population censuses, this source is generally one of the few with a real base. Furthermore, the minimum value they provide could be used as a starting point to carry out important adjustments.

(INDIGENOUS POPULATION)

(POPULATION CENSUSES)

INTRODUCCION

Hace más de 500 años llegaron, por primera vez, los europeos a América. Desde ese momento, comenzó a concretarse el término “indígena”, el que permanecería en el tiempo como designación de una parte significativa de la población americana. Dicho concepto nació, originalmente, de la necesidad de denominar a la contraparte de los españoles que comenzaban a llegar.

Esos pueblos presentan características distintivas y una relación con sus sociedades nacionales que no se encuentra totalmente resuelta.

El interés por la población indígena coincide con una serie de iniciativas concretas de los organismos internacionales y gubernamentales por conocer y regularizar su situación actual, así como de formular políticas y programas sociales destinados a superar la situación de pobreza material que los afecta. Es así como la Asamblea General de las Naciones Unidas, en la resolución 45/164 del 18 de diciembre de 1990, proclamó a 1993 como el “*Año Internacional de los Pueblos Indígenas del Mundo*” con la intención de motivar y promover el debate mundial sobre los aspectos y los problemas que les afectan y de orientar la cooperación técnica y financiera a estos sectores.

Dado que nuestro continente cuenta con un alto porcentaje de población indígena, los censos de población tratan desde hace varias décadas de recoger información acerca de ella.

En este marco nació la inquietud por analizar la dinámica demográfica de las poblaciones aborígenes, a partir de las publicaciones censales de los países de la región. Este trabajo forma parte del esfuerzo por sistematizar la información censal indígena disponible, a partir de tabulados publicados en el *Boletín Demográfico* N° 50 (CELADE, 1992).

Este documento está conformado por un primer capítulo destinado a la discusión de los criterios operativos para identificar a esta población. El capítulo II presenta un análisis de la población total indígena de la región y los países que han incluido preguntas sobre ella

en sus censos, tomando en consideración las estimaciones realizadas por especialistas en el tema. Finalmente, el capítulo III está dedicado a la dinámica demográfica de los pueblos indígenas, incluyendo estimaciones de mortalidad infantil, fecundidad y la situación de la población según sexo y edades.

I. CRITERIOS OPERATIVOS DE IDENTIFICACION DE POBLACION INDIGENA

Al revisar la información sobre población indígena en las bases censales, se observan claras discrepancias. El problema principal está en la propia definición de población indígena, tanto en lo conceptual como en el indicador operativo para identificarla en los censos y encuestas. La mayor dificultad está dada por la multidimensionalidad de componentes socioculturales que impide —o invalida parcialmente— considerar criterios que apunten a uno solo de estos aspectos. Lo anterior, válido para los integrantes de cualquier población, es aún más significativo en el caso de los indígenas dado el proceso de aculturación que viven, por lo que estos indicadores pueden llegar rápidamente a quedar obsoletos.

Estos últimos han ido variando con el tiempo y debieron responder a las diferencias entre los países. No obstante, es importante recalcar que generalmente hay coincidencia en algunas formas de identificar las poblaciones indígenas. Los criterios utilizados en los últimos censos de población de América Latina han sido:

a) *Lengua hablada:*

El criterio más frecuente en las bases teóricas de las investigaciones es el de atribuirle a la lengua hablada un carácter preponderante entre las manifestaciones de apego a una cultura. Por tal razón, la lengua hablada por cada persona es el modo de identificación que más se ha utilizado en los países de la región.

La primera duda acerca de la validez de esta aproximación surge a la luz del fuerte proceso de aculturación y la extensión de la educación básica y media que, generalmente, no incluyen el uso de lenguas originarias. Por otro lado, en Paraguay se ha producido el proceso contrario, ya que la lengua indígena ha sido adoptada por la mayoría de la población en la jerga común, resultando entonces un gran número de habitantes no indígenas que hablan habitualmente el guaraní.

Los países que cuentan con información censal sobre poblaciones indígenas recogida con base en el criterio de lengua hablada por los individuos son: Bolivia, Honduras, México, Panamá y Perú.

Ecuador utilizó, en el Censo de 1990, una variante al preguntar por la lengua hablada más frecuentemente en el hogar (aún no se publica la información). El censo de Bolivia de 1976 también incluye esta pregunta, pero las tablas publicadas se refieren al idioma materno de cada una de las personas.

En todo caso, en este artículo se considerará como indígenas a los monolingües de lengua autóctona y a los bilingües, es decir a los que hablan, además de su lengua, otra lengua aborígen y el español.

b) *Autoidentificación o autopercepción sobre la pertenencia a un grupo o comunidad indígena:*

Esta forma de recoger la información se aproxima más al concepto de etnia, mientras la anterior se orienta más al apego cultural. En general, se considera que con este criterio se produce una subestimación de la población, sobre todo cuando la pregunta se hace de la siguiente manera: "¿Es usted indígena?". La discriminación existente y los prejuicios sociales pueden conducir, especialmente en las áreas urbanas, a una subdeclaración de los indígenas residentes. No obstante, puede ocurrir lo contrario cuando una porción de la población, creyendo recibir beneficios económicos y sociales destinados a los indígenas, se declare como tal sin serlo. Este criterio ha sido utilizado en Guatemala y Panamá.

En algunos censos, como los de Brasil de 1980, Cuba de 1981 y República Dominicana de 1960, se incluyeron preguntas que identificaban color o raza, pero esas características no permitieron derivar la pertenencia a población indígena. En los censos de 1990, tanto Brasil como Chile agregaron preguntas de autopercepción, pero aún no se cuenta con los resultados.

c) *Ubicación geográfica:*

Este criterio es útil, sobre todo cuando la población indígena se concentra en determinados territorios. En esos casos, se puede procesar la información que corresponde a las unidades geográficas en que residen. También se ha usado una forma mixta, incluyendo preguntas de identificación de pertenencia a la condición de indígena solamente en las áreas geográficas en que esta población se concentra, o realizar operaciones de terreno especiales en esos lugares. Tenemos los casos de

Colombia en 1985, Paraguay en 1981 y Venezuela en 1982 y 1992. Para la identificación de los indígenas, tanto en Colombia como en Paraguay, se combinó el criterio de zona con el de autopercepción. En otros países esto se podría hacer con los censos existentes, pero las publicaciones censales no incluyen tabulados concebidos de tal forma. Sin embargo, algunos estudios específicos aprovechan estas circunstancias, como por ejemplo el que se llevó a cabo en las Reducciones Indígenas de la IX Región de Chile que hace uso de información del Censo Nacional de 1982 (Oyarce, Romaggi y Vidal, 1989).

Como resumen de las modalidades utilizadas, tanto únicas como combinadas, en la captación del dato, se presenta el diagrama 1:

Diagrama 1

CRITERIOS DE IDENTIFICACION CENSAL DE POBLACION INDIGENA EN AMERICA LATINA

País	Año censo	Lengua hablada	Autopercepción de pertenencia	Ubicación geográfica
Bolivia	1976 ^a y 1992	X		
Brasil	1990		X	
Colombia	1973	X	X	
	1985		X	X
Chile	1992		X	
Ecuador	1990 ^a	X		
Guatemala	1964, 1973 y 1981		X	
Honduras	1988	X		
México	1960, 1970, 1980 y 1990	X		
Panamá	1980	X		X
	1990	X		
Perú	1961, 1971 y 1981	X		

^a En Bolivia también se incluyó "lengua hablada frecuentemente" en el hogar; en Ecuador se usó solo este último criterio.

De todo lo anterior, se desprende que los intentos por relacionar y sistematizar los datos de esta población encontraron diversas dificultades.

El primer problema fue la subestimación que producen los criterios utilizados. En segundo lugar, está la dificultad para poder desarrollar algún tipo de seguimiento de las variables en el tiempo, así como para hacer comparaciones entre países, a causa de las definiciones disímiles adoptadas. Por ejemplo, en el Censo de 1980 de Panamá se consideraron

algunas zonas geográficas predeterminadas como indígenas donde se aplicó la pregunta de lengua hablada. Luego, en 1990, la cobertura se amplió a todo el territorio nacional y se utilizó la pregunta sobre autopercepción de pertenencia étnica.

Desde el punto de vista de los resultados del análisis concreto, los problemas se suscitaron al momento de estudiar algunos fenómenos específicos. Un caso muy claro lo constituyen las pirámides de población confeccionadas a partir de la información existente sobre estructura por sexo y edad de indígenas y no indígenas, cuando se considera la lengua hablada de cada persona (capítulo III.3, gráfico 1). En los países donde la condición de indígena se relacionó con el uso de lenguas autóctonas, se presentó una fuerte subestimación de la población joven dado que no habla ni se identifica con su lengua de la misma manera que los grupos mayores.

Por consiguiente, cabe tener en cuenta las posibles limitaciones en los análisis que siguen respecto a la dinámica de población y otras características de estos pueblos.

II. LA POBLACION ESTIMADA

1. La población total

Las estimaciones existentes sobre poblaciones indígenas para el total de la región son muy variadas y, en la mayoría de los casos, parecen determinadas por una fuerte carga emotiva o, al menos, basadas en criterios de gran subjetividad. A pesar de las fuertes críticas que se hacen a las estimaciones provenientes de los censos de población, generalmente esta fuente es una de las pocas que tienen una base real aunque entregan un valor mínimo a partir del cual podrían realizarse ajustes importantes.

En el cuadro 1 se presentan varias estimaciones disponibles de la población indígena en Latinoamérica para los últimos 50 años.

Aunque los autores de las estimaciones consideran que éstas no reflejan la verdadera magnitud de población indígena, puede observarse que tanto alrededor de 1980 como de 1990 es prácticamente el doble de lo que señalan los censos de población. Al hacer un análisis del cuadro 2, se observa siempre una gran diferencia entre los valores de los censos y las estimaciones provenientes de otras fuentes, variando la discrepancia entre 23 y 75 por ciento. Las estimaciones incluidas en este cuadro tienen el propósito de servir de referencia y no constituyen valores recomendados como confiables.

Cuadro 1

AMERICA LATINA: POBLACION INDIGENA TOTAL
(En millones)

Año	Estimaciones				Población censada
1940	10.9 ^a	29.3 ^b			
1960	12.4 ^c				
1970					12.5 ^j
1978-80	18.8 ^d	26.0 ^e	26.3 ^f	34.2 ^g	15.7 ^j
1990	36.6 ^h	39.9 ⁱ			17.4 ^j

^a Steward, J. (1949), *Handbook of South American Indians*, Vol. 5 y Marino, A. (s/f), *Handbook of Middle American Indians*, Vol. 6, en Mayer y Masferrer (1979).

^b OIT (1953), *Condiciones de vida y trabajo de las poblaciones indígenas de América Latina*, en Mayer y Masferrer (1979).

^c Instituto Interamericano Indigenista (1962), *Anuario Indigenista*, Vol. 22, en Mayer y Masferrer (1979).

^d Maletta, H. (1981).

^e Rodríguez y Soubie (1978), "La población indígena actual en América Latina", *Revista Nueva Antropología*, Vol 3, N° 9, en Mayer y Masferrer (1979).

^f Mayer y Masferrer (1979).

^g Gnerre, M. (1990).

^h Thein Durning, A. (1992).

ⁱ Jordán Pando, R. (1990).

^j Población estimada a partir de censos sin corregir (cuadro 2). Ciertos valores fueron interpolados y otros extrapolados. Para Ecuador, por no existir datos, se estimó a partir de Maletta (1978), considerando que sus estimaciones son en general las más cercanas a las cifras de los censos.

La probable subenumeración censal sería resultado de dos tipos de componentes: uno de carácter más objetivo y relativamente mensurable y otro que se refiere más a los criterios y definiciones operacionales del cuestionario y a la calidad en la declaración de la información, que resulta más compleja de comprobar. Entre los primeros se puede mencionar el número de personas no captadas en el censo de población, fenómeno muy común especialmente en el área rural. Se puede suponer que, por este hecho, la población indígena presenta un porcentaje de omisión censal al menos similar al de las zonas rurales, sobre todo en los países en que estos pueblos constituyen un alto porcentaje de la población en esa área. La omisión censal de población rural en Bolivia y Guatemala, de acuerdo a las estimaciones del CELADE (1991), sería del orden del 10 por ciento y en Perú y México de valores inferiores al 5 por ciento.

Cuadro 2
**AMERICA LATINA: POBLACION INDIGENA CENSADA Y ESTIMACIONES DE
AUTORES, POR PAISES, ALREDEDOR DE 1970, 1980 Y 1990**

País	Alrededor de:	1970			1980 ^a			1990 ^a		
		Año	Población	% ^b	Año	Población	% ^b	Año	Población	% ^b
Bolivia	Censo	1976	2 446 097 ^c	63.5	1976	2 466 097	63.5	1992	3 058 208 ^d	59.0
Brasil	Estimaciones				1978	3 526 062	66.6	1992	5 600 000	74.4
Brasil	Estimaciones				1978	243 285	0.2	1992	1 500 000	0.9
Colombia	Censo	1973	318 425	1.5	1985	237 759	0.8			
	Estimaciones				1978	547 784	2.1			
Chile	Estimaciones				1978	616 500	5.7	1992	1 200 000	8.8
Ecuador	Estimaciones				1978	2 564 324	3.1	1992	3 800 000	34.3
Guatemala	Censo	1973	2 260 079	43.7	1981	2 536 443	41.8			
	Estimaciones				1978	3 739 914	57.1	1992	4 600 000	85.2
Honduras	Censo							1988	48 789 ^c	1.3
	Estimaciones				1978	107 800	3.1			
México	Censo	1970	3 111 415 ^c	7.7	1980	5 181 038 ^c	9.0	1990	5 282 347 ^c	7.4
	Estimaciones				1978	8 042 390	12.0	1992	10 900 000	12.3
Panamá	Censo				1980	93 080	4.8	1990	194 269	8.3
	Estimaciones				1978	121 172	6.5			
Paraguay	Censo				1981 ^f	38 703	1.2			
	Estimaciones				1978	67 249	2.2			
Perú	Censo	1972	3 467 140 ^c	30.5	1981	3 626 944 ^c	24.8			
	Estimaciones				1978	6 025 110	37.6	1992	9 000 000	40.0
Venezuela	Censo				1982	140 562 ^{cf}	0.9	1992 ^{ef}	314 772	0.9
	Estimaciones				1978	202 667	1.4			

^a Las estimaciones de 1978 corresponden a Mayer y Masferrer (1979) y las de 1992 a Thejin Durning (1992). ^b Porcentajes sobre población total. Para las estimaciones se toman las poblaciones totales de CELADE (1993). ^c Población de 5 años y más. ^d Población de 6 años y más. ^e Cifras preliminares. ^f Censos indígenas.

Los países que utilizaron el criterio de lengua hablada para identificar la población en estudio dejan, por definición, fuera a los niños menores de 5 ó 6 años. Este sector excluido también podría cuantificarse aproximadamente, partiendo del supuesto que dichos niños comparten la forma de vida de sus padres. En poblaciones con fecundidad alta, propia de estos grupos (capítulo III.2), los menores de 5 años representan alrededor del 17 por ciento, pero como en algunos de esos países la probable baja de la fecundidad puede reducir dicho valor, se puede concluir que el hecho produce una subenumeración de alrededor del 15 por ciento. Por lo tanto, si se suman la omisión señalada en el párrafo precedente y la del grupo 0-4 años de edad, se podría considerar que en estos países la omisión es cercana al 20 ó 25 por ciento.

Ahora bien, si se comparan las estimaciones con los valores censados (cuadro 2), se encuentran diferencias promedio del orden del 50 por ciento. Tomando estas cifras como válidas, querría decir que en los países que utilizan la lengua hablada para definir la condición indígena, un 25 por ciento aproximadamente de la subestimación censal se podría atribuir a lo mencionado en el párrafo anterior y el otro 25 por ciento a factores relacionados con las deficiencias del criterio censal para captar la información deseada o a una posible sobrevaloración de las estimaciones. En otras palabras, un cuarto de la población indígena podría no declararse en el censo como tal, ya sea por ocultar su verdadera identidad, por mala interpretación de la pregunta o porque el criterio no responde a lo que se quiere medir. Tampoco podría descartarse que este hecho es de mayor magnitud, si se considera que los responsables de las estimaciones incluidas en el cuadro 2 (Gnerre, 1990; Mayer y Masferrer, 1979; Thein Durning, 1992) generalmente indican que ellas están por debajo del valor real.

A pesar de la variedad que existe entre las distintas fuentes para los años considerados, todas ellas muestran un aumento a través del tiempo. De acuerdo a los censos de población, la tasa de crecimiento demográfico de estos pueblos (en promedio 1 por ciento anual para 1980-1990) sería inferior a la que se observa para el total nacional o de la región (2 por ciento en el mismo período), hecho congruente con el proceso de aculturación que los afecta. En cambio, las estimaciones realizadas por especialistas muestran un crecimiento igual o superior al que se observa para el promedio de los países. Esto podría deberse a que las estimaciones actuales se han hecho, en muchos casos, a partir de proyecciones que han tomado como hipótesis una alta tasa de crecimiento para la población en estudio. Esta hipótesis sería discutible

si se considera la existencia del mencionado proceso de aculturación que conduce a aumentos de población inferiores al vegetativo. Este tema se tratará nuevamente en el capítulo III.3 que analiza la dinámica demográfica de estas poblaciones.

Finalmente, cabe señalar que la población originaria estimada para los años recientes tiene el mismo orden de magnitud que la que se supone habitaba el continente 500 años atrás (Thein Durning, 1992, Mayer y Masferrer, 1979, citando a Julian Steward). El hecho que, en una perspectiva histórica de largo plazo, los nativos apenas hayan mantenido su volumen podría ser explicado por las guerras y epidemias, sobre todo en el período de conquista y colonización, y más recientemente por el proceso de homogeneización (mestizaje y erosión de sus tradiciones culturales).

En general, la población de un país se modifica por acción de nacimientos, defunciones y migraciones, cuyo saldo es, en la mayoría de los casos, positivo. Sin embargo, para los indígenas u otras minorías étnicas, se agregan dos elementos: a) cambios de índole cultural, que habitualmente conducen a reducciones de su población por el abandono de sus tradiciones y la adopción de formas de vida propias de un mundo moderno globalizante y b) los nacimientos que corresponden a parejas étnicamente mixtas dan lugar a una población mestiza que no se considera indígena (Maletta, 1981).

2. Tipología de países según magnitud y características de su población indígena

Una visión más detallada sobre las realidades indígenas existentes en América Latina deja de manifiesto una gran variedad de situaciones. De estas realidades nacen algunos intentos y proposiciones por ordenar y sistematizar la información sobre dichos pueblos de acuerdo a diversos criterios tipológicos. Las orientaciones más recurrentes parecen girar en torno a dos aspectos: los de volumen relativo, y los económicos y culturales.

Las causas que apoyan la elaboración de tales tipologías son diversas. Entre las más importantes se encuentra el hecho que estas poblaciones tienen una relevancia numérica y territorial distinta, dada la gran variedad de etnias y las extensiones de sus dominios. Por otra parte, desde el punto de vista de las relaciones interétnicas, son poblaciones con distintos grados de incorporación al medio social nacional, con mayor o menor grado de permeabilidad a la influencia externa, lo que se asocia a variables culturales. No obstante, existe otro elemento

que demuestra una articulación diferencial de orden económico y social: poblaciones indígenas tribales autosuficientes, de organización campesina y población integrada a la vida urbana (Mayer y Masferrer, 1979).

Las situaciones descritas han llevado a la formulación de algunas directrices que guían el agrupamiento de países, entre las que se prioriza el peso relativo de estas etnias en la población nacional. La tipología resultante diferencia tres grupos de países (CEPAL, 1991; Mayer y Masferrer, 1979):

1) El primer conjunto de países, el más importante desde el punto de vista del volumen demográfico, está constituido por Bolivia, Ecuador, Guatemala, México y Perú (cuadro 2), los que representarían entre el 40 y 60 por ciento de la población total salvo el caso de México con alrededor de 10 por ciento. Este grupo abarca a la mayor parte de los pueblos indígenas, con una población, tanto censal como resultante de las estimaciones, cercana al 90 por ciento del total de indígenas de la región.

Tales países se caracterizan por poseer grupos étnicos con una fuerte representatividad de la cultura indígena, que integran una gran parte de la población total y habitan una vasta zona del territorio, tanto áreas urbanas como rurales. En este caso, los indígenas se insertan, en su mayoría, en el ámbito campesino desde donde establecen sus relaciones como sector subordinado a los cambios y fluctuaciones, característicos de las áreas rurales. En este contexto, practican una economía de subsistencia que los mantiene en la pobreza y marginados de los mecanismos sociales que promueven la integración.

2) Países cuyos grupos indígenas son inferiores en número a los anteriores pero relevantes a nivel nacional. Poseen zonas de resguardo o habitan en reducciones especialmente designadas para tal efecto. La influencia de su cultura no es tan fuerte ni generalizada debido, principalmente, a esta limitación espacial. Este es el caso de Colombia, Chile, Honduras, Panamá y Paraguay.

Las áreas que no alcanzaron un alto desarrollo cultural, pero en las cuales fructificaron numerosas y variadas etnias indígenas de influencia limitada, coinciden en el presente con aquellos países donde la población indígena se encuentra agrupada en áreas geográficas claramente identificables, sean éstas reducciones indígenas, reservas o zonas de refugio naturales. No obstante, esta población no tiene la presencia territorial ni la importancia porcentual del primer grupo y constituye una realidad más heterogénea dada la variabilidad cultural de sus grupos étnicos.

3) En tercer lugar, están los países cuyos grupos indígenas habitan aún en estado silvícola, con una organización tribal de autosuficiencia. Se estima que constituyen cerca del 5 por ciento del total de los indígenas americanos (Mayer y Masferrer, 1979). Se caracterizan por el escaso contacto con el resto de la sociedad, por mantener un estilo de vida muy ligado al hábitat y por estar expuestos a la extinción debido a su alta mortalidad y a los cambios que se pueden producir en el entorno. Estos grupos viven en condiciones más aisladas y mantienen aún sus estilos de vida primitivos, resultado de un menor grado de contacto con las sociedades nacionales que los casos antes mencionados. En esta situación se encuentran Brasil, Colombia y Venezuela dada la existencia de numerosas tribus en el delta del Orinoco y en el interior del Amazonas (como es el caso de los Yanomami y los Guaraúnos en Brasil y Venezuela).

Si bien es cierto que la mayoría de los países se puede incorporar en alguna de estas categorías, existen territorios en los cuales se puede encontrar a los grupos étnicos en más de una situación de las descritas. Lo anterior corrobora la dificultad de proponer algún criterio que abarque la gran variedad de características existentes. Los análisis de este documento se basan fundamentalmente en los indígenas que habitan en los países del primer grupo mencionado y, en menor grado, en los del segundo.

III. LA DINAMICA DEMOGRAFICA

América Latina ha mostrado importantes cambios en sus tendencias demográficas en las últimas décadas, incorporándose la mayoría de sus países al proceso de transición demográfica. El descenso de la mortalidad puede apreciarse a través de la evolución de la esperanza de vida al nacer que pasa de 52 años, a mediados de este siglo, a 68 años en la actualidad. Por otra parte, aunque más tardíamente, también se observa un fuerte cambio en la fecundidad ya que la tasa global de fecundidad¹ en el mismo período decreció de aproximadamente 6 a algo más de 3 hijos por mujer. Estos cambios traen consigo modificaciones en la tasa de crecimiento y en la composición por edades de la población, aunque se producen con cierta lentitud por la inercia demográfica que acarrearán las altas tasas de mortalidad y fecundidad del pasado. Sin embargo, de una tasa de crecimiento medio anual cercana a 3 por ciento

¹Número medio de hijos por mujer al final del período reproductivo, si se mantienen las tasas por edad del momento en estudio y si no actúa la mortalidad.

en la década de los 60, en años recientes este valor apenas supera el 2 por ciento y la proporción de menores de 15 años de edad sobre la población total que era de 40 por ciento 25 años atrás, hoy día es de 36 por ciento.

Las cifras mencionadas en el párrafo anterior expresan un promedio regional, pero existen grandes diferencias entre los países (cuadro 3, con países seleccionados). Si bien la mayoría de ellos, y un alto porcentaje de la población latinoamericana, está en una etapa de transición plena o avanzada, muchos se hallan en los inicios de ese proceso o en una etapa moderada del mismo. Es así que los países que tienen un alto porcentaje de población indígena aún mantienen indicadores demográficos similares a los que tenían varias décadas atrás aquellos que han avanzado más en la transición. Compárense, por ejemplo, los indicadores que muestran Bolivia y Guatemala con los de Argentina.

Cuadro 3

**INDICADORES DEMOGRAFICOS DE AMERICA LATINA Y
PAISES SELECCIONADOS, 1950-1990**

Año e indicador	América Latina	Países				
		Bolivia	Guatemala	México	Brasil	Argentina
1950						
Poblac. (miles)	158 810	2 766	2 969	27 297	53 444	17 150
TGF (hijos) ^a	5.9	6.8	7.1	6.8	6.2	3.2
e(0) (años) ^b	52	40	42	51	51	63
TMI (por mil) ^c	126	176	141	114	135	64
r natural ^d	2.7	2.3	2.9	2.9	3.0	1.6
% pob. < 15 años	40	42	44	43	42	31
Rel. depend. (%) ^e	78	82	88	89	80	53
1990						
Poblac. (miles)	430 182	7 171	9 197	84 486	149 042	32 322
TGF	3.1	4.6	5.4	3.2	2.7	2.8
e(0)	68	62	65	70	66	72
TMI	47	85	49	35	57	29
r natural	2.1	2.5	3.1	2.3	1.6	1.2
% pob. < 15 años	36	41	45	38	34	30
Rel. depend. (%)	69	82	95	72	65	64

Fuente: CELADE (1993).

^a Tasa global de fecundidad.

^b Esperanza de vida al nacer.

^c Tasa de mortalidad infantil.

^d Tasa de crecimiento natural por cien.

^e $((< 15)+(65+))/(15-64)$.

Si bien los indicadores demográficos de pueblos indígenas son muy escasos, y generalmente de calidad limitada, a continuación se presenta un análisis de la situación de la mortalidad infantil y la fecundidad y su posible impacto sobre el crecimiento y la estructura por edades. Por las razones indicadas, los datos no corresponden a las mismas fechas y no siempre se refieren a cifras actuales.

1. La mortalidad infantil

En el cuadro 3, se puede ver que América Latina tiene en la actualidad una tasa de mortalidad infantil del orden de 50 defunciones de menores de un año por cada mil nacidos vivos. La tasa más alta corresponde a Haití (cerca de 100 por mil) y las más bajas a Cuba, Chile y Costa Rica (cercana a 15 por mil). En países desarrollados se han logrado tasas del orden de 5 defunciones por cada mil nacidos vivos.

Para los países que disponían de alguna información sobre este indicador para pueblos indígenas, fue posible comprobar que ellos tienen una mortalidad infantil superior al resto de la población (cuadro 4). El exceso de mortalidad infantil indígena sobre la no indígena alcanza, en algunos casos, el 25 por ciento y, en otros, incluso cerca de 4 veces más como por ejemplo, Panamá. Tasas de mortalidad infantil observadas (del orden de 100 por mil) constituyen el doble del promedio regional, 7 veces más que el de los países de más baja mortalidad de América Latina y 20 veces más que el de los países más desarrollados.

La realidad puede ser aún más grave si se considera que la mortalidad de estos pueblos es también heterogénea. Para ilustrar esto se presenta el cuadro 5, con estimaciones según lengua hablada y estrato ecológico, provenientes del Censo de Bolivia de 1976. Los monolingües quechuas de Los Valles tenían una mortalidad infantil de 238 por mil, 50 por ciento más elevada que los bilingües y, en ese momento, más del doble que los monolingües en español.

Las cifras permiten concluir que, en mayor o menor grado, también existe una tendencia al descenso en la mortalidad infantil. Esta disminución, que para los países que presentan estimaciones para dos momentos es entre 20 y 30 por ciento en alrededor de 10 años, podría atribuirse a las políticas de atención primaria en salud que con tecnología preventiva de bajo costo han logrado avances importantes, aun sin mejorar las condiciones sociales y económicas de los que viven en

Cuadro 4

**TASA DE MORTALIDAD INFANTIL SEGUN POBLACION
INDIGENA Y NO INDIGENA**

País	Fuente	Tasa de mortalidad infantil		
		Total	Indígenas	No indígenas
Bolivia	Censo 76	153	168	107
Chile-IX Región ^a	Censo 82	48 ^b	59	
	Censo 88 ^c	20 ^b	45	
Guatemala	Censo 73	120	138	104
	Censo 81	92	104	84
México	Censo 80	35	55 ^d	
Panamá	Censo 80	60	120	31
	Censo 90	31	80	23

Fuente: CELADE, Proyecto de Investigación sobre la Mortalidad Infantil en América Latina (IMIAL).

^a Corresponde a la población mapuche que vive en reducciones. UFRO y otros (1990).

^b Corresponde a la población total del país según estadísticas vitales.

^c Corresponde a un censo de 4 distritos de la IX Región. UFRO y otros (1990).

^d Corresponde a municipios con más de un 40 por ciento que habla lengua indígena. (Fernández, P. (s/f)).

situación de pobreza. Sin embargo, las ganancias han sido insuficientes para acortar las distancias en forma significativa, considerando que Latinoamérica obtuvo avances superiores en los últimos 10 años, partiendo de tasas mucho más bajas (66 por mil en 1980 y 44.5 en 1990). Además, tampoco es suficiente para acercarse a la meta fijada por la Cumbre de la Infancia que promueve reducciones de un tercio en este indicador –y de más si es necesario– con el fin de llegar a una tasa de 50 por mil en el año 2000 (Naciones Unidas, 1990).

En el caso particular de Chile, país de baja mortalidad en la región, y en menor medida en el de México, se observa que los progresos obtenidos para el país como promedio alcanzan también a los sectores indígenas. La mortalidad infantil de la población que vive en reducciones mapuches de la IX Región de Chile es notablemente inferior a la de otros países. Aun así, en este caso la tasa estimada para las Reducciones Indígenas es más del doble de la nacional y cinco veces más elevada que la de los barrios de clase alta de la capital (UFRO y otros, 1990).

Cuadro 5

**BOLIVIA (CENSO 1976): TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL
POR LENGUA HABLADA SEGUN ESTRATO ECOLOGICO**

Lengua	Estrato ecológico		
	Altiplano	Valles	Llanos
Total	155	174	120
Sólo aymara	184	195	-
Sólo quechua	229	238	-
Castellano y otros	157	165	164
Sólo castellano	97	134	109

Fuente: FNUAP y Ministerio de Planeamiento de Bolivia (1985).

2. La fecundidad

Tal como se mencionó al inicio de este capítulo, la fecundidad actual de América Latina es de un poco más de 3 hijos por mujer (cuadro 3), la mitad de lo observado hace 30 años. Los países con tasas globales de fecundidad más altas (alrededor de 5 hijos por mujer) coinciden en general con los que mostraban una alta mortalidad en la infancia, entre los cuales se encuentran los que tienen un importante peso relativo de población indígena: Bolivia y Guatemala, alrededor de 5 hijos por mujer; Ecuador y Perú entre 4 y 4.5. Estos últimos países, aunque mantienen una fecundidad elevada, han iniciado el proceso de transición de la misma ya que en la década de 1960 tenían una tasa global cercana a 7 hijos por mujer. La fecundidad más baja observada en la región corresponde a Cuba, que presenta una tasa similar a la de países desarrollados, con un valor algo inferior al nivel de reemplazo de la población (alrededor de 2 hijos por mujer).

La información existente para la población aborígen lamentablemente es muy fragmentaria y poco actualizada. Sin embargo, es posible apreciar que tienen una fecundidad más elevada que la población no indígena —de aproximadamente 2 hijos más— (cuadro 6). Este hecho estaría ligado tanto a factores culturales como socioeconómicos: uniones probablemente ocurridas a edades más tempranas, organización social basada en una economía de subsistencia que promueve una familia numerosa, escaso conocimiento y uso de métodos anticonceptivos modernos y, además, alta mortalidad que podría conducir a buscar un reemplazo de los niños fallecidos. Quizás el único factor favorable a

**TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD SEGUN POBLACION
INDIGENA Y NO INDIGENA**

País	Fuente	Tasa global de fecundidad		
		Total	Indígenas	No indígenas
Bolivia	Censo 76	6.5	7.1	4.9
Chile-IX Región ^a	Censo 82	2.8 ^b	4.3	
	Censo 88 ^c	2.4 ^b	3.9	
Guatemala	Censo 73	6.7	7.0	6.4
	Censo 81	6.3	6.5	5.2
Panamá	Censo 80	4.1	6.1	4.0
	Censo 90		6.9	4.7

Fuente: CELADE, Proyecto de Investigación sobre Fecundidad (IFHIPAL). González G. y V. Ramírez (1981), Díaz, E. (1977).

^a Corresponde a población mapuche que vive en reducciones. UFRU y otros (1990).

^b Corresponde a la población total del país según CELADE (1993).

^c Corresponde a un censo de 4 distritos de la IX Región. UFRU y otros (1990).

una fecundidad más baja sería, según algunas investigaciones, el período de lactancia materna más prolongado en las mujeres de estos pueblos. En Perú, se ha estimado que en el área rural, con mayor porcentaje de indígenas, el período de lactancia es de 16 meses, vale decir siete veces más que en Lima Metropolitana (Ortiz y Alcántara, 1988).

El comportamiento reproductivo es, al igual que lo observado en la mortalidad infantil, muy heterogéneo según grupos étnicos y depende del contexto espacial y social en que ellos viven. En el cuadro 7 se presenta la tasa global de fecundidad según idioma hablado, estrato ecológico y zona de residencia, a partir de los datos del Censo de Bolivia de 1976. La fecundidad más elevada se encuentra entre los monolingües nativos y la más baja entre los que sólo hablan español. Sin embargo, puede observarse que también la zona de residencia juega un papel importante ya que, para una misma categoría de idioma, la fecundidad aumenta con el grado de ruralidad. El contraste mayor se da entre los que hablan solamente aymara o quechua y resto urbano y rural, con un promedio de 8 o más hijos por mujer, y la población de habla española de la ciudad de La Paz (3 hijos por mujer). Dentro de la

Cuadro 7

**BOLIVIA (CENSO 1976): TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD POR
ESTRATO ECOLOGICO Y LENGUA HABLADA,
SEGUN ZONA DE RESIDENCIA**

Estrato ecológico y lengua	Total	Zona de residencia			Rural	
		Ciudad principal	Ciudades secundarias	Resto urbano	Inter- medio	Alto
ALTIPLANO						
Aymara y quechua	7.9	6.4	7.6	8.3	8.0	8.0
Castellano y otro	5.8	4.8	6.0	6.8	7.0	7.3
Sólo castellano	3.3	3.0	4.2	5.1	4.5	5.0
VALLES						
Aymara y quechua	7.6	6.4	7.0	7.7	7.8	7.5
Castellano y otro	6.8	5.1	5.0	6.6	7.2	7.2
Sólo castellano	6.6	3.7	4.5	5.5	7.4	7.7

Fuente: González G. y V. Ramírez (1981).

población indígena también hay diferencias importantes, que van desde mujeres con cerca de 5 hijos hasta otras con alrededor de 8. Estas desigualdades llevan a pensar que, además de factores culturales y contextuales, también juega un papel la posición social del grupo, lo que implica cierto nivel de ingresos y un determinado nivel educativo. González y Ramírez (1981), que analizan además el comportamiento de la fecundidad según idioma y sectores sociales, concluyen para este caso que “los elementos de juicio entregados parecen sustentar la hipótesis que la inserción etno-cultural no constituye *per se* un factor de diferenciación del comportamiento reproductivo y que las grandes diferencias de fecundidad que se observan entre las mujeres que hablan sólo idioma indígena y sólo castellano responden más bien a las distintas posiciones que ocupan los grupos indígenas y los hispanoparlantes en una estructura socio-espacial marcadamente heterogénea”.

Consecuentemente con lo anterior, es posible observar que la tasa global de fecundidad de los países que están más avanzados en su transición demográfica es también notoriamente menor entre sus aborígenes que en los países que están al inicio de ese proceso. Es lo que muestran los resultados de las estimaciones realizadas para reducciones indígenas de la IX Región de Chile, cuya fecundidad es inferior a 4 hijos por mujer (cuadro 6), valor que es menor al alcanzado por el promedio

nacional de países con predominio de pueblos originarios. Estos hechos permiten pronosticar que poco a poco las poblaciones indígenas bajo estudio se irán incorporando a las pautas de familia pequeña y demandarán información y acceso a medios para regular su fecundidad.

3. Crecimiento y estructura de la población por sexo y edades

Estas poblaciones de alta fecundidad y mortalidad son, en general, de crecimiento elevado y estructura por edades juvenil. Si se construyen poblaciones modelo estables teóricas (fecundidad y mortalidad por edades constantes en el tiempo y población cerrada) que combinaran la fecundidad y la mortalidad propias de estos pueblos, su tasa potencial intrínseca de crecimiento estaría entre 2.5 y 3.5 por ciento, con el 40 y 50 por ciento de su población concentrada en los grupos menores de 15 años.

Sin embargo, cuando se examinó la tendencia de la población total de los aborígenes para la región y algunos países, se destacó que los censos mostrarían que su crecimiento es bastante menor (cuadro 8). Estas diferencias entre valores esperados y valores reales se explican obviamente por los factores que invalidan la hipótesis de estabilidad. El elemento que más influye es la movilidad de la población, tanto la migración interna como el proceso de aculturación y el mestizaje.

La migración rural-urbana está presente como un determinante significativo de la baja tasa de crecimiento de estas poblaciones, no obstante gran parte de los indígenas aún viven en el área rural. Si bien el hecho de migrar a las ciudades no debiera cambiar su número en el total nacional, por un lado ocurre que los censos tienen mayor dificultad en identificarlos en el área urbana y, por otro lado, la vida urbana promueve la pérdida de identidad cultural y probablemente induce al mestizaje. El hecho de que la migración involucra en gran medida a mujeres en edades reproductivas, redonda en una menor tasa de natalidad y, como consecuencia, también en una menor tasa de crecimiento.

En síntesis, las tasas de crecimiento medio anual de pueblos indígenas, al menos de los que pertenecen a países que incluyeron preguntas atinentes en los censos, son menores al promedio nacional; ellas fluctúan entre 0.2 y 1.5 por ciento (cuadro 8). Los casos de Colombia y Panamá –valores fuertemente negativos o tasa muy alta– se explican por falta de comparabilidad de los censos (capítulo I).

Cuadro 8

**POBLACION INDIGENA Y NO INDIGENA: INDICADORES DE
CRECIMIENTO Y ESTRUCTURA POR SEXO Y EDADES.
ULTIMO CENSO DISPONIBLE**

País y año censal	Tasa de crecimiento (%) ^a		Pob. 5-14 Pob. 5 y +		Indice de masculinidad (%)	
	Indígena	No indígena	Indígena	No indígena	Indígena	No indígena
Bolivia (1992)	1.38	3.34	0.22	0.31	96	105
Colombia (1985)	-2.41	2.54	0.34	0.27	103	98
Chile (1982) ^b			0.31	0.24 ^c	106	96 ^c
Guatemala (1981)	1.46	2.41	0.34	0.32	101	98
Honduras (1988)			0.35	0.36	87	97
México (1990)	0.19	2.21	0.27	0.30	99	95
Panamá (1990)	7.63	1.56	0.36	0.25	106	102
Paraguay (1981)			0.31	0.30 ^c	107	100 ^c
Perú (1981)	0.50	3.46	0.26	0.33	93	101

^a Corresponde al período intercensal previo al considerado aquí. No hay información cuando el censo anterior no incluye población indígena.

^b Reducciones indígenas de la IX Región (UFRO y otros, 1990).

^c Corresponde a población total.

Para analizar la estructura por edades de la población se consideró como indicador la proporción de niños de 5-14 años de edad sobre la población de 5 años y más (cuadro 8). Se seleccionó este indicador para trabajar con los países que utilizaron el criterio de lengua hablada y para evitar problemas de calidad de información, ya que el grupo 0-4 presenta más deficiencias de captación en los censos.

Se supone que en las poblaciones aborígenes habría una elevada proporción de niños (debido a su alta fecundidad). Este hecho sería más pronunciado si se considera que la migración rural-urbana propia de estos pueblos podría afectar más a los adultos jóvenes. Se esperaría, dependiendo de su fecundidad y mortalidad, un porcentaje más alto de infantes que el de las poblaciones no indígenas del mismo país. Esto se puede observar en los casos de Colombia, Chile, Guatemala, Panamá y Paraguay (cuadro 8). Sin embargo, en Bolivia, Guatemala, México y Perú, en mayor o menor grado, se presenta el resultado contrario como consecuencia de haber utilizado, como criterio de identificación, el idioma hablado por cada una de las personas.

Las pirámides de población de la zona urbana de Bolivia, según lengua hablada por las personas (gráfico 1), muestran claramente la distorsión mencionada en el párrafo anterior que podría hacer pensar equivocadamente que la población indígena es más envejecida que la no indígena y que su fecundidad está descendiendo bruscamente. Se observa una pirámide de base ancha en los hispanoparlantes y una base estrecha en la población con idioma indígena. Un hecho real es que los jóvenes y niños estén abandonando el idioma de sus padres o que, siendo bilingües, declaren erróneamente la información. Esta distorsión puede evitarse clasificando a la población según el idioma hablado por el jefe del hogar, con la hipótesis de que el resto de la familia se identifica con su misma forma de vida. El gráfico 2, por otra parte, permite apreciar que este último criterio conduce en el caso de Bolivia, a una pirámide más razonable y, además, considera a 4,4 millones de indígenas (incluyendo a los niños), es decir cerca de un 40 por ciento más que lo obtenido anteriormente (cuadro 2).

Los índices de masculinidad, definidos como el número de hombres por cada 100 mujeres, son en general más altos entre los aborígenes. Este hecho puede observarse en el cuadro 8, excepto en los casos de Bolivia, Honduras y Perú. Tales índices son en su mayoría superiores a 100, lo que no debe sorprender, pues es común encontrar como patrón de las migraciones internas de América Latina un mayor éxodo rural de mujeres que de hombres, muy asociado a la búsqueda de oportunidades de empleo en las ciudades. Las excepciones de Bolivia, Honduras y Perú podrían estar ligadas también a la forma de recolectar la información, pero no debe descartarse que se trate de un hecho real. Por ejemplo, en el caso boliviano es muy conocida la fuerte migración desde la zona altiplánica hacia los llanos, la que podría tener fuerte prevalencia masculina.

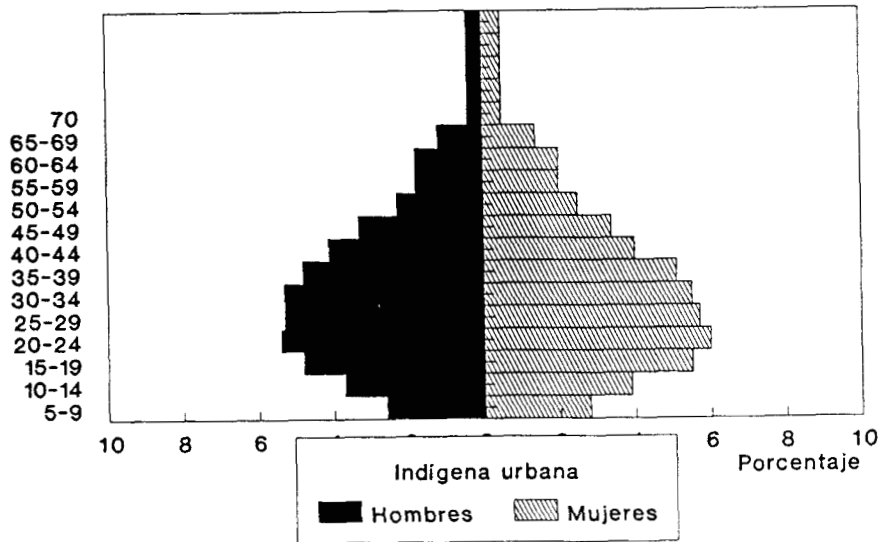
CONCLUSIONES

La información existente sobre la población originaria de América Latina es escasa y deficiente. Los encargados de realizar los censos de población han hecho un esfuerzo que, a pesar de las limitaciones, es necesario destacar. No es fácil definir qué se entiende hoy día por población indígena y, menos aún, encontrar un criterio adecuado para identificarla a través de una operación de terreno. A las dificultades teóricas de la

Gráfico 1

**BOLIVIA (CENSO 1992): ESTRUCTURA DE LA POBLACION URBANA
POR SEXO Y EDAD SEGUN LENGUA HABLADA POR LAS PERSONAS**

Edad



Edad

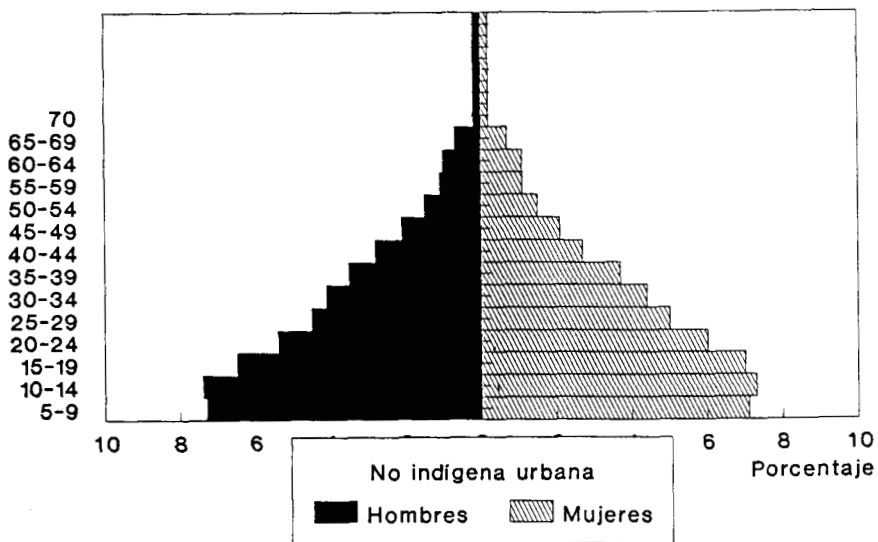
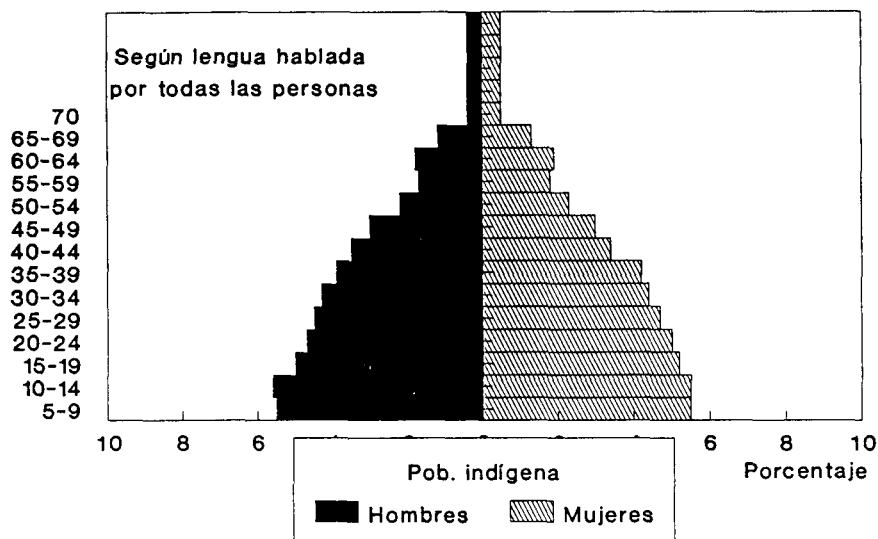


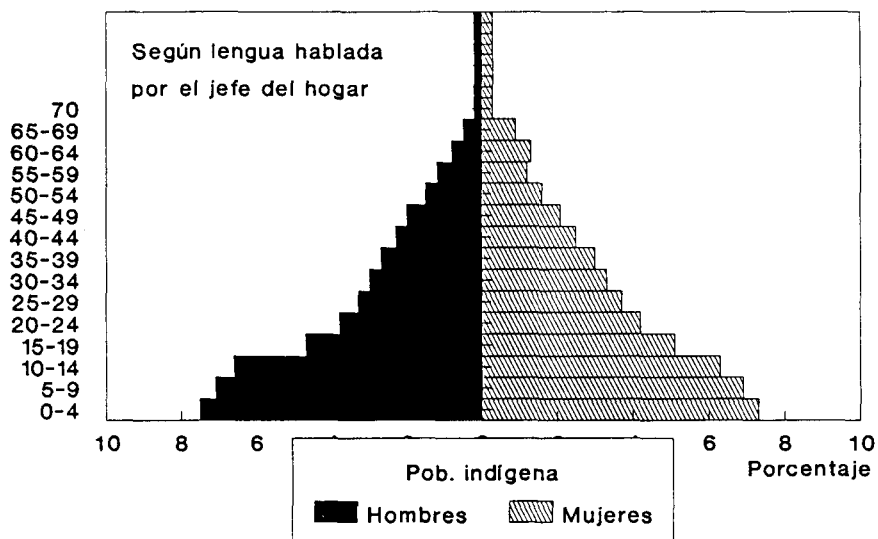
Gráfico 2

**BOLIVIA (CENSO 1992): ESTRUCTURA DE LA POBLACION INDIGENA
SEGUN LENGUA HABLADA POR LAS PERSONAS Y POR EL JEFE
DE HOGAR**

Edad



Edad



Fuente: Censo Nacional de 1992.

definición del universo que se quiere estudiar, se agregan los prejuicios y temores inherentes a poblaciones socialmente discriminadas a lo largo de su historia. Aún así, los censos son una de las pocas fuentes disponibles y, con las debidas precauciones, son una ayuda para mejorar el conocimiento que se tiene de este importante segmento de la población, con miras fundamentalmente a formular políticas destinadas a elevar sus deprimidas condiciones de vida.

Mientras América Latina en conjunto ya ha alcanzado una esperanza de vida al nacer de 68 años, una mortalidad infantil de 50 por mil y una fecundidad del orden de 3 hijos por mujer, estos pueblos presentan indicadores mucho más rezagados (mortalidad infantil por encima del promedio y en algunos casos alrededor de 100 por mil; tasa global de fecundidad que al menos duplica la de la región). Además, un número no despreciable de ellos se está sumando al proceso de transición demográfica de la región, lo que conduce a fuertes contrastes entre los países y al interior de ellos.

De acuerdo a los resultados censales, estos pueblos viven lo que podríamos denominar una “paradoja demográfica”. Si bien los niveles de la fecundidad y mortalidad corresponden a poblaciones de alto crecimiento demográfico, la comparación de las cifras intercensales, así como la perspectiva histórica de largo plazo, muestran que apenas mantienen el número de habitantes. Es probable incluso que minorías muy pequeñas (no estudiadas en este documento) estén en un proceso de extinción. Pareciera que la población indígena total del continente es al menos de 40 millones de personas, es decir más del doble de lo censado. La mayoría habita en cinco países: México y Guatemala, por un lado, y los países andinos (Bolivia, Ecuador y Perú), por otro. Sin embargo, existen importantes poblaciones que viven en reservas, y también en forma tribal en Brasil, Chile, Honduras, Panamá, Venezuela y, en menor medida, en otros países. El lento crecimiento observado no puede explicarse directamente por un fenómeno migratorio, sino más bien por la continua pérdida de identidad cultural que los afecta y, además, por el proceso de mestizaje. Las migraciones del campo a la ciudad sólo constituyen uno de los factores que coadyuvan a que este proceso de aculturación se acelere.

Las estructuras por edades de estas poblaciones presentan una situación diferente, dependiendo del criterio con que fueron identificadas. Las que se basaron en la autopercepción o delimitación geográfica tienen una población joven, propia de su alta fecundidad,

mientras que las que se basan en el idioma hablado son poblaciones con fuerte ausencia de jóvenes y niños, quizás porque éstos están más en contacto con la lengua española que sus mayores.

Finalmente, cabe mencionar que este trabajo contó únicamente con la información publicada sobre los censos de población. Si se dispusiera de bases de datos para procesar nueva información, podría hacerse estudios mucho más completos sobre cada uno de los países. Por un lado, se podría combinar la información para corregir algunos problemas de subestimación de la población y, por otra parte, sería posible enfocar las tabulaciones hacia su ubicación geográfica más pormenorizada e identificar sus necesidades más imperiosas en términos, por ejemplo, de vivienda, servicios, educación, empleo. Lo anterior es posible de realizar, al menos en parte, con la información ya existente y disponible complementada por aquellos censos de publicación próxima.

BIBLIOGRAFIA

- CELADE (1993), *Boletín Demográfico* N° 51, Santiago de Chile.
- (1992), *Boletín Demográfico* N° 50, Santiago de Chile.
- CEPAL (1991), *El desarrollo sustentable: transformación productiva, equidad y medio ambiente*, LC/G.1 648, Santiago de Chile.
- Díaz, E. (1977), *Guatemala: situación demográfica de la población indígena y no indígena*, CELADE, San José de Costa Rica.
- Fernández, P.(s.f.), *La mortalidad infantil indígena en México 1990: una estimación a través de municipios predominantemente indígenas*, Centro de Estudios en Población y Salud, México, D.F. FNUAP y Ministerio de Planeamiento de Bolivia (1985), Salto al futuro, La Paz.
- Gnerre, M. (1990), *Indigenous Peoples in Latin America*, The International Fund for Agricultural Development, Working Paper N° 30, Roma.
- González, G. y V. Ramírez (1981), “Heterogeneidad socio-espacial y fecundidad diferencial en Bolivia”, *Notas de Población* N° 27, (CELADE), Santiago de Chile.
- Jordán, R. (1990), *Poblaciones indígenas de América Latina y el Caribe*, FAO-Instituto Indigenista Interamericano (III), México.
- Maletta, H. (1981), “Comentarios y ajustes sobre población indígena en América en 1978”, *América Indígena*, Vol. 11, N° 3, México.
- Mayer E. y E. Masferrer (1979), “La población indígena en América Latina en 1978”, *América Indígena*, Vol. 39, N° 2, México.
- Naciones Unidas (1990), *Plan de acción para la aplicación de la declaración mundial sobre la supervivencia, la protección y el desarrollo del niño en el decenio de 1990*, Cumbre Mundial en favor de la infancia, Nueva York.
- Ortiz y Alcántara (1988), *Cambios en la fecundidad peruana*, Centro de Investigación en Población, Cuzco, Universidad Nacional, Lima.
- Oyarce, A. M. y otros (1989), *Cómo viven los mapuches: análisis del Censo de Población de Chile de 1982*, PAESMI, Doc. de Trabajo N° 1, Santiago de Chile.

- Thein Durning (1992), "Guardians of the Land: Indigenous Peoples and the Health of the Earth", *Worldwatch Papers*, N° 112, Worldwatch Institute, Washington D.C.
- Universidad de la Frontera (UFRO) y otros (1990), *Censo de reducciones indígenas seleccionadas: análisis sociodemográfico, IX Región-Chile, 1988*, LC/DEM/G 96/OI 93, Santiago de Chile.
- World Bank (1993), *Indigenous People and Poverty in Latin America: An Empirical Analysis*, Washington, (inéd.).

DISCONTINUIDADES DEMOGRAFICAS EN BRASIL Y EL ESTADO DE SÃO PAULO

Alicia Bercovich

(Universidade Estadual de Campinas,
São Paulo)

Felicia Madeira

(Fundação Carlos Chagas,
Río de Janeiro)

RESUMEN

Dada la importancia de la información sobre la estructura por edades de la población para la planificación de necesidades en los diferentes sectores sociales, a corto, mediano y largo plazo, este trabajo es una propuesta para profundizar en el estudio de las alteraciones en las pirámides de población. Este puede contribuir a identificar problemas sociales, como el fenómeno de la “ola joven” en Brasil, coyuntura demográfica que caracterizará a la estructura por edades del Brasil en el próximo quinquenio.

En base a las metodologías más recientes se realiza un estudio de las discontinuidades etarias y se propone un método de seguimiento de cohortes, tomando como ejemplo las de 15-19 y 20-24 años, con el propósito de mostrar que, a medida que una cohorte numerosa asciende en la pirámide de edades, va creando necesidades nuevas y diferentes y exige también respuestas distintas de parte del sistema social.

(PIRAMIDE DE EDADES)
(METODOLOGIA)

(DISTRIBUCION POR EDAD)
(SISTEMA SOCIAL)

DEMOGRAPHIC DISCONTINUITIES IN BRAZIL AND THE STATE OF SÃO PAULO

SUMMARY

Given the importance of information on the population age structure when planning short, medium and long-term needs within the different social strata, this paper is a proposal to deepen into the study of changes in the population pyramids. The latter may contribute to identify social problems, such as the phenomenon of the “young pot” in Brazil, a demographic situation which will distinguish the age structure of Brazil in the next quinquennium.

Based on the most recent methodologies a study of age discontinuities is carried out and a method of follow-up by cohorts is suggested, taking the 15-19 and 20-24 age groups as an example. The purpose is to show that, as a numerous cohort ascends in the age pyramid, new and different necessities arise and also different responses are demanded on the part of the social system.

(POPULATION PYRAMID)
(METHODOLOGY)

(AGE DISTRIBUTION)
(SOCIAL SYSTEM)

INTRODUCCION

Contar con información respecto del volumen y la composición de la población es indispensable para cualquier programa de políticas de intervención de índole pública o no. En realidad, no puede pensarse en planificar sin tener un conocimiento mínimo de la cantidad de personas, presentes y futuras, a las que se destinan determinados programas a corto, mediano y largo plazos.

Aunque esta afirmación es absolutamente consensual, la verdad es que los programas de acción pueden fallar, y a menudo lo hacen, en sus diagnósticos y propuestas debido a que desconocen el fenómeno de las discontinuidades de las pirámides etarias, o cambios bruscos en el tamaño de cohortes sucesivas, en la proyección de sus demandas.

Eso es lo que sucede con los trabajos que tratan acerca de la población de adolescentes y jóvenes. En dichos estudios, al señalarse la proyección del número de adolescentes para el próximo decenio, se pasa por alto el fenómeno de la "ola joven" que caracterizará a la pirámide brasileña en el próximo quinquenio y que obliga a que la pregunta más pertinente sea: ¿qué tipo de problemas plantea tal coyuntura demográfica para las políticas destinadas al sector juvenil?. Este asunto es tanto más importante cuanto que sabemos que los adolescentes constituyen quizá el grupo social más afectado por el intenso proceso de modernización que atraviesa Brasil, en la medida en que a los cambios profundos que tienen lugar en sus propias vidas se añaden aquéllos de la sociedad que pasa por una intensa revolución social, económica y cultural (Henriques y otros, 1989).

Lo más preocupante es que esta ola se produce después de un período de descenso de la población joven (decenio de 1980) que no exigió ningún esfuerzo especial del sector público. Además, el quinquenio terminado hace poco, se caracterizó por el aumento de la violencia juvenil, expresada en forma impresionante en los mayores índices de mortalidad juvenil (Yazaki y Ortíz, 1988). Es cierto que la persistencia de la pobreza e incluso su aumento en los años ochenta y la gran indiferencia en la manera como el sector público se ocupa del segmento

joven de la sociedad no explican por completo la violencia juvenil, pero indiscutiblemente son factores básicos para la formación de un campo propicio a su evolución, sobre todo cuando se tiene presente el fenómeno de la “ola joven”.

Con base en las últimas metodologías, hay dos tareas básicas que se propone realizar este trabajo:

a) determinar las discontinuidades en Brasil, situarlas en el tiempo, medir sus intensidades, estimar su evolución y entender su origen;

b) proponer un método de seguimiento de la evolución de determinada cohorte, tomando como ejemplo las cohortes de adolescentes de 15 a 19 años y de jóvenes de 20 a 24 años.

I. CARACTERIZACION DE LAS DISCONTINUIDADES

Con el fin de determinar las discontinuidades en Brasil y São Paulo, situarlas en el tiempo, medir sus intensidades, estimar su evolución y entender su origen, utilizamos distintos tipos de metodologías y obtuvimos estimaciones respecto de:

a) la distribución etaria de la población, y

b) el crecimiento entre cohortes.

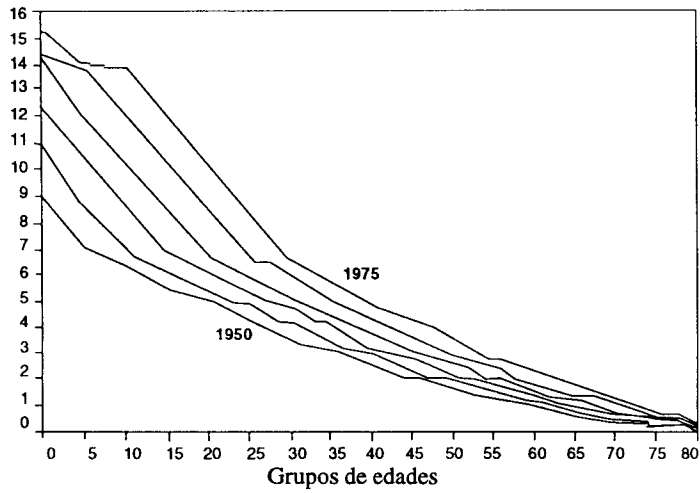
La primera de estas estimaciones se obtuvo de la información disponible y las proyecciones de población. La otra se basa en reconstrucciones del crecimiento de las cohortes mediante la combinación de dos métodos, de divulgación muy reciente y que destacan el fenómeno de las discontinuidades y su progresión en las pirámides etarias. Una de las propuestas fue hecha por Keyfitz (1988) y estudia directamente el crecimiento entre cohortes sucesivas (intercohort increase). La otra pertenece a Horiuchi (1988) y trata de calcular el número de nacimientos equivalentes (standardized measure of cohort size). Cabe agregar que, a nuestro entender, se trata de metodologías aún desconocidas o al menos poco estudiadas en Brasil y que se consideraron más adecuadas para ayudar a las políticas públicas, sobre todo las que se destinan claramente a determinados segmentos etarios.

1. Distribución etaria de la población

En los gráficos 1 y 2 se presentan las distribuciones etarias sucesivas de la población brasileña entre los años 1950 y 2000.

Gráfico 1
BRASIL: DISTRIBUCION ETARIA, 1950 - 1975

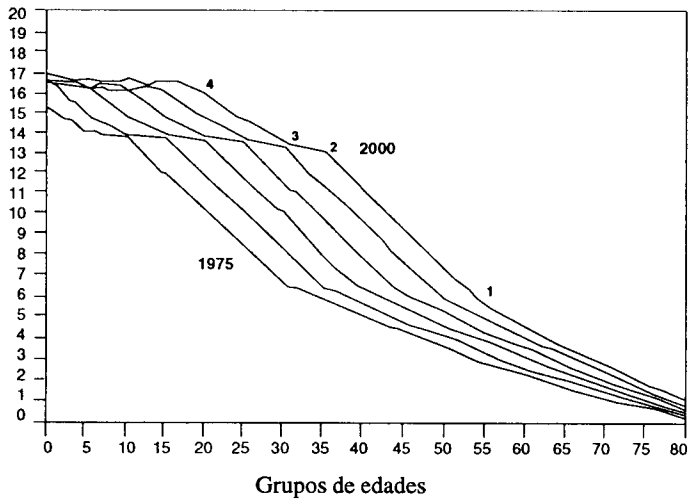
Población total (millones)



Fuente: Proyección de IBGE/CELADE.

Gráfico 2
BRASIL: DISTRIBUCION ETARIA, 1975 - 2000

Población total (millones)

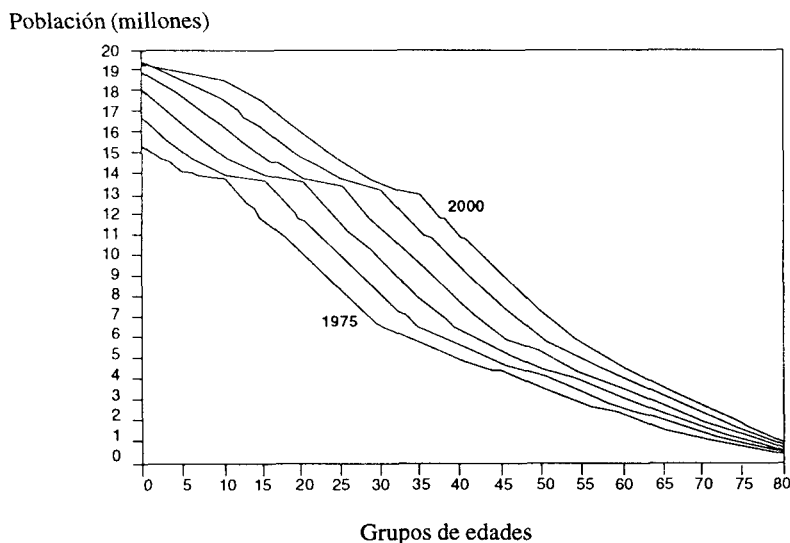


Fuente: Elaborado con base en la proyección que figura en el Anexo.

Nota: Los números 1, 2, 3 y 4 se refieren a los cambios de concavidad.

En los valores utilizados se concilian las estimaciones de dos proyecciones. Hasta 1975 se tuvieron en cuenta las estimaciones de fecundidad de la proyección IBGE/CELADE (1984) (gráfico 1); a partir de 1975 preferimos las estimaciones de la hipótesis recomendada, utilizadas en la proyección de Camarano y otros (1988) y se conciliaron ambas series. Esta manera de proceder tiene en cuenta la fuerte intensificación de la merma de la fecundidad observada en Brasil durante el período 1980-1984 y los resultados definitivos del censo de población de 1980 (gráfico 2).¹ Respecto de la mortalidad, se consideraron las tablas utilizadas por IBGE/CELADE para todo el período de la proyección. La proyección IBGE/CELADE tiene la ventaja de ser la única que persigue conciliar los valores observados en los censos de población a partir de 1940. En el gráfico 3 puede observarse la estructura resultante de la proyección (oficial) sin incorporar los cambios en la fecundidad. La comparación de los gráficos 2 y 3 permite ver el estrechamiento de las edades en los grupos más jóvenes, como resultado del descenso reciente de la fecundidad. Las estimaciones utilizadas figuran en el Anexo.

Gráfico 3
BRASIL: DISTRIBUCION ETARIA, 1975 - 2000



Fuente: Proyección de IBGE/CELADE).

¹Las proyecciones se efectuaron mediante la utilización del programa computacional cedido gentilmente por Beltrão (1988).

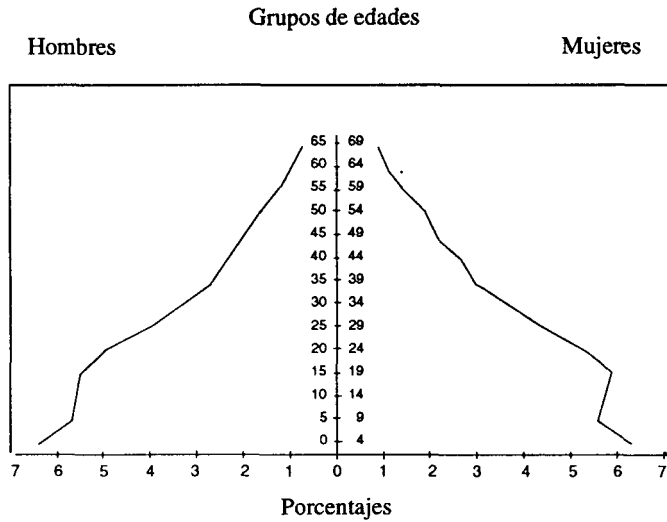
En el gráfico 2 puede apreciarse cuatro cambios de concavidad, tres de los cuales ya eran perceptibles en los lados de la pirámide etaria a partir de 1975 (gráfico 1). El cuarto aparece por primera vez en la estructura etaria de 1985 (gráfico 2).

La primera variación marca el paso entre los grupos de 30 a 34 años en 1975 y de 25 a 29 años durante el mismo período; se refiere, por consiguiente, a la diferencia de tamaño entre las cohortes nacidas en los períodos 1940-1945 y 1945-1950, respectivamente. Es decir, el grupo que nació a partir de 1945 es mucho mayor que el nacido anteriormente. El segundo cambio puede notarse en la concavidad de la pirámide situada entre los grupos de 10 a 14 y de 5 a 9 años, también en 1975. Se trata de las diferencias entre el número de personas nacidas en el período 1960-1965 y 1965-1970. Es decir, el grupo nacido a partir de 1965 es mucho menor que el que lo precedió. A partir del período 1975-1980 vuelve a alargarse la base de la pirámide etaria para estrecharse de nuevo en el caso del grupo de los nacidos durante 1980-1985, lo que determina en consecuencia las variaciones tercera y cuarta en la concavidad (gráfico 2).

Para entender un poco mejor la índole de estos cambios relacionándolos con las características socioeconómicas y raciales de la población brasileña, hicimos el mismo ejercicio respecto de la situación de las zonas urbanas y rurales, las áreas más desarrolladas y de menor desarrollo y los subgrupos de población blanca y no blanca. Este desglose proponía, entonces, relacionar los cambios con las características sociodemográficas de la población, lo que a fin de cuentas resultó ser una hipótesis verdadera. Si nos fijamos en los gráficos 4 y 5 podemos sacar la conclusión de que se trata de un fenómeno urbano; si observamos los gráficos 6 y 7 hallamos que es más acentuado cuanto mayor es el desarrollo del área, y de los gráficos 8 y 9 se infiere que se trata de un fenómeno propio de la población blanca. Este conjunto de gráficos, por su parte, nos lleva a deducir que estas oscilaciones se presentan con mucho mayor intensidad entre las poblaciones con mayor poder adquisitivo, lo que queda explícito en los gráficos 10 y 11, o en familias constituidas por personas que se hallan en categorías socio-ocupacionales que representan una mejor condición socioeconómica, tal como puede observarse en los gráficos 12 y 13.²

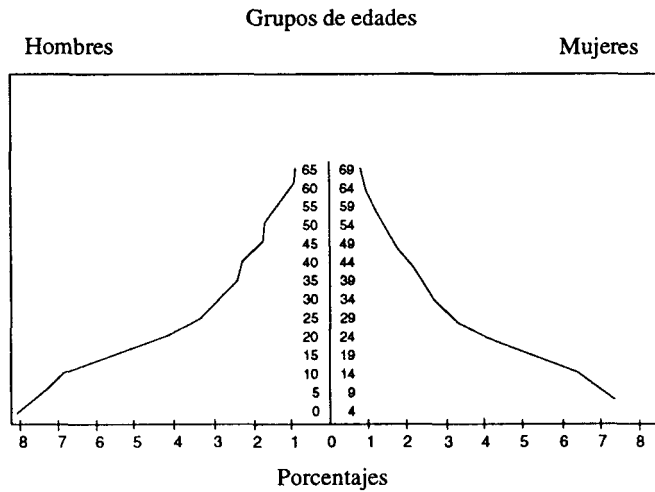
² Se empleó la clasificación de categorías socio-ocupacionales propuestas por Jorge y otros (1984).

Gráfico 4
BRASIL: POBLACION URBANA, 1980



Fuente: A. Bercovich y H. Vellôzo, "Notas sobre aparentes contradições na estrutura por idade e sexo no Censo Demográfico de 1980", *Revista brasileira de estatística*, Nº 46, 1982.

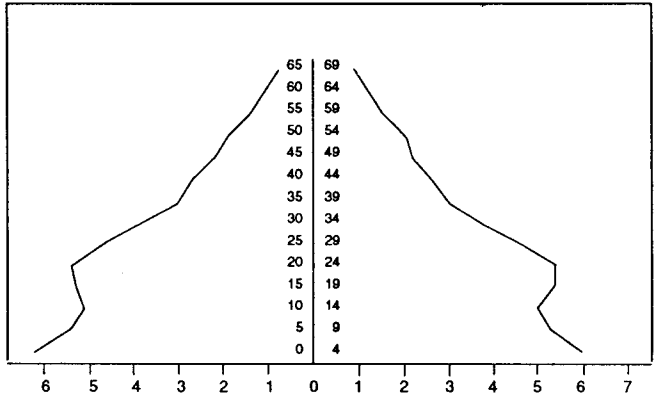
Gráfico 5
BRASIL: POBLACION RURAL, 1980



Fuente: A. Bercovich y H. Vellôzo, "Notas sobre aparentes contradições na estrutura por idade e sexo no Censo Demográfico de 1980", *Revista brasileira de estatística*, Nº 46, 1982.

Gráfico 6
SÃO PAULO: POBLACION, 1980

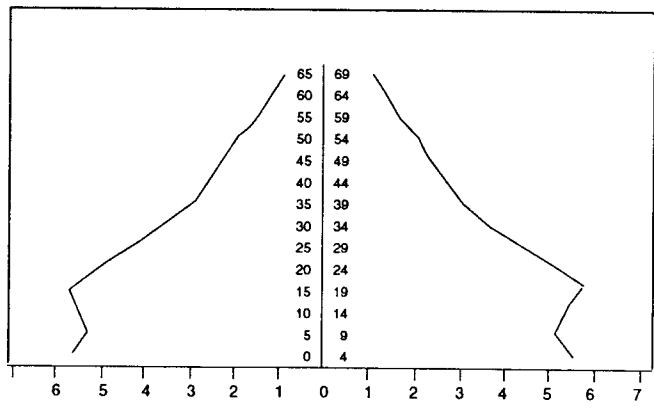
Hombres Grupos de edades Mujeres



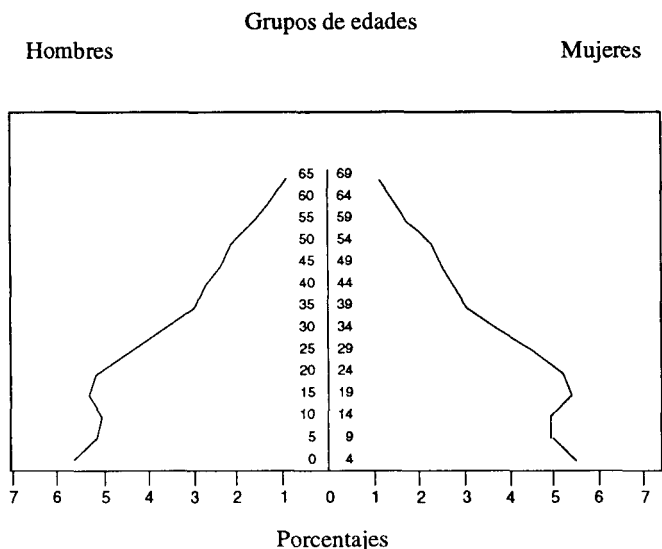
Porcentajes

RIO GRANDE DO SUL: POBLACION, 1980

Hombres Grupos de edades Mujeres



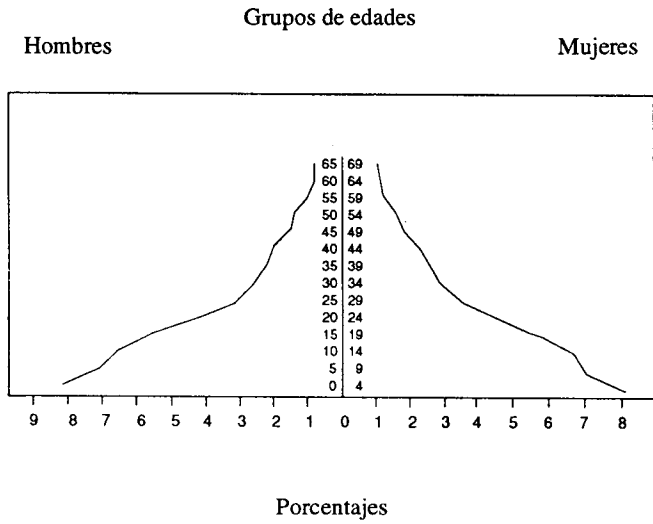
Porcentajes

RIO DE JANEIRO: POBLACION, 1980

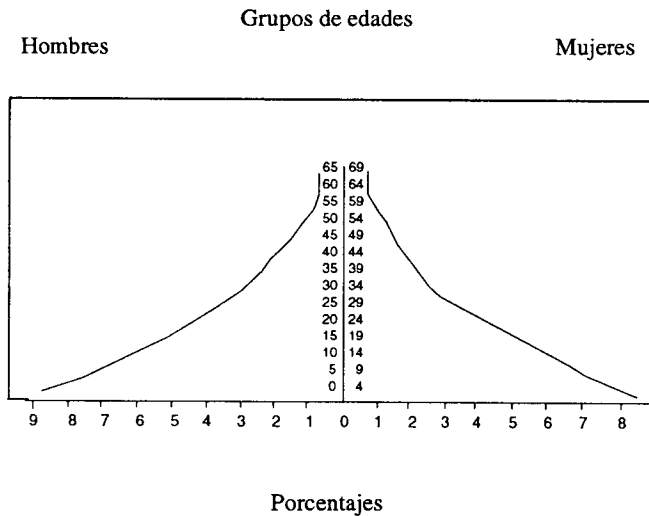
Fuente: A. Bercovich y H. Vellozo, "Notas sobre aparentes contradicções na estrutura por idade e sexo no Censo Demográfico de 1980", *Revista brasileira de estatística*, Nº 46, 1982.

En un trabajo anterior (Bercovich y Vellozo, 1982), en que se trataba de explicar estas variaciones, se concluyó que la notoria baja de la mortalidad en Brasil observada después de la Segunda Guerra Mundial era la causa principal del ensanchamiento de la base de la pirámide de 1960. Este fenómeno se reflejó en la pirámide de 1980 de dos maneras: una mayor proporción de mujeres en edad de procrear y una elongación de la base de la pirámide como resultado del aumento del número de estas mujeres. La pirámide de 1970, por su parte, presentó un estrechamiento de la base como consecuencia de la baja de la fecundidad durante el período 1965-1970. En ese mismo trabajo, insistiendo en la hipótesis de que el ensanchamiento de la base de la pirámide era una extensión del descenso de la mortalidad del segundo quinquenio de los años cuarenta, se demostró que la proporción de mujeres en el grupo de 20 a 34 años (que presenta las mayores tasas específicas de fecundidad) aumentó 9 por ciento entre 1970 y 1980, pero acusó un descenso de 4 por ciento en los períodos 1950-1960 y 1960-1970. Se observó asimismo que la proporción de mujeres en edad de procrear aumentó con mayor intensidad en las áreas más desarrolladas, donde el descenso de la fecundidad fue también más vigoroso.

Gráfico 7
BAHIA: POBLACION, 1980



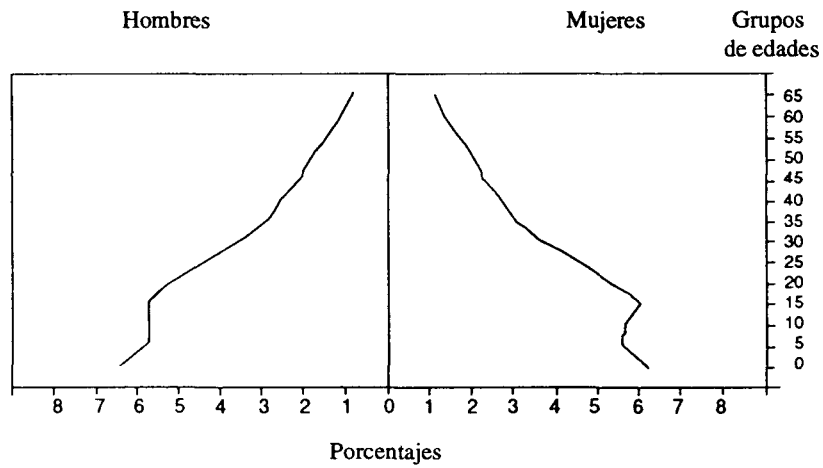
PARÁ: POBLACION, 1980



Fuente: A. Bercovich y H. Vellôzo, "Notas sobre aparentes contradições na estrutura por idade e sexo no Censo Demográfico de 1980", *Revista brasileira de estatística*, Nº 46, 1982.

Gráfico 8
BRASIL: ESTRUCTURA POR EDAD Y SEXO, 1980

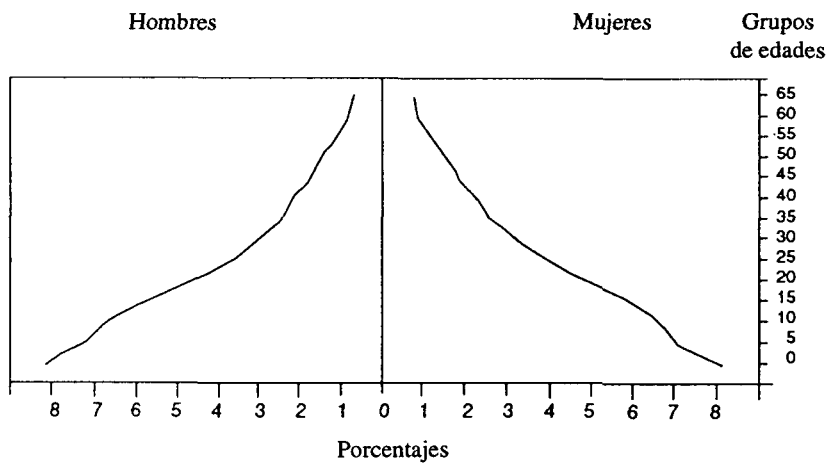
Población perteneciente a familias cuyos jefes son blancos



Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística, Tabulações especiais do Censo Demográfico de 1980.

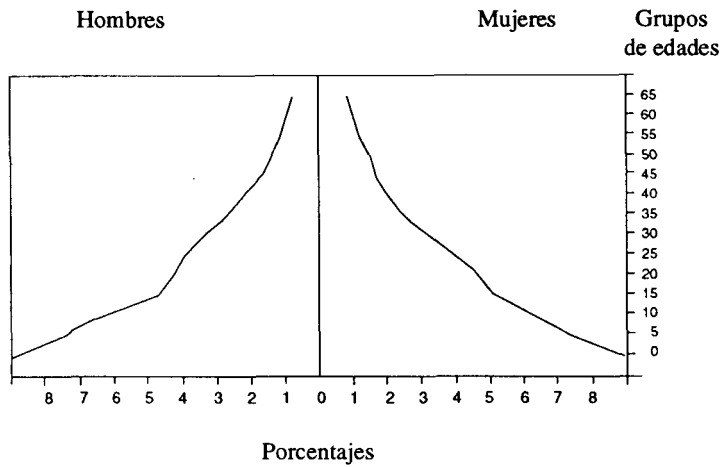
Gráfico 9
BRASIL: ESTRUCTURA POR EDAD Y SEXO, 1980

Población perteneciente a familias cuyos jefes no son blancos



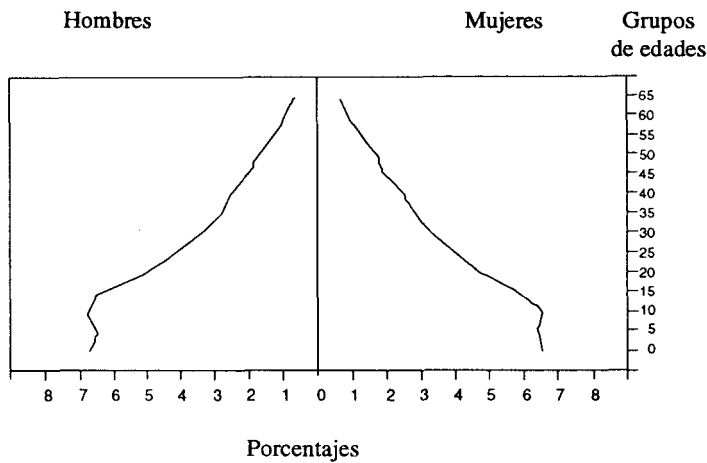
Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística, Tabulações especiais do Censo Demográfico de 1980.

Gráfico 10
BRASIL: PERSONAS PERTENECIENTES A FAMILIAS CON INGRESO FAMILIAR ENTRE UNO Y DOS SALARIOS MINIMOS, 1980



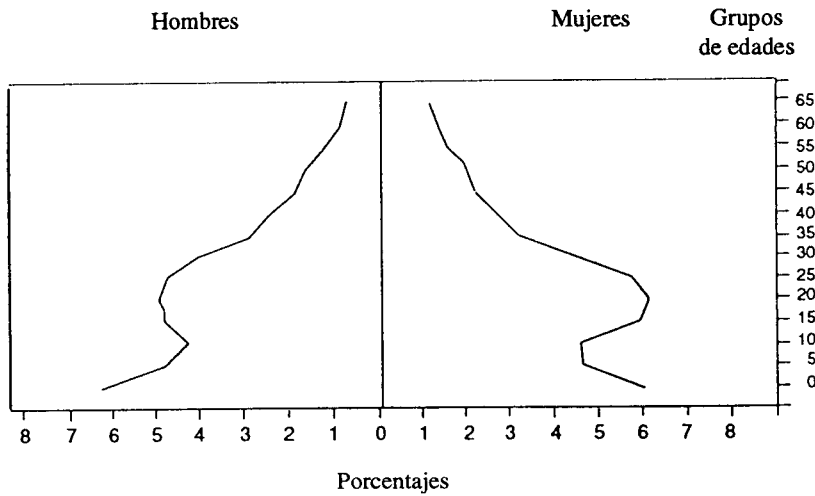
Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística, Tabulações especiais do Censo Demográfico de 1980.

Gráfico 11
BRASIL: PERSONAS PERTENECIENTES A FAMILIAS CON INGRESO FAMILIAR ENTRE DOS Y CINCO SALARIOS MINIMOS, 1980



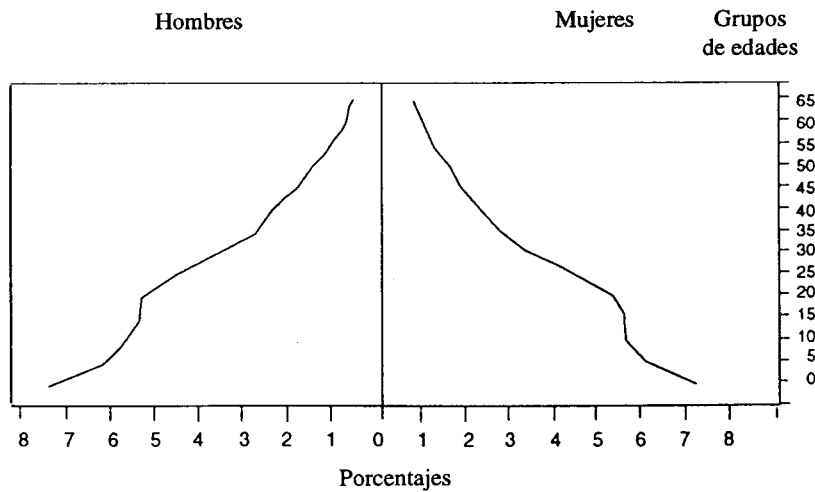
Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística, Tabulações especiais do Censo Demográfico de 1980.

Gráfico 12
**BRASIL: PERSONAS PERTENECIENTES A FAMILIAS CUYO JEFE
 ES EMPLEADO EN OCUPACIONES NO MANUALES, 1980**



Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística, Tabulações especiais do Censo Demográfico de 1980.

Gráfico 13
**BRASIL: PERSONAS PERTENECIENTES A FAMILIAS CUYO JEFE
 ES EMPLEADO EN OCUPACIONES MANUALES TÍPICAS
 DE LAS ZONAS URBANAS, 1980**



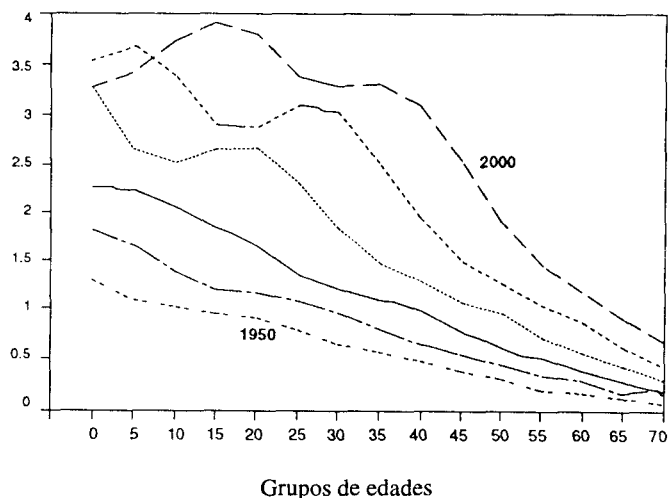
Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística, Tabulações especiais do Censo Demográfico de 1980.

De conformidad con las conclusiones anteriores, los cambios de concavidad son más acentuados en el Estado de São Paulo (gráficos 14 y 15), además de presentar una cronología diferente cuando la concavidad resulta del descenso de la fecundidad. En realidad, los cambios de concavidad derivados de la baja de la fecundidad se adelantaron, al parecer, en un quinquenio en el Estado de São Paulo y afectaron a la cohorte nacida en el período 1960-1965. El incremento de población de la posguerra, resultante de la baja de los índices de mortalidad, parece ser sincrónico con el fenómeno en el resto del país.

En resumen, los cambios de concavidad se procesan de distinta manera para los diferentes subgrupos, por ejemplo: rural/urbano, blanco/no blanco, nivel de instrucción, etc. Tales diferencias derivan del desfase en la cronología e intensidad del descenso en los niveles de mortalidad y fecundidad (Bercovich, 1988). También puede llegarse a la conclusión de que las mayores oscilaciones que tuvieron lugar entre 1970 y 1980 se presentaron en los subgrupos mejor situados en la escala de distribución del ingreso, pero a partir de los años ochenta los efectos aumentaron en los grupos de menor poder adquisitivo.

Gráfico 14
SÃO PAULO: DISTRIBUCION ETARIA, 1950 - 2000

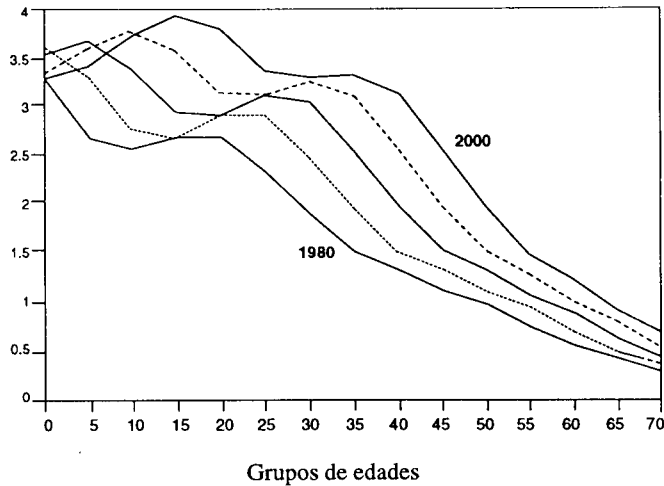
Población total (millones)



Fuente: Censos de población y proyección de la Fundación Sistema Estadual de Análisis de Datos (SEADE).

Gráfico 15
**SÃO PAULO: DISTRIBUCION ETARIA,
1980 - 2000**

Población total (millones)



Fuente: Censos de población y proyección de la Fundación Sistema Estadual de Análisis de Datos (SEADE).

2. El crecimiento entre cohortes

El método sugerido por Keyfitz (1988) apunta a localizar las discontinuidades demográficas. Tales discontinuidades corresponden, en realidad, a variaciones de concavidad en la forma de las pirámides etarias, pero este método presenta al menos dos ventajas: 1) las discontinuidades se vuelven más evidentes respecto de su cronología, volumen e intensidad; y 2) permite reconstruir la evolución del crecimiento entre cohortes y de las propias cohortes, inclusive para los períodos en que no se dispone de fuentes directas de información.

El método de Keyfitz se aplicó cuando los datos así lo permitían, es decir, cuando disponíamos de una serie de distribuciones etarias consecutivas. En los casos en que contábamos con datos observados en una fecha única, aplicamos una metodología propia que combina la “estandarización” propuesta por Horiuchi (1988) y los incrementos entre cohortes estandarizados al estilo Keyfitz.

Keyfitz sugiere calcular las diferencias del número de personas entre quinquenios consecutivos para el mismo grupo etario. El método se basa teóricamente en la constancia relativa de las diferencias entre cohortes sucesivas, medida en diferentes momentos (tienden a cambiar cuando la observación se refiere a los grupos de mayor edad debido a diferencias más acentuadas en la mortalidad). Tal propiedad permite calcular la media y graficar las diferencias de tamaño entre cohortes sucesivas y detecta de esta manera las discontinuidades demográficas en el tiempo, en la medida en que se presentan cuando hay aumento o descenso drástico de estas diferencias.

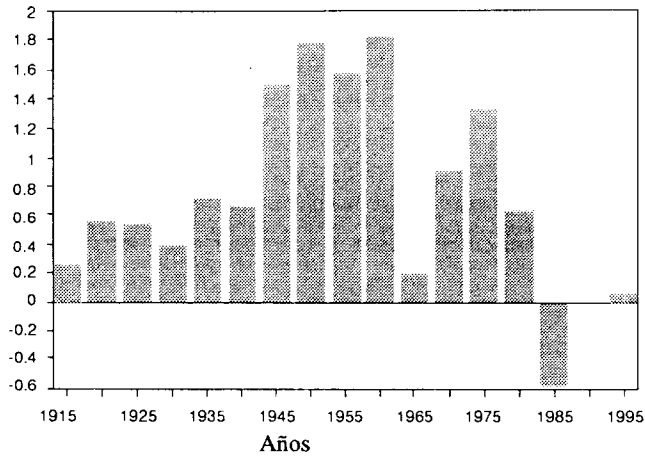
El método seguido por Horiuchi (1988) se basa en la estandarización del tamaño de las cohortes. Consiste en suponer la equivalencia de la cohorte en número de nacimientos y efectuar una retroproyección de cada grupo etario hasta el momento del nacimiento, mediante la utilización de la tabla de mortalidad predominante en el momento de la observación. Este método sirve sobre todo cuando se dispone de una pirámide demográfica para una sola fecha, por ejemplo respecto de la raza. Para evaluar la cronología y la magnitud de las discontinuidades se calcularon las diferencias entre los nacimientos “al estilo Keyfitz”. La originalidad del método aquí utilizado consiste, entonces, en la combinación de ambas propuestas.

El gráfico 16 representa las estimaciones del crecimiento entre cohortes para Brasil, construidas a partir de la proyección elaborada del modo ya explicado, cuyos valores figuran en el Anexo. El primer paso consistió en corroborar la premisa de la pequeña variabilidad de la diferencia entre pares de cohortes sucesivas en el transcurso del tiempo. Tal comprobación se reveló satisfactoria. Las diferencias obtenidas figuran en el cuadro 1, capítulo III. En el eje de las abscisas se representan las fechas en el punto medio del período considerado: el año 1965, por ejemplo, corresponde a la diferencia de tamaño entre la cohorte nacida en 1965-1970 y la anterior, nacida en 1960-1965. Dado que se efectuaron las estimaciones para todos los años de la proyección (1950-2000), el crecimiento entre cohortes sucesivas puede calcularse desde 1880 hasta 1995.

El gráfico 17 representa las diferencias en el número de nacimientos después de aplicar la estandarización de Horiuchi a los datos de 1980. Además de la importante contribución que representa la posibilidad de reconstrucción a partir de la información correspondiente a una sola fecha, mediante el gráfico 17 se puede comprobar fácilmente

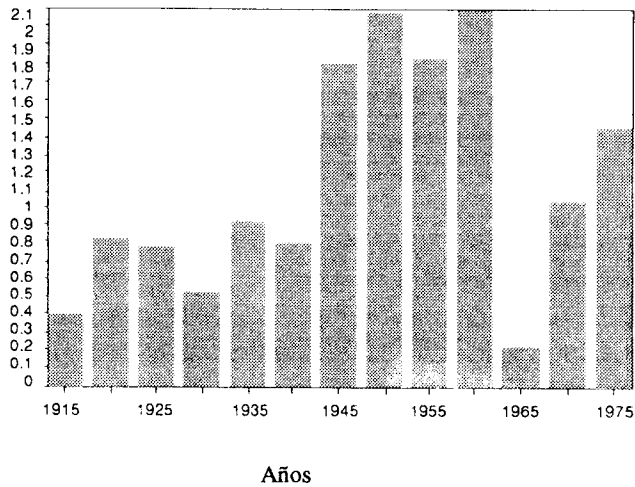
Gráfico 16
BRASIL: CRECIMIENTO QUINQUENAL ENTRE COHORTES,
1910 - 2000

Personas (millones)



Fuente: Elaborado con base en la proyección que figura en el Anexo.

Gráfico 17
BRASIL: DIFERENCIAS QUINQUENALES EN EL NUMERO DE
NACIMIENTOS, 1910 - 1980



Fuente: Censo de población de 1980 y proyección del Anexo.

cómo las discontinuidades en los contornos de las pirámides etarias sólo sugeridas se vuelven más evidentes y mensurables. Cabe incluso observar que así se obtiene un gráfico muy parecido al 16, lo que prueba la compatibilidad entre ambos métodos.

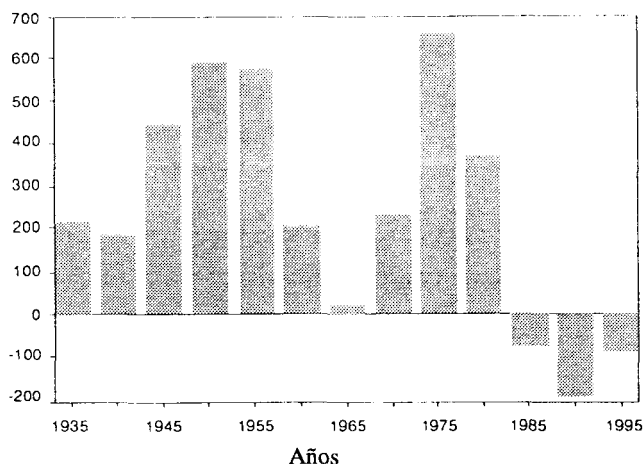
Del análisis de los gráficos 16 y 17 cabe destacar lo siguiente:

1. Un crecimiento mucho mayor de la cohorte nacida en el segundo quinquenio (1945-1950) del decenio de 1940 que de la anterior. Este incremento considerable en el tamaño de cohortes sucesivas continúa hasta la primera mitad del decenio de 1960, con magnitudes que oscilan entre 1 500 000 y 2 000 000 de personas adicionales en cada cohorte quinquenal entre 1945 y 1965.
2. Una disminución notoria en el incremento del tamaño de la cohorte nacida entre 1965 y 1970 (ésta sólo aumentó en menos de 200 000 personas respecto del grupo anterior), lo que da origen a la segunda discontinuidad.
3. Una recuperación en el aumento del tamaño de las cohortes nacidas entre 1970 y 1980. Todo indica que este incremento es una especie de “eco” del aumento de 1945, es decir, se trata del lapso en que las mujeres nacidas entre 1945 y 1950 llegarían al período de procreación y contribuirían a los mayores niveles de natalidad (sin aumento de la fecundidad), lo que da origen, por consiguiente, a una nueva cohorte de gran tamaño.
4. Una disminución del incremento en el tamaño de la cohorte y una reducción posterior del tamaño de las cohortes entre 1980 y 2000. Esta disminución de tamaño de cohortes consecutivas sucede por primera vez en este siglo y en el momento actual (1985-1990). Los datos de las estadísticas vitales refuerzan esta comprobación en la medida en que se acusa una disminución del número absoluto de nacimientos (Wong, 1988). Todo indica que esta baja refleja el efecto de dos fenómenos combinados: aceleración del descenso de la fecundidad y menor incremento de la cohorte de mujeres en edad de procrear. En realidad, el incremento del grupo de 20 a 24 años corresponde al de la cohorte que nació en el período 1965-1970, época de la discontinuidad señalada en el punto 2.

Se aplicó el mismo tratamiento al Estado de São Paulo, con base en las proyecciones hechas por Girardelli y otros (1986), lo que se tradujo en el gráfico 18, del cual destacamos:

Gráfico 18
**SÃO PAULO: CRECIMIENTO QUINQUENAL ENTRE COHORTES,
1935 - 2000**

(Miles)



Fuente: Proyecciones de la Fundación Estadual de Análisis de Datos (SEADE).

1. El crecimiento de las cohortes, también a partir de 1945.
2. El inicio de la disminución del tamaño de las cohortes después del período 1960-1965, que pone de manifiesto el dato ya conocido del descenso anticipado de la fecundidad en São Paulo comparado con Brasil. La cohorte nacida entre 1965-1970 creció tan poco que es prácticamente del mismo tamaño que la anterior.
3. Un aumento considerable durante el período 1975-1980. La ola parece estar en descenso para todo Brasil, pero no en el caso de São Paulo, donde continúa siendo vigorosa. La hipótesis más probable es que a esta ola haya contribuido la migración.
4. La disminución del tamaño de las cohortes a partir de la segunda mitad del decenio de 1980. Esta comprobación también está respaldada por las estadísticas vitales; sin embargo, el mayor descenso tendrá lugar entre 1990 y 1995, un quinquenio después de que ocurra en Brasil. Cabe buscar la explicación en diversos hechos. La cohorte de madres nacidas entre 1965 y 1975 es pequeña, y, por otra parte, la hipótesis de la contribución de la migración incluida en la proyección de la Fundación SEADE es moderada.

Para tratar de progresar en la comprensión del fenómeno de las discontinuidades, aplicamos el método de Horiuchi y calculamos las diferencias entre cohortes para las estructuras rurales/urbanas y blancos/no blancos.

De la comparación del grupo blancos/no blancos comprobamos que las discontinuidades entre los blancos se presentan con mayor intensidad a partir de la segunda mitad del decenio de 1940 y producen olas mucho más pronunciadas. Entre la población no blanca, el crecimiento acentuado de las cohortes se dio mayormente en la primera mitad del decenio de 1960 y la disminución, menos pronunciada, se inició en la misma época que para los blancos, pero alcanzó su punto mínimo en el período 1975-1980 (gráficos 19 y 20).

En otras palabras, ello demuestra que el crecimiento no fue uniforme en los subgrupos: la cohorte que creció durante 1945-1950 era blanca en su mayoría, pero ya durante el lapso 1960-1965 era principalmente no blanca. De manera similar, al hablar de disminución en el tamaño de las cohortes, nos referimos a la merma en la proporción de blancos.

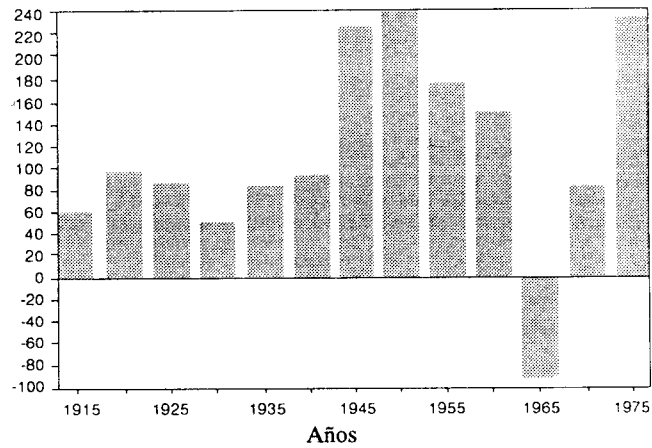
Se puede razonar de manera semejante si dividimos el país en zonas urbanas y rurales. En este caso, debido a que el movimiento migratorio rural/urbano fue intenso durante los años setenta, hay que tener presente que el crecimiento señalado entre cohortes indicará sólo discontinuidades para las poblaciones que en la época del censo de 1980 vivían en zonas urbanas o rurales, respectivamente, independiente del tiempo de migración.

En el gráfico 21 se aclara la asincronía del crecimiento de las cohortes urbanas y rurales: mientras la población urbana presentó un crecimiento significativo de las cohortes en el decenio de posguerra (1945-1955), la población rural alcanzó su punto de mayor crecimiento con posterioridad, en el decenio de 1960. Por otra parte, cuando entre 1965 y 1975 se produjo una disminución significativa del tamaño de la cohorte urbana por el efecto de la baja de la fecundidad, en el sector rural tenía lugar un aumento durante el mismo lapso, lo que hizo aparecer que el resultado para todo Brasil presentara un leve incremento.

Indudablemente obtendríamos un resultado semejante si el análisis se desglosara, por ejemplo, en regiones más desarrolladas y menos desarrolladas. En fin, lo que deseamos destacar es que cuando utilizamos información por cohortes (para respaldar políticas públicas, por ejemplo) es bueno tener presente que las discontinuidades no ocurren de manera uniforme en el ámbito geográfico o social.

Gráfico 19
BRASIL: DIFERENCIA QUINQUENAL EN EL NUMERO DE NACIMIENTOS DE LA POBLACION BLANCA, 1910 - 1980

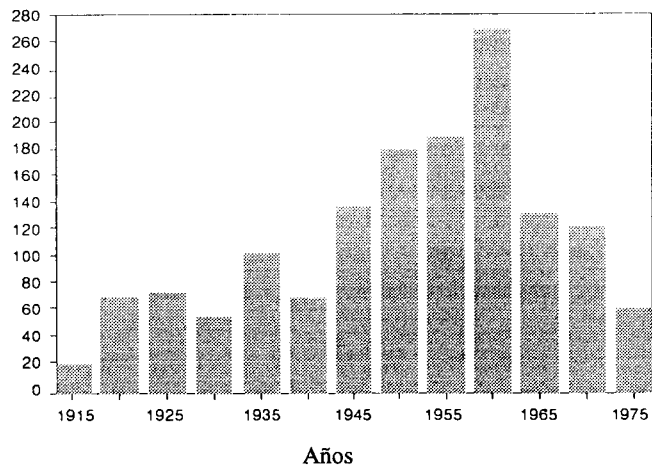
(Miles)



Fuente: Censo de población de 1980 y proyección del Anexo.

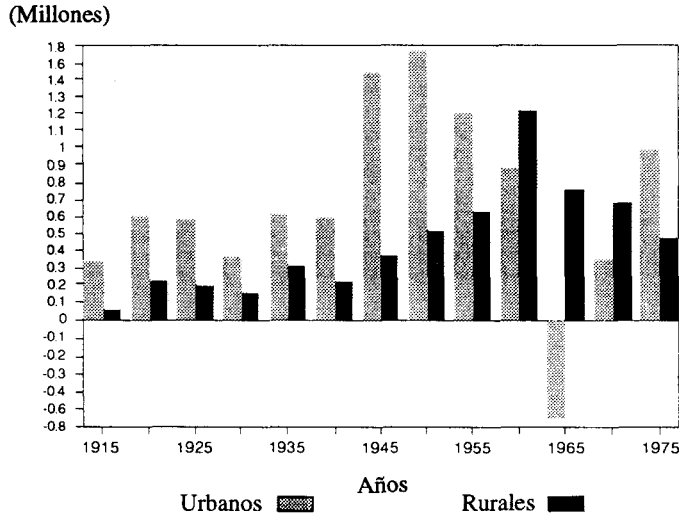
Gráfico 20
BRASIL: DIFERENCIA QUINQUENAL EN EL NUMERO DE NACIMIENTOS DE LA POBLACION NO BLANCA, 1910 - 1980

(Miles)



Fuente: Censo de población de 1980 y proyección del Anexo.

Gráfico 21
**BRASIL: DIFERENCIAS EN EL NUMERO DE NACIMIENTOS
 URBANOS Y RURALES, 1910 - 1980**



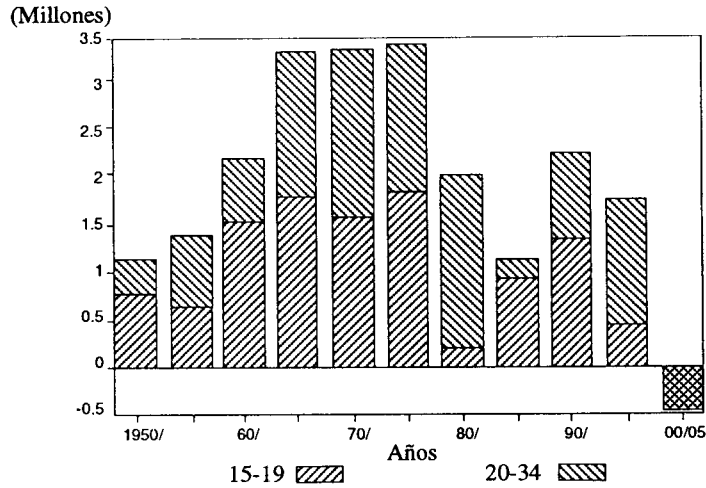
Fuente: Censo de población de 1980 y proyección del Anexo.

II. EVOLUCION DE UNA COHORTE: LA COHORTE JOVEN

Lo que hicimos hasta el momento fue caracterizar el crecimiento desigual de diferentes grupos etarios en el transcurso del tiempo. Una variante de este método consiste en efectuar un seguimiento de determinado grupo etario. Eso fue precisamente lo que hicimos en el caso de los grupos de 15 a 19 años y 20 a 24 años, que conforman la franja etaria de los jóvenes.

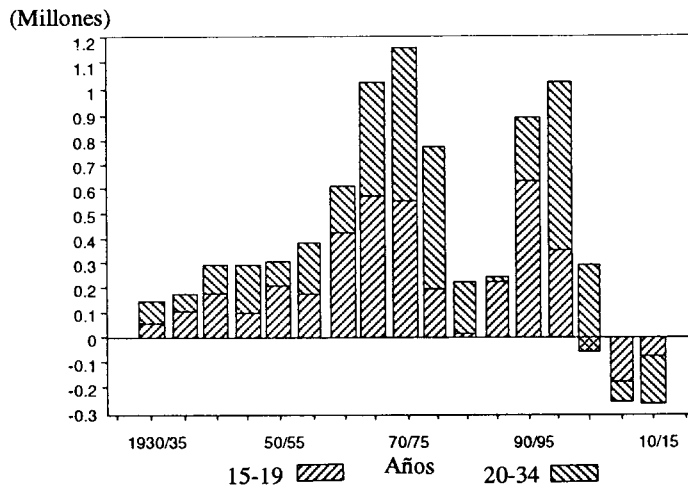
En los gráficos 22 y 23 se revela el resultado de este ejercicio para Brasil y São Paulo, respectivamente, cuando tratamos de detectar el fenómeno de las "olas jóvenes". Comprobamos entonces que éstas se produjeron en Brasil durante el período 1965-1980 para resurgir con menor fuerza en el lapso 1990-2000. El decenio de 1980 aparece como un espacio de tiempo entre dos períodos de alargamiento de cohortes jóvenes, con un incremento muy pequeño. Se puede comprobar que dentro de la cohorte joven hay composiciones distintas de adolescentes y jóvenes. En el primer quinquenio de 1980, el mayor aumento se dio

Gráfico 22
**BRASIL: INCREMENTO QUINQUENAL DE LAS COHORTES
 JOVENES, 1950 - 2005**



Fuente: Elaborado con base en la proyección que figura en el Anexo.

Gráfico 23
**SÃO PAULO: INCREMENTO QUINQUENAL DE LAS COHORTES
 JOVENES, 1930 - 2010**



Fuente: Proyecciones de la Fundación Estadual de Análisis de Datos (SEADE).

en el grupo de 20 a 24 años y en el siguiente quinquenio el incremento fue naturalmente menor en dicho grupo.

En cifras absolutas, a partir de la segunda mitad del decenio de 1960, los grupos jóvenes sumaron a cada quinquenio 3 000 000 de personas en relación con el quinquenio anterior, es decir 10 100 000 de personas entre 1965 y 1980.

En el decenio de 1980, el comportamiento fue completamente distinto. Fue preciso que transcurriera toda una década para alcanzar el incremento de 3 000 000 de jóvenes. En otras palabras, el grupo joven aumentó su tamaño en más de 10 000 000 de personas entre 1965 y 1980 y sólo en 5 400 000 personas entre 1980 y 1995.

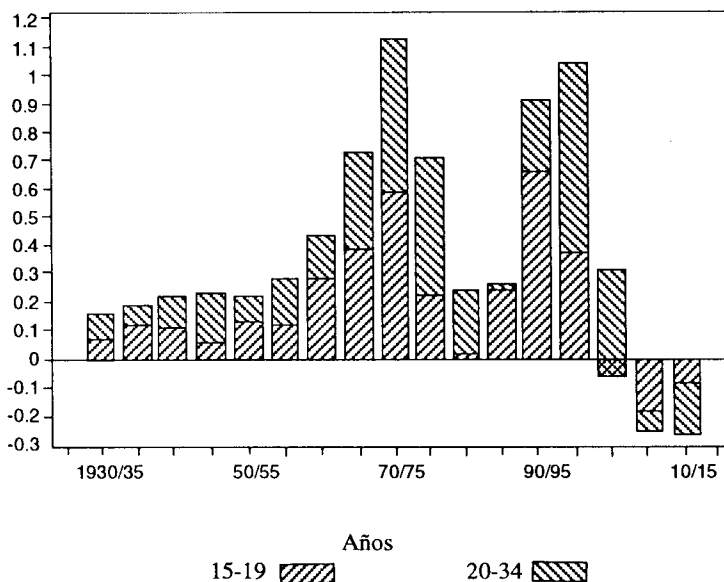
En términos relativos, las cohortes aumentaron 66 por ciento entre 1965 y 1980, en tanto que crecieron sólo 21 por ciento entre 1980 y 1995, teniendo presente que en el último caso el crecimiento se concentra básicamente en el período 1990-1995, que es precisamente el momento en que la “ola joven” comienza a revigorizarse.

En el caso del Estado de São Paulo, que es el área de mayor desarrollo del país y hacia donde se dirigen las corrientes migratorias con más fuerza, las “olas jóvenes” se suceden con una intensidad mucho mayor, ya sea porque las variaciones en las tasas de fecundidad y mortalidad se presentaron con más ímpetu en esas áreas, o porque la migración suele ser muy selectiva y atrae una cantidad más significativa de jóvenes.

Mediante el gráfico 23 pueden observarse los momentos y las intensidades de las “olas jóvenes” hacia el Estado de São Paulo. El gráfico resulta de una reconstrucción basada en datos de 1970, 1980 y proyecciones de la Fundación SEADE (1986) para el período 1980-2000. De manera que los migrantes que llegaron a São Paulo durante el período y no regresaron están incluidos en las diferencias anteriores a 1970. Dado que las edades más frecuentes para migrar son precisamente aquéllas con las cuales trabajamos, el sentido del análisis no se altera demasiado cuando se corrigen los datos de conformidad con los censos de población. En el gráfico 24 figuran los incrementos de las cifras corregidas de jóvenes para conciliarlas con los valores observados en los censos de población de 1940 hasta 1980. Puede observarse que no varían el sentido y la interpretación de las diferencias cuando hacemos el ajuste y eliminamos los efectos de la migración, ya que se mantiene el movimiento general de las dos olas entre 1965-1980 y entre 1990-2000.

SÃO PAULO: INCREMENTO QUINQUENAL DE LAS COHORTES JOVENES (VALORES AJUSTADOS), 1930 - 2010

(Millones)



Fuente: Censos de población de 1940 a 1980 y proyecciones de la Fundación Estadual de Análisis de Datos (SEADE).

En cifras absolutas, la cohorte joven (15 a 24 años) en el Estado de São Paulo sumó aproximadamente 1 100 000 personas en 1960, 1 800 000 durante el decenio de 1970 y bajó a 460 000 personas durante los años ochenta. En el próximo decenio se espera un aumento de casi 2 000 000 de jóvenes. Cabe agregar que esta estimación supone una migración moderada en los próximos años y que el crecimiento estimado de la cantidad de jóvenes se debe fundamentalmente al crecimiento vegetativo. En términos relativos, esto significa aumentos de 46 por ciento y 51 por ciento en los decenios de 1960 y 1970, respectivamente, de sólo 8.6 por ciento en los años ochenta para aumentar de nuevo a 34 por ciento en el próximo decenio.

III. ALGUNOS ASPECTOS METODOLOGICOS

1. Estimaciones de la población

En el presente trabajo se utiliza como base de datos para ilustrar el método una proyección que concilia las estimaciones de fecundidad empleadas en las proyecciones IBGE/CELADE (1984) y Camarano y otros (1988), así como el conjunto de tablas de mortalidad de la proyección del IBGE.

Este procedimiento metodológico se adoptó porque se necesitaba una proyección a partir de los años cincuenta y un conjunto de probabilidades de supervivencia coherentes para todo el período. En un trabajo anterior (Bercovich, 1988) se utilizó la proyección oficial y proyecciones alternativas de fecundidad y mortalidad. Las nuevas estimaciones se incorporaron debido al interés en evaluar, mediante esta metodología, los efectos de la intensificación de la baja de la fecundidad durante el decenio de 1980. Se efectuaron diversos experimentos con otros conjuntos de tablas de mortalidad y proyecciones de fecundidad, habiéndose obtenido resultados análogos. En todos los casos, se comprobó la constancia de las diferencias entre cohortes sucesivas y su evolución semejante. La estandarización propuesta por Horiuchi supone la aplicación de una serie única de razones de supervivencia para calcular el equivalente en nacimientos y lleva también a valores de incremento entre cohortes muy cercanos a los de la proyección adoptada (gráficos 16 y 17).

2. Crecimiento entre cohortes

El incremento entre cohortes puede representarse formalmente de la manera siguiente:

$$\Delta_t P_{m,t} = P_{m, t+1} - P_{m, t} \quad (1)$$

en que $P_{m,t}$ es el número de personas en el grupo etario $a, a+5$, en el momento t . La unidad de tiempo y edad es el período de cinco años. Keyfitz (1988) llega a demostrar que se realiza aproximadamente la siguiente igualdad:

$$\frac{\Delta_t P_{m,t}}{P_{m,t}} = \frac{\Delta_t \beta_{t-m}}{\beta_{t-m}} + \frac{\Delta_t L_{m, t-m}}{L_{m, t-m}}$$

Es decir, el incremento relativo del tamaño de las cohortes es aproximadamente la suma del incremento relativo del número de nacimientos entre un intervalo quinquenal y el siguiente, con el cambio relativo de la probabilidad de supervivencia; ambos se refieren a *a* períodos anteriores al período actual, representado por *t*. El segundo miembro de la suma es normalmente positivo, ya que la supervivencia aumenta en la mayoría de los países estudiados. El primer miembro puede ser positivo o negativo, dependiendo de que el número de nacimientos vaya en aumento o disminución. Según las situaciones, puede predominar el primero o el segundo sumando.

La utilidad del método propuesto deriva de la invariancia entre las estimaciones de la diferencia entre cohortes.

Para Brasil, veáanse los resultados en el cuadro 1.

Podemos observar la casi invariancia en los incrementos entre cohortes. En los gráficos se representaron las medias de dichos incrementos.

CONCLUSION

Los demógrafos brasileños han venido manifestado su preocupación por el hecho que el fuerte descenso de la fecundidad en Brasil, junto con la baja de la mortalidad, plantean nuevas dificultades al sector público, derivadas básicamente de las alteraciones que provocan estos cambios en la estructura etaria brasileña. En este orden de cosas, han insistido de manera reiterada en el crecimiento de las franjas etarias más viejas y en la explosión de demandas que ellas generan a mediano y largo plazos.

El presente trabajo fue también el resultado de la preocupación por las alteraciones en la estructura etaria y su repercusión en el diagnóstico y delineamiento de propuestas de acción. Se limitó, sin embargo, a un fenómeno que ha suscitado escasa atención de parte de los demógrafos y de quienes se proponen la tarea de ayudar a las políticas de intervención: el fenómeno de los alargamientos sucesivos de las cohortes. Es decir, que a medida que una cohorte larga asciende en la pirámide, va creando necesidades nuevas y diferentes y exige también respuestas distintas de parte del sistema social.

Otra de las propuestas del documento consistió en hacer hincapié en la ventaja de trabajar con el incremento del número absoluto de personas en cada cohorte, cuando lo que se persigue es ayudar a las

Cuadro 1

BRASIL: DIFERENCIAS ENTRE COHORTES, 1890 - 2000

Cohortes nacidas en cinco años a partir de:

(en decenas de miles de personas)

	1890	1895	1900	1905	1910	1915	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995		
13	29	25	24	24	54	26	64	62	39	75	65	156	183											
12	27	24	24	24	52	27	64	61	40	75	66	155	180	159										
11	25	23	24	24	51	27	63	61	40	75	66	155	160	159	185									
	21	22	23	23	49	27	62	60	41	75	66	154	179	158	183	11								
		19	22	22	46	27	60	59	41	74	66	153	178	158	183	17	85	131						
			19		41	25	57	57	40	73	66	151	178	158	183	18	91	132	59					
				35	23	23	53	55	40	72	65	150	176	158	183	19	91	132	61	-62				
					21	49	52	52	39	71	65	148	174	157	182	20	92	133	62	-57	-3			
						43	48	48	38	68	64	145	172	156	181	21	92	133	62	-56	-1	3		
							42	42	35	65	62	141	169	154	180	23	92	133	63	-55	0	5		

Fuente: Elaborado con base en la proyección que figura en el Anexo.

Nota: La fecha representa el punto medio del período considerado.

políticas de intervención, ya que éstas siempre presuponen la definición de un presupuesto. El trabajo propone una conducta metodológica con esta finalidad.

Para estudiar el envejecimiento también es importante analizar las variaciones de tamaño de las cohortes. Es evidente que la población añosa del futuro podrá proyectarse a partir de la estructura etaria actual y el crecimiento entre cohortes. La diferencia entre el tamaño de las cohortes jóvenes y de mediana edad se reflejará en el futuro en una diferencia entre adultos y ancianos.

También se observó que el estudio del incremento entre cohortes puede suministrar ayuda para captar rápidamente la coherencia de una serie histórica, como por ejemplo en la evaluación de datos censales.

Finalmente, el método permite un desglose importante que fue poco analizado en el presente trabajo. Se trata de la posibilidad de conocer los incrementos de una cohorte de acuerdo a ciertas características: por ejemplo, blancos y no blancos, rurales y urbanos, áreas más desarrolladas y de menor desarrollo, etc.

BIBLIOGRAFIA

- Beltrão, Kaizó (1988), "Software para projeção da população brasileira", Río de Janeiro.
- Bercovich, Alicia (1988), "Age-Sex Structure in Brazil: Apparent Contradictions", documento presentado a la Conferencia "Future Changes in Population Age Structure", Sopron, Hungría, Instituto Internacional de Análisis Aplicado de Sistemas (IIASA).
- Bercovich, Alicia y Heitor Vellôzo (1982), "Notas sobre aparentes contradicções na estrutura por idade e sexo no Censo Demográfico de 1980", *Revista brasileira de estatística*, N° 46.
- Camarano, Ana Amélia, K. Beltrão y R. Neupert (1988), *Século XXI: a quantas andará e onde andará a população brasileira?*, serie Texto para discussão, N° 5, Brasília, Instituto de Planejamento (IPLAN)/Instituto de Planificación Económica y Social (IPEA).
- Henriques, María Helena y otros (1989), *Adolescentes de hoy, padres del mañana: Brasil*, Nueva York, Alan Guttmacher Institute.
- Horiuchi, Shiro (1988), "Measurement of Cohort Size Variations", documento presentado a la Conferencia "Future Changes in Population Age Structure", Sopron, Hungría, Instituto Internacional de Análisis Aplicado de Sistemas (IIASA).
- Horiuchi, S. y S.H. Preston (1988), "Age-Specific Growth Rates: The Legacy of Past Population Dynamics", *Demography*, vol. 25, N° 3.
- IBGE/CELADE (Instituto Brasileño de Geografía y Estadística/Centro Latinoamericano de Demografía) (1984), *Brasil: estimaciones y proyecciones de población, 1950-2025* (E/CEPAL/CELADE/R.2), Santiago de Chile.

- Jorge, A. y otros (1984), "Proposta de classificação em categorias sócio-ocupacionais", *Anais do IV Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Aguas de São Pedro, Associação Brasileira de Estudos Poblacionais (ABEP).
- Keyfitz, Nathan (1988), "The Profile of Inter-cohort Increase", Laxenburg, Austria, Instituto Internacional de Análisis Aplicado de Sistemas (IIASA), inédito.
- (1986), "The Twentieth Century Acceleration of Population Growth: Dating the Onset", *POPNET: Population Network Newsletter*, Laxenburg, Austria, Instituto Internacional de Análisis Aplicado de Sistemas (IIASA).
- SEADE (Fundação Sistema Estadual de Análisis de Dados) (1986), *Perspectivas de população para o Estado de São Paulo e suas Regiões Administrativas (1980-2000)*, serie Informe Demográfico, Nº 18, São Paulo, Fundação Sistema Estadual de Análisis de Dados (SEADE).
- Wong, Laura (1988), "A diminuição dos nascimentos e a queda da fecundidade no Brasil dos anos pós-80", *Anais do V Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Aguas de São Pedro, Associação Brasileira de Estudos Poblacionais (ABEP).
- Yazaki, Lucia y Luis Ortiz (1988), "Mortalidade infanto-juvenil", *O jovem na grande São Paulo*, Vol. 2, Fundação Sistema Estadual de Análisis de Dados (SEADE), serie Coleção Realidade Paulista, São Paulo, SEADE.

ANEXO

BRASIL: ESTIMACIONES DE POBLACION DE 1950 A 2000
Población total residente por grupos de edades y sexo

Grupos de edades	1950		1955		1960		1965		1970	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
0-4	4584588	4468409	5496306	5391465	6299413	6180425	7239513	7087627	7297611	7140388
5-9	3578654	3498196	4356184	4280781	5249741	5192034	6048507	5979375	6977950	6882015
10-14	3199743	3130864	3528123	3456253	4300817	4233618	5190524	5143956	5986752	5930105
15-19	2774408	2725352	3157538	3095736	3486209	3422105	4255443	4198853	5140955	5104193
20-24	2520268	2485471	2720113	2679839	3101839	3050197	3431546	3377823	4195016	4150524
25-29	2141296	2126411	2453607	2429175	2655184	2626295	3035956	2996575	3365488	3324994
30-34	1745533	1749031	2071147	2066574	2380956	2368786	2585113	2568753	2963093	2938112
35-39	1540791	1561085	1676881	1689669	1997394	2004515	2305241	2305942	2510481	2508054
40-44	1197716	1229688	1467711	1496846	1604691	1627996	1920434	1939749	2224489	2239485
45-49	1004705	1045479	1127877	1167072	1389805	1429039	1528180	1562485	1837030	1869957
50-54	805775	853575	930779	977722	1052005	1099510	1305458	1355229	1443457	1490127
55-59	585918	631377	729621	781815	849913	903874	969065	1024986	1211047	1272547
60-64	451738	497509	513715	561326	646401	703297	761275	821766	875850	940670
65-69	272424	308172	376325	421614	434002	483363	553655	613894	659196	725858
70-74	170305	198954	208688	241151	294768	338274	346442	395241	447375	509127
75-79	91272	110767	114634	137451	145336	173011	210022	248415	251690	296802
80-84	69859	88429	49867	62452	66114	82185	86168	106488	128076	157875
85 y +	0	0	22766	29912	25137	33413	32724	43458	43867	58382
Total	26734993	26708769	31001882	30966850	35979724	35953937	41805267	41770616	47559424	47539113

Anexo (conclusión)

1975		1980		1985		1990		1995		2000	
Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
7701278	7590353	8368495	8235568	8570409	8419647	8317186	8153068	8320136	8140391	8347932	8149465
7054455	6971348	7487259	7447578	8158446	8098693	8376890	8295878	8148097	8047323	8168044	8046695
6912497	6835424	6998936	6933355	7433725	7411606	8105579	8063950	8327717	8264271	8104750	8019962
5934248	5891738	6860515	6798717	6950924	6900282	7387264	7380107	8059458	8033388	8284580	8236255
5073917	5054632	5867488	5844014	6789989	6749699	6885794	6855914	7324103	7337819	7996675	7992096
4120806	4095115	4995525	4997464	5784463	5785107	6702262	6688004	6804403	6800792	7244930	7284840
3291481	3268569	4040038	4034753	4905505	4931647	5688846	5716843	6600387	6618249	6709278	6736049
2884483	2876265	3211597	3207054	3949380	3966646	4803863	4856785	5579790	5638808	6483165	6536514
2429594	2442142	2797227	2806745	3121126	3137204	3845827	3888583	4686361	4770431	5452236	5547572
2135509	2164529	2336297	2365190	2696303	2726641	3015351	3055857	3723030	3796929	4545114	4667485
1743047	1788277	2028947	2073965	2225673	2275029	2575104	2631617	2886324	2958344	3571056	3685223
1346890	1403535	1628111	1687543	1900616	1966762	2090553	2166738	2424615	2516037	2723651	2837614
1102840	1172168	1227542	1295379	1488191	1567272	1742067	1836602	1920904	2033310	2232877	2370836
766036	834807	966496	1043792	1079108	1163160	1312034	1417582	1539865	1672060	1701979	1861292
539723	605460	631214	701856	799196	887693	895271	999189	1091743	1228732	1284771	1460177
330887	384915	403033	463195	473657	545861	602458	700346	677657	798422	829463	992348
158084	191052	210380	251681	258562	310410	306366	373653	392531	488505	444259	565674
65829	86089	86164	112254	117203	152934	150482	200213	185153	254299	236714	336233
53591523	53656416	60145263	60300104	66702474	66996294	72803195	73281806	78692278	79398109	84361471	85326330

**ANALISIS PRELIMINAR ACERCA DE LAS MADRES
SOLTERAS, JEFAS DE HOGAR, EN BRASIL
DURANTE 1970 Y 1980***

Susan De Vos

(Center for Demography and Ecology,
University of Wisconsin, Madison)

RESUMEN

En los países de América Latina y el Caribe hay un considerable número de hogares, cuya proporción tiende a aumentar, donde los jefes de hogar son mujeres. Este documento procura utilizar datos censales de Brasil de 1970 y 1980 para investigar el aumento de la población femenina en la jefatura del hogar; específicamente, de madres solteras entre 15 y 49 años. Este grupo encabezó cerca de la cuarta parte de todos los hogares donde las mujeres eran jefas de hogar en el año 1980. El análisis demográfico puede resultar útil para desglosar los cambios ocurridos, dado que nos permite investigar la variación en la tendencia de mujeres entre esas edades a permanecer solteras, a tener hijos si se quedan solteras y a ser jefas de sus propios hogares en caso de convertirse en madres solteras. Ello se analizó, además, desde el punto de vista de la edad, el estado civil (solteras, divorciadas/separadas o viudas), la región de residencia y su condición urbana o rural.

* Traducción del documento presentado en las reuniones de la Population Association of America, Denver (Colorado), Estados Unidos, en 1992. Las investigaciones se realizaron en el Center for Demography and Ecology que recibe apoyo, para sus análisis en materia de población, principalmente del Institute for Child Health and Human Development.

Brasil es un país en desarrollo relativamente avanzado y cuyos censos recientes son considerados razonablemente buenos. Sin embargo, esta investigación se enfrentó con algunos problemas de datos que afectaron la posibilidad de extraer conclusiones muy sólidas: los cambios podrían deberse primordialmente a un aumento en la proporción de mujeres solteras que tuvieron hijos o al aumento en la propensión de madres solteras entre 15 a 49 años a ser jefas de sus propios hogares. Hubo, al parecer, problemas con la clasificación de los datos de *estado civil* y *fecundidad*. A pesar de ello, se puede obtener algunas conclusiones sobre ciertos subgrupos de mujeres.

(MADRES SOLTERAS)

(JEFE DEL HOGAR)

**A PRELIMINARY DEMOGRAPHIC VIEW OF CHANGE
1970-1980 IN UNMARRIED MOTHERS 15-49 HEADING
THEIR OWN HOUSEHOLDS
IN BRAZIL**

SUMMARY

Female-headed households comprise a substantial proportion of all households in Latin America and the Caribbean, and that proportion tends to be on the rise. This paper reports on an attempt to use census data from Brazil in 1970 and 1980 to investigate a rise in household headship by unmarried mothers 15-49. Unmarried mothers 15-49 headed about one-quarter of all female-headed households in Brazil in 1980. Demographic analysis can be useful in decomposing the change into that due to a changed propensity of women 15-49 years of age to be unmarried, to have children if unmarried, and to head their own household if an unmarried mother. This was further analyzed in terms of age, marital status (whether single, divorced/separated or widowed), region of residence, and urban-rural status.

Brazil is a fairly advanced "developing" country and the census data have been considered fairly good. However, the research encountered data problems that make firm conclusions impossible: Overall change could be due primarily to an increase in the propensity of unmarried mothers 15-49 years of age to head their own households. There appear to be problems with the ways both *marital status* and *fertility* were coded. Still, it is possible to come to some conclusions regarding certain subgroups of women.

(UNMARRIED MOTHERS)

(HEAD OF HOUSEHOLD)

INTRODUCCION

En la mayor parte de América Latina y el Caribe, la tendencia de las mujeres a ser jefas de hogar es bastante elevada e incluso hay mujeres que lo son en hogares de otras personas, consideradas como *subfamilias*. Brasil, por ejemplo, tiene una proporción relativamente baja de mujeres jefas de hogar en comparación con otros países: sólo un 13.7 por ciento de los hogares eran encabezados por una mujer, según el censo de 1970. En 1980, esta proporción había aumentado a un 16.4 por ciento y tal vez sea mucho más elevada en la actualidad (Goldani, 1980). Independientemente de las cifras, su tamaño sustancial a menudo se atribuye a la condición de la mujer en las culturas latinas y a la existencia de un colonialismo o de un dominio étnico. Sin embargo, la tendencia actual al incremento en la proporción de hogares con jefatura femenina es un fenómeno generalizado que se observa en todo el mundo y las explicaciones históricas acerca de su importancia en la región parecen insuficientes. Por el contrario, es probable que este aumento se relacione con los cambios socioeconómicos asociados con el *desarrollo* (Dvorak, 1989).

Desde una perspectiva demográfica, el primer problema que enfrentamos consiste en que las mujeres jefas de hogar constituyen un grupo heterogéneo: están las viudas, de edad avanzada, que se enfrentan a un conjunto de circunstancias diferentes al de las mujeres jóvenes que no han tenido hijos o a las que tienen hijos a cargo. Por otro lado, están las mujeres casadas (o en unión) que se enfrentan también a circunstancias distintas a las de mujeres solteras. Por ejemplo, mientras un geriatra relacionaría al primer grupo con el término *jefas de hogar*, la mayoría considera más representativo al de mujeres solteras entre 15 y 49 años con hijos. Es precisamente en este último grupo en el que se centra la presente investigación. En 1980, de todos los hogares con jefatura femenina, sólo un 52 por ciento estaban encabezados por mujeres entre 15 a 49 años y, de ese porcentaje, un 54 por ciento de hogares

tenían jefas solteras con al menos un hijo. Por lo tanto, nuestro interés se centra, aproximadamente, en la cuarta parte de todos los hogares con jefatura femenina en el año 1980.

El aumento en el número de mujeres solteras menores de 50 años que son jefas de hogar es un hecho ampliamente reconocido. En 1970, 4.7 por ciento de las mujeres entre 15 y 49 años en Brasil eran madres solteras, jefas de hogar. En 1980, esa proporción había aumentado a 5.8 por ciento. Se ha especulado mucho sobre la causa probable de este incremento. Una teoría afirma que ello se debe al aumento en la *ilegitimidad*, especialmente entre las madres adolescentes. Otra sostiene que se debe al mayor número de disoluciones de vínculos matrimoniales y una tercera hipótesis plantea que la causa es la ruptura del hogar patriarcal de familia extendida, en donde vivirían muchas madres solteras bajo la égida de un pariente varón. La cuarta teoría postula que todas, o algunas de las conjeturas señaladas anteriormente, contribuirían al aumento de la jefatura femenina (The Population Council/Centro Internacional de Investigaciones sobre la Mujer, 1988, p. 2).

Tales especulaciones se pueden examinar de manera empírica, siempre y cuando los datos sean suficientemente buenos para permitir el análisis. Este es un problema mayor de lo que parece, porque la identificación de un *jefe de hogar* no es un asunto convenido de antemano. Lo primero es definir *hogar*. No existen reglas que se reconozcan internacionalmente para hacerlo, aunque las Naciones Unidas ha formulado recomendaciones. Inclusive, se sabe que en un mismo país, la definición varía de un censo a otro, pero aún en el caso que se mantenga, los empadronadores pueden codificar una situación similar de manera diferente en épocas distintas.

La situación de Brasil es probablemente muy común. El censo brasileño identifica una familia en vez de un hogar. Sin embargo, señala a algunas personas en un hogar unipersonal como jefes de *familia* mientras que otras personas solas no forman parte de una *familia*; identifica a algunas personas como sin parentesco con el jefe de *familia*, donde cabría prever que no se mencionaran, puesto que no forman parte de la familia. Después de examinar el problema con cierto detalle, parece ser que una *familia* es, de hecho, semejante a lo que consideramos un hogar, es decir, un grupo residencial particularmente interdependiente (García Castro, 1989).

Se puede discrepar del criterio *residencial*, puesto que los vínculos familiares pueden ser más fuertes entre residentes de distintos hogares que entre personas que residen en común (véase, por ejemplo, Fonseca,

1991), pero el criterio parece válido en la medida que la residencia en común indica, generalmente, que se comparte el presupuesto económico. Decimos “generalmente” porque algunos hogares son mantenidos en parte o en forma total, por ejemplo, mediante el envío de remesas de un familiar o inclusive de un amante que no vive ahí.

En 1980, el censo obtuvo información respecto a dos grupos residenciales que de alguna manera podían considerarse *hogares*: la *familia* y el *domicilio*. Según este censo, 12.7 por ciento de las mujeres jefas de *familia* no eran jefas de *domicilio*, sino que a menudo se trataba de un hijo u *otro pariente* (miembro de una familia no nuclear) de esta mujer. La identificación de un hogar dentro del domicilio de la familia extendida parece reflejar el nivel de dependencia del primero sobre la segunda. Aparentemente, en el censo de 1970 se omitió información acerca del *domicilio* y sólo se dio respecto de la *familia*. Por consiguiente, si se analizan los datos de 1970 y 1980, debe hacerse una comparación de *familias*, situación que de todas maneras preferimos desde nuestro punto de vista.

El segundo problema se refiere a la identificación del *jefe de familia*, es decir, la persona que se supone es la fuente principal de ingresos del hogar y a la que también se le concede el ejercicio de la autoridad. Sin embargo, sabemos que autoridad e ingresos no siempre están relacionados y que puede señalarse como *jefe* a una persona mayor o a un varón aunque no aporte la mayor parte de los ingresos del hogar. Tampoco está claro cómo deberían identificarse las mujeres que contribuyen al bienestar de un hogar cuando sus aportes caen fuera de un sistema monetizado. Una manera de abordar la situación consiste en separar los hogares según lo encabece la *pareja*, la *mujer* o el *hombre*, categorías que se darían dependiendo de la presencia o ausencia de una pareja. Así, por definición, una persona casada no podría encabezar sola un hogar. Otra manera de enfrentar la situación, que puede ser más o menos conveniente según el caso, es considerar a todas las mujeres como potenciales jefas de hogar y calcular las tasas de acuerdo a ello (Morrissey, 1989).

En 1970, el censo brasileño consideraba a la mujer como jefa de hogar solamente si era soltera (incluyendo el caso de que estuviera fuera de una unión consensual). Sin embargo, en 1980 esto no sucedió siempre y a fin de que los datos de ambas fechas fueran comparables, el análisis se limitó a las mujeres solteras, jefas de hogar. De todas maneras, es razonable pensar que las personas casadas, hombres o mujeres, no pueden considerarse como único jefe de familia/hogar.

A pesar de tales problemas de definición, en Estados Unidos esta información ha sido lo suficientemente buena para que los investigadores hayan podido abordar el tema del aumento de la jefatura femenina en ese país (de la índole que nos interesa aquí). La preocupación por la *feminización de la pobreza* (Garfinkel y McLanahan, 1986), nos ha estimulado a averiguar, por medio de una perspectiva demográfica, qué porcentaje del aumento se debe a la mayor procreación extramarital, cuánto a la disolución del vínculo matrimonial y cuánto a los cambios en la tendencia de las personas a vivir en sus propios hogares. Se han utilizado diversos métodos para saberlo, pero la conclusión básica a que se ha llegado es que los datos demográficos difieren entre los diversos grupos étnicos o raciales (Cooney, 1979; Wojtkiewicz, McLanahan y Garfinkel, 1990). Entre los blancos (anglos), el principal factor de incremento parece ser la disolución del matrimonio y entre los negros y portorriqueños, el incremento de la procreación extra-marital.

Hablando desde el punto de vista sociológico, puede sostenerse justificadamente que el aumento en la jefatura femenina observado en los países desarrollados difiere bastante de aquél que se observa en el mundo en desarrollo, debido a que los procesos socioeconómicos que allí tienen lugar son intrínsecamente distintos. Sin embargo, la parte formal del análisis demográfico es la misma; se pueden lograr buenos análisis utilizando técnicas estándares de tipificación y podemos investigar los componentes en términos de la procreación extramarital, la disolución del matrimonio y la tendencia a ser jefa de hogar.

Sin embargo, puesto que usamos datos de censos para dos períodos cronológicos, debemos realizar una serie de supuestos (Wojtkiewicz, 1990). Por ejemplo, en vez de emplear un método directo para medir la procreación extramarital, calculamos la proporción de mujeres solteras que han tenido al menos un hijo. En lugar de medir directamente la disolución del matrimonio, calculamos la proporción de mujeres divorciadas, viudas o separadas. Por último, en estos dos períodos cronológicos, medimos la proporción de madres solteras que son jefas de hogar. Por ejemplo, para un momento cronológico utilizamos la ecuación:

$$MHD = U * M * HD \quad (1)$$

en que *MHD* representa la proporción de todas las mujeres de 15 a 49 años que son madres solteras jefas de hogar; *U* representa la proporción de mujeres solteras; *M*, la proporción de mujeres solteras que son madres y *HD*, la proporción de madres solteras que son jefas de hogar.

Esta ecuación puede referirse a todo el país o a grupos específicos, como por ejemplo grupos de edades o regiones. Además, podemos dividir a todas las mujeres que no se encuentran dentro de un matrimonio por grupo según su estado civil (por ejemplo, soltera, divorciada, separada, viuda).

A fin de agregar la dimensión del cambio, la ecuación (1) se convierte en:

$$\text{MHD}(t_2-t_1) = (U * M * HD)(t_2-t_1) \quad (2a)$$

Puesto que la ecuación es multiplicativa, no se puede descomponer en factores las diferencias de U , M o HD en los dos períodos. Smith y Cutright (1985) han propuesto una solución a este problema mediante la división de los elementos del período dos por los elementos del período uno, pero hemos rechazado esta solución porque no encontramos correcto pensar acerca del cambio en términos de división en vez de sustracción. La solución que utilizamos consistió en transformar los factores en sus logaritmos:

$$\begin{aligned} \log \text{MHD}t_2 - \log \text{MHD}t_1 &= (\log U t_2 - \log U t_1) + \\ &(\log M t_2 - \log M t_1) + (\log HD t_2 - \log HD t_1) \end{aligned} \quad (2b)$$

Hay que reconocer que aunque con esta fórmula se mantiene nuestro concepto del cambio en términos de suma/resta, se ha transformado una relación aritmética en una relación logarítmica. Ello se nota especialmente en los extremos de la curva, donde las cifras que han de transformarse son muy pequeñas o muy grandes. Puesto que manejamos proporciones en el rango de 0 a 1, las distorsiones más notorias tienen lugar cuando las proporciones implican sólo unos cuantos puntos porcentuales.

CAMBIOS GENERALES

El problema básico consiste en descomponer los cambios generales que se han producido en la jefatura de los hogares, en los tres elementos mencionados anteriormente: la condición de soltera, el haber tenido al menos un hijo siendo soltera y la calidad de jefa de hogar en caso de ser madre soltera. Veamos las primeras filas del cuadro 1. Observamos, en primer lugar, que la proporción de mujeres solteras en edad fértil de

hecho disminuyó levemente entre 1970 y 1980; por consiguiente, la soltería llegó a contribuir negativamente al aumento en la jefatura femenina de los hogares. En este caso se consideran a las mujeres en unión consensual como casadas, aspecto que se abordará en detalle más adelante. En segundo lugar, vemos que la proporción de mujeres solteras que tuvieron al menos un hijo se incrementó considerablemente entre 1970 y 1980; la magnitud del aumento depende de la manera en que se mide la situación de la fecundidad. Este incremento podría justificar casi todas las jefaturas de hogar, quizás hasta un 93 por ciento, pero también podría representar sólo un 11 por ciento de ellas si se usa otro criterio de clasificación. En tercer lugar, observamos que la jefatura entre madres solteras también aumentó durante los años setenta. Este incremento representa de un 16 por ciento a un 99 por ciento del aumento total en la proporción de mujeres entre 15 a 49 años que eran jefas de hogares.

La primera parte del cuadro 1 presenta una proporción inmensamente mayor de mujeres solteras que tuvieron al menos un hijo y, por desgracia, esto podría deberse en especial a una diferencia en el método de informar sobre el estado de fecundidad de un censo a otro. Para 1970, se informó que un 5 por ciento de las mujeres solteras en edad fértil habían tenido una cantidad *no conocida* de hijos sobrevivientes. En 1980, esta cifra llegó sólo a la mitad, pero para un 3 por ciento adicional “faltaba” información acerca de la fecundidad.

De manera que si se comparan las cifras de los censos de 1970 con las de 1980, después de desechar todos los casos de fecundidad *no conocida* o *no consignada*, se descubre que la mayor parte del incremento en la jefatura del hogar se debe a variaciones en dicha situación. Si se consideran todos estos casos de fecundidad *no conocida* o *no consignada* como si fueran afirmaciones *probables* de haber tenido al menos un hijo, descubrimos entonces una menor variación en la proporción de mujeres solteras entre 15 a 49 años que pudieron haber tenido al menos un hijo, y un mayor incremento en la de mujeres solteras, jefas de hogar, con al menos un hijo.

El problema de asimilar los casos de fecundidad *no consignada* en 1980 a los de fecundidad *no conocida* radica en que la mayoría de las veces se trata de mujeres solteras menores de 20 años. En general, las cifras pueden parecer razonables, pero cuando se examinan los subgrupos, su inclusión crea graves distorsiones. Sin embargo, tiene cierta validez considerar a las mujeres con fecundidad *no conocida* como si en realidad hubieran tenido al menos un hijo (segunda mitad del cuadro 1). Sólo una persona puede responder preguntas al empadronador

Cuadro 1

**VARIACION EN LA JEFATURA FEMENINA DE LOS HOGARES
SEGUN EL ESTADO CIVIL DURANTE EL PERIODO 1970-1980**

	A	Aa	Ab	Ac	B	Ba	Bb	Bc
Total					0.101	-0.098	0.937	0.161
1970	0.047	0.444	0.140	0.762				
1980	0.058	0.434	0.174	0.791				
Solteras					0.307	-0.025	0.888	0.137
1970	0.010	0.390	0.040	0.627				
1980	0.020	0.383	0.075	0.691				
DIV/SEP					0.041	0.266	0.347	0.387
1970	0.020	0.030	0.834	0.783				
1980	0.022	0.031	0.870	0.821				
Viudas					-0.075	1.828	-0.180	-0.648
1970	0.019	0.025	0.896	0.832				
1980	0.016	0.020	0.916	0.900				
Incluida la medición de la fecundidad no conocida								
Total					0.098	-0.102	0.115	0.987
1970	0.047	0.444	0.193	0.576				
1980	0.058	0.434	0.198	0.720				
Solteras					0.291	-0.028	0.047	0.981
1970	0.011	0.390	0.097	0.298				
1980	0.021	0.383	0.100	0.561				
DIV/SEP					0.047	0.295	0.188	0.518
1970	0.020	0.030	0.863	0.770				
1980	0.022	0.031	0.882	0.816				
Viudas					-0.054	1.770	-0.079	-0.690
1970	0.019	0.025	0.921	0.820				
1980	0.017	0.020	0.931	0.895				

A = Proporción de la población femenina constituida por madres solteras (de estado civil específico) jefas de hogar.

Aa = Proporción de la población femenina soltera.

Ab = Proporción de la población femenina (específicamente) soltera con hijos.

Ac = Proporción de madres (específicamente) solteras que dirigen sus propios hogares.

B = Variación total de (Aa)*(Ab)*(Ac) expresada como la diferencia en logaritmos.

Ba = Proporción de la variación total debida a un cambio en el porcentaje de mujeres solteras (o de estado civil determinado).

Bb = Proporción de la variación total debida a un cambio en el porcentaje de mujeres con hijos.

Bc = Proporción de la variación total debida a un cambio en la condición de jefatura entre las madres..

respecto del hogar y ésta no está obligada a saber, o no tiene por qué dar a conocer lo que sabe, acerca del estado actual de procreación de otro miembro del hogar, especialmente si se trata de un familiar soltero del sexo femenino.

Probablemente, la situación *real* se halla entre los dos extremos: considerar todos o ninguno de los casos de fecundidad *no conocida* y *no consignada* como si en realidad hubieran tenido al menos un hijo. Lo mejor que podemos hacer es ilustrar ambos extremos y dejar que el lector evalúe la situación. Esto significa, principalmente, incluir o excluir los casos de fecundidad *no conocida* y descartar los de fecundidad *no consignada*. Una solución podría ser ajustar los datos basados en técnicas complejas y considerar plenamente las características de la mujer, pero un ajuste de esta índole excede el ámbito del presente análisis.

Cualquiera sea el método que se utilice para medir la fecundidad, se puede observar un incremento en la tendencia de una madre soltera a ser jefa de su propio hogar de 0.762 a 0.791, o de 0.576 a 0.72. Ello es consecuente con una de las especulaciones mencionadas anteriormente sobre la razón del aumento observado en la jefatura femenina, es decir que el incremento se debe, en parte, a la ruptura de la familia extendida. Determinar si dicha ruptura se debe a una variación en la capacidad de la familia extendida para incorporar parientes en el hogar es una interrogante que estas cifras no pueden resolver.

Estado civil

El estado civil es un factor importante que influye en la posibilidad de que una madre soltera sea jefa de su propio hogar. Por ejemplo, en un estudio realizado en seis países de América Latina y el Caribe, a mediados de 1970, sobre el tema de la jefatura de madres solteras, De Vos y Richter (1988) determinaron lo siguiente: aun después de controlar por edad, las mujeres que tenían las mayores probabilidades de encabezar sus propios hogares eran las viudas entre 15 y 49 años; les seguían las divorciadas o separadas y, por último, las solteras. Asimismo, tiene sentido hacer un desglose similar para Brasil, averiguando, según el estado civil, cuál fue la contribución de los tres elementos de cambio en la jefatura de hogar. Y, por ende, qué categoría de estado civil aportó más a la variación general de la jefatura de hogar entre las mujeres.

Las cifras del cuadro 1 proporcionan algunas de las respuestas. En primer lugar, observamos que el descenso en la proporción de la población soltera entre 1970 y 1980 era compartido por las mujeres solteras y viudas, mientras que la proporción de las mujeres separadas o divorciadas permaneció casi igual. No debe sorprendernos que se haya producido una leve disminución en la proporción de viudez dentro de la población. La mortalidad en general ha ido disminuyendo. En los años sesenta, la esperanza de vida al nacer era de 53.4 años y, en los años setenta, de 61.6 años (Wood y Magno de Carvalho, 1988). Por lo tanto, las probabilidades de vida de los maridos en 1980 era más alta que en 1970, aunque la diferencia de edad entre los cónyuges no disminuyó.

La disminución en el porcentaje de mujeres solteras es más difícil de comprender. Aunque consideramos a las mujeres en unión consensual como *casadas*, si la unión se disuelve, la mayoría de estas mujeres vuelve a la condición de célibes o solteras en vez de pasar a engrosar la categoría de *divorciadas* o *separadas*. Lógicamente, las mujeres que estuvieron en unión consensual deberían formar parte de una categoría distinta de la de célibes, pero el censo no la registra. Es verdad que el censo tiene categorías diferentes para las *legalmente separadas* y las que están simplemente *separadas*, pero parece, incluso, que las mujeres *separadas* (no legalmente) debían ser casadas para que pudieran entrar en esta categoría.

Como en Brasil la proporción de matrimonios civiles va en aumento, es de suponer que disminuye el porcentaje de mujeres en uniones consensuales y, por lo tanto, en *situación de riesgo* de retornar a la condición de célibes. Sin embargo, tal no parece ser el caso. Según se informa, en 1970, sólo el 4 por ciento de las mujeres se hallaban en unión consensual; en 1980, este porcentaje era de 7 por ciento. La razón detrás de esta contradicción aparente se encuentra en que la proporción de matrimonios religiosos está disminuyendo a medida que se generaliza el matrimonio civil (Henriques, 1989). Puesto que el primero no constituye un *matrimonio* para el Estado, éste no otorga ninguna protección bajo el régimen de seguridad social o algún programa afín y, por ende, se trata de buscar el reconocimiento jurídico necesario.

Podría sostenerse que la situación no difiere mucho de la unión consensual; la diferencia radica en la recopilación de datos. Formar parte de una unión consensual quizás no conlleve un gran estigma como solía serlo. Por otra parte, la información sobre el incremento en la proporción de mujeres en unión consensual puede reflejar un aumento

real. Cualquiera fuera el caso, no debe sorprendernos que la proporción de la población supuestamente soltera declinara durante el decenio. Quizás lo que sí nos asombre es que la proporción de divorciadas o separadas no aumentara más de lo que lo hizo.

Habíamos especulado que al menos parte de la razón del incremento de la jefatura femenina en los hogares podría deberse al aumento de las disoluciones matrimoniales. Sin embargo, nuestras cifras no justifican tal consideración, aunque ello pareció concordar con la primera evaluación de Merrick y Schmink (1983) en su análisis de los cambios durante el período 1950-1970. El problema radica en que la condición de *separada/divorciada* ha sido ambigua. Gran parte de las variaciones observadas por Merrick y Schmink pueden deberse sencillamente a cambios en la enumeración y no a variaciones reales; igualmente podría explicarse gran parte del *statu quo* observado. Por ejemplo, mientras dichos autores hallaron poca variación en la categoría *separada/divorciada*, nosotros descubrimos lo contrario. Sin embargo, muchas de las mujeres *solteras* con hijos en nuestro análisis, podrían ser, en realidad, mujeres en unión consensual *separadas*. El aumento en las disoluciones matrimoniales podría contribuir significativamente a explicar el incremento que observamos en la jefatura femenina de los hogares. Dadas estas cifras censales, es imposible saberlo.

Cuando descompusimos el incremento general en la jefatura de los hogares en segmentos correspondientes a mujeres solteras, mujeres separadas/divorciadas y viudas descubrimos que la mayor parte de este aumento estaba representado por mujeres solteras. Esto no dependió de que en nuestra medición de la fecundidad se excluyera o incluyera la fecundidad *no conocida*. Por consiguiente, no debe sorprendernos, al comparar cifras de los años setenta y ochenta de las mujeres solteras, que los cambios observados reflejaran la variación global, en tanto que los cambios en los otros dos grupos no lo hicieran.

Edad

El análisis de la edad corrobora la idea de que el aumento en las disoluciones matrimoniales puede ser un factor importante del incremento general. Veamos el cuadro 2. De él se concluye que, independientemente de que consideremos la fecundidad no conocida como fecundidad *probable*, el aumento más importante en la cifra de jefas de hogar se dio entre mujeres de 20-35 años. Estas probablemente formaron parte de una unión que luego se disolvió.

Cuadro 2

**BRASIL: VARIACION EN LA PROPORCION DE MADRES
SOLTERAS QUE DIRIGEN SUS PROPIOS
HOGARES EN 1970-1980,
SEGUN LA EDAD**

	A	Aa	Ab	Ac	B	Ba	Bb	Bc
Total					0.101	-0.098	0.937	0.161
1970	0.047	0.444	0.140	0.762				
1980	0.058	0.434	0.174	0.791				
Edad								
15-19					0.228	-0.042	0.941	0.101
1970	0.006	0.879	0.011	0.620				
1980	0.009	0.860	0.018	0.654				
20-24					0.189	-0.138	1.023	0.115
1970	0.023	0.533	0.066	0.643				
1980	0.035	0.502	0.103	0.676				
25-29					0.101	0.043	0.797	0.159
1970	0.040	0.287	0.191	0.718				
1980	0.050	0.290	0.230	0.745				
30-34					0.093	0.393	0.444	0.164
1970	0.054	0.205	0.342	0.762				
1980	0.066	0.223	0.376	0.789				
35-39					0.073	0.371	0.443	0.186
1970	0.073	0.189	0.469	0.811				
1980	0.085	0.201	0.505	0.837				
40-44					0.070	0.331	0.306	0.363
1970	0.105	0.218	0.580	0.808				
1980	0.120	0.230	0.609	0.856				
45-49					0.040	-0.591	0.796	0.796
1970	0.137	0.261	0.641	0.793				
1980	0.145	0.247	0.690	0.854				

Cuadro 2 (conclusión)

Incluida la medición de la fecundidad no conocida

	A	Aa	Ab	Ac	B	Ba	Bb	Bc
Total					0.098	-0.102	0.115	0.987
1970	0.049	0.444	0.193	0.576				
1980	0.062	0.434	0.198	0.720				
Edad								
15-19					0.202	-0.047	0.875	0.172
1970	0.006	0.879	0.014	0.513				
1980	0.010	0.860	0.021	0.556				
20-24					0.171	-0.152	-0.663	1.815
1970	0.024	0.533	0.169	0.270				
1980	0.036	0.502	0.130	0.553				
25-29					0.101	0.043	-0.388	1.345
1970	0.041	0.287	0.313	0.461				
1980	0.052	0.290	0.286	0.630				
30-34					0.091	0.400	-0.119	0.719
1970	0.056	0.205	0.446	0.616				
1980	0.069	0.223	0.435	0.716				
35-39					0.069	0.390	-0.126	0.736
1970	0.075	0.189	0.557	0.712				
1980	0.088	0.201	0.546	0.800				
40-44					0.065	0.358	-0.027	0.669
1970	0.106	0.218	0.647	0.753				
1980	0.123	0.230	0.645	0.831				
45-49					0.039	-0.618	0.427	1.191
1970	0.137	0.261	0.701	0.749				
1980	0.150	0.247	0.728	0.833				

A = Proporción de la población femenina constituida por madres solteras que dirigen sus propios hogares.

Aa = Proporción de la población femenina soltera.

Ab = Proporción de la población femenina soltera con hijos.

Ac = Proporción de madres solteras que dirigen sus propios hogares.

B = Variación total expresada como la diferencia en logaritmos.

Ba = Variación debida a un cambio en la proporción de mujeres solteras.

Bb = Variación debida a un cambio en la proporción de mujeres solteras con hijos.

Bc = Variación debida a un cambio en la proporción de madres solteras que dirigen sus propios hogares.

El desglose por edades también abre la posibilidad para una segunda especulación: que una de las causas principales del incremento puede deberse al mayor número de hijos ilegítimos entre las adolescentes. Aunque es cierto que el mayor aumento en la jefatura femenina de los hogares sucede entre mujeres solteras, éste no se da entre las de 15 y 19 años, la mayoría de las cuales son solteras (conclusión corroborada por tabulaciones cruzadas en forma más detallada). Este resultado, junto con el hecho de que las mujeres menores de 20 años, con al menos un hijo, presentaban la menor probabilidad de ser jefas de sus propios hogares, tanto en 1970 como en 1980, sugiere que el aumento de la *ilegitimidad* entre las adolescentes es una razón improbable para explicar el incremento en la jefatura femenina que observamos en Brasil. (Pero hay que tener presente que la información relacionada con la fecundidad de una proporción significativa de las mujeres solteras entre 15 a 19 años aparecía como *no consignada*). La probabilidad de que muchas mujeres solteras de edades mayores sean *separadas/divorciadas* de una unión consensual hace imposible evaluar los efectos de un aumento de la *ilegitimidad* entre las mujeres de mayor edad.

Dado que el aumento en la jefatura femenina de mujeres entre 15 a 19 años no tuvo mayor repercusión en el incremento general de los hogares cuyas jefas eran mujeres, cabe señalar que se produjo un aumento sustancial en la jefatura al interior de este grupo. Mientras sólo un 0.6 por ciento de todas las mujeres menores de 20 años eran jefas de hogar solteras con al menos un hijo en 1970, esta proporción fue de 0.9 por ciento en 1980. Si bien esta cifra es pequeña si se la compara con la de 14.5 por ciento de todas las mujeres de 45 a 49 años en la misma situación en 1980, representa un aumento de 50 por ciento, en comparación con un incremento de sólo 9 por ciento para las mujeres de mayor edad.

Residencia urbana-rural

Los hogares encabezados por madres solteras en edad fértil son mucho más comunes en las zonas urbanas que en las rurales. Históricamente se ha dado tal situación en gran parte de América Latina (Doenges, 1991), ocurriendo también en la actualidad (De Vos y Richter, 1988). Puesto que la mayoría de los hogares dirigidos por mujeres han de sostenerse, al menos parcialmente, con sus propios recursos, deben existir oportunidades de empleo para ellas, las que se dan especialmente en zonas urbanas a las que las mujeres de las áreas rurales a menudo emigran

para satisfacer sus necesidades. En 1970, el 5.6 por ciento de todas las mujeres en Brasil de 15 a 49 años eran madres solteras, jefas de hogar en áreas urbanas, en comparación con sólo el 3.3 por ciento en las zonas rurales. Las cifras correspondientes a 1980 fueron de 6.6 por ciento y 3.7 por ciento, respectivamente.

La proporción de todas las mujeres en edad fértil que eran madres solteras jefas de hogar, aumentó en un 1 por ciento en las zonas urbanas, en comparación con menos de 0.5 por ciento en las áreas rurales durante el decenio de 1970 (cuadro 3). Puesto que en 1980 un mayor porcentaje de la población femenina de 15 a 49 años vivía en zonas urbanas que en 1970, se concluye que gran parte del aumento en el número de hogares con jefatura femenina tuvo lugar en las zonas urbanas. Sin embargo, aunque la población urbana no hubiese aumentado más rápidamente que la población rural, la proporción de las jefas de hogar en las zonas urbanas en 1980 habría sido de un 73 por ciento, en comparación con 72 por ciento en 1970. (En 1970, la proporción de mujeres entre 15-49 años que vivían en zonas urbanas era poco menos de un 61 por ciento).

En las zonas rurales, la proporción de la población femenina soltera y la fecundidad de las mujeres solteras eran menores que en las áreas urbanas. Veamos el cuadro 3. Excluyendo los casos de fecundidad *no conocida* en 1970, tenemos que los factores recién mencionados representaron cerca del 39 por ciento y 64 por ciento de la diferencia de jefatura en las áreas rural y urbana, respectivamente. En 1980 representaron el 45 y el 55 por ciento, respectivamente, de esta diferencia. Tal diferencia en la jefatura de hogar entre las mujeres clasificadas como madres solteras de hecho fue *negativa* en 1970, y prácticamente nula en 1980. Esto constituye un buen ejemplo de cómo la consideración de la jefatura exclusivamente entre las mujeres "en situación de riesgo" proporcionaría un panorama equivocado de la realidad. Sin embargo, si la fecundidad *no conocida* se incluye en la categoría de las mujeres fecundas, resulta entonces que la jefatura de hogar fue mayor en las zonas urbanas que en las rurales en 1970 y 1980.

El *riesgo* de ser madre soltera, jefa de hogar, puede haber aumentado más entre las habitantes de las zonas urbanas que en las rurales, pero el desglose de los cambios durante el período 1970-1980 fue básicamente el mismo, tanto en la variación general como entre ambas áreas, especialmente cuando se excluye la condición de fecundidad *no conocida* (cuadro 3). La variación en la proporción de la población soltera fue negativa. Si la condición de fecundidad *no*

**BRASIL: VARIACION EN LA PROPORCION DE MADRES
SOLTERAS QUE DIRIGEN SUS PROPIOS HOGARES,
CLASIFICADOS SEGUN RESIDAN EN ZONAS
URBANAS O RURALES**

	A	Aa	Ab	Ac	B	Ba	Bb	Bc
Total					0.101	-0.098	0.937	0.161
1970	0.047	0.444	0.140	0.762				
1980	0.058	0.434	0.174	0.791				
Urbana					0.081	-0.183	0.952	0.231
1970	0.056	0.479	0.155	0.759				
1980	0.068	0.463	0.185	0.792				
Rural					0.060	-0.616	1.420	0.196
1970	0.033	0.391	0.111	0.769				
1980	0.038	0.359	0.135	0.790				

Incluida la medición de la fecundidad no conocida

Total					0.098	-0.102	0.115	0.987
1970	0.049	0.444	0.193	0.576				
1980	0.062	0.434	0.198	0.720				
Urbana					0.078	-0.179	-0.103	1.282
1970	0.059	0.479	0.213	0.579				
1980	0.071	0.463	0.209	0.730				
Rural					0.054	-0.685	0.259	1.426
1970	0.035	0.391	0.156	0.568				
1980	0.039	0.359	0.161	0.677				

A = Proporción de la población femenina constituida por madres solteras que dirigen sus propios hogares.

Aa = Proporción de la población femenina soltera.

Ab = Proporción de la población femenina soltera con hijos.

Ac = Proporción de madres solteras que dirigen sus propios hogares.

B = Variación total expresada como la diferencia en logaritmos de A.

Ba = Variación debida al cambio en la proporción de mujeres solteras.

Bb = Variación debida al cambio en la proporción de mujeres solteras con hijos.

Bc = Variación debida al cambio en la proporción de madres solteras que dirijan sus propios hogares.

conocida es excluida (es decir, si se excluyen estos casos), entonces el factor principal que explica el incremento en la jefatura de hogares en las áreas urbanas y rurales, se debe al aumento en la proporción de mujeres solteras que tenían al menos un hijo; y el incremento en las tasas de jefatura entre las madres solteras es, en sí mismo, un factor secundario. Cuando la fecundidad *no conocida* se considera como *probable*, la situación evidentemente cambia: la condición de jefatura se vuelve el factor más importante y el estado de la fecundidad pasa a ser secundario. En realidad los cambios en la tendencia a ser jefa de hogar representa una variación positiva en las áreas rurales, pero es *negativa* en las zonas urbanas. Es indudable que la situación real se halla a medio camino entre ambos extremos; al menos podemos afirmar que la variación en ambas áreas refleja el cambio general.

Región

Brasil, país que representa cerca de la mitad del territorio de Sudamérica, posee muchas regiones, cada una con historias y economías distintas (Wood y Magno de Carvalho, 1988). En otras partes del mundo, estas regiones podrían constituir diversos países; un análisis de la nación brasileña quedaría incompleto si no hubiese, al menos, cierto reconocimiento de esta diversidad. Esto no quiere decir que todos puedan identificar las mismas regiones. Para fines de este estudio, utilizamos cinco regiones, de acuerdo con el censo brasileño. Estas son el Norte (o la Amazonía), el Noreste, el Sudeste, el Sur y el Centro-oeste. Mientras la *economía del azúcar* domina una parte del Noreste, la *economía del café* predomina en parte del Sudeste. El Sur se caracteriza por pequeños terrenos familiares, mientras que el Norte y el Centro-oeste se conocen por su carácter de tierras fronterizas. El Noreste se considera, en la actualidad, la región más tradicional y más pobre del país, siendo el Sur la más rica.

Las cifras del cuadro 4 revelan que la jefatura de hogares entre las madres solteras de 15 a 49 años alcanzó el máximo en el Noreste (0.059 en 1970 y 0.066 en 1980); el Norte ocupaba el segundo lugar, estadísticamente, y el Centro-oeste, el tercero. El porcentaje mínimo se dio en el Sur, pero incluso ahí, las cifras del censo de 1980, respecto a las de 1970 en el Sudeste, revelan una gran diferencia. En 1980, un 0.46 de la población femenina en edad fértil ejercía la jefatura, en comparación con un 0.44 en 1970.

Cuadro 4

**BRASIL: VARIACION EN LA PROPORCION DE
MADRES SOLTERAS QUE DIRIGEN SUS
PROPIOS HOGARES, CLASIFICADO
SEGUN REGIONES**

	A	Aa	Ab	Ac	B	Ba	Bb	Bc
Total					0.101	-0.098	0.937	0.161
1970	0.047	0.444	0.140	0.762				
1980	0.058	0.434	0.174	0.791				
Norte					0.080	-0.720	1.280	0.441
1970	0.053	0.454	0.168	0.695				
1980	0.064	0.397	0.213	0.754				
Noreste					0.048	-0.225	1.423	-0.198
1970	0.059	0.474	0.158	0.792				
1980	0.066	0.462	0.185	0.775				
Sudeste					0.132	-0.095	0.823	0.272
1970	0.044	0.448	0.133	0.738				
1980	0.060	0.435	0.171	0.802				
Sur					0.143	0.106	0.824	0.070
1970	0.033	0.392	0.109	0.779				
1980	0.046	0.406	0.143	0.797				
Centro-Oeste					0.107	-0.020	0.780	0.241
1970	0.049	0.409	0.157	0.768				
1980	0.063	0.407	0.190	0.815				

Incluida la medición de la fecundidad no conocida

Total					0.098	-0.102	0.115	0.987
1970	0.049	0.444	0.193	0.576				
1980	0.062	0.434	0.198	0.720				
Norte					0.077	-0.756	0.640	1.117
1970	0.056	0.454	0.233	0.525				
1980	0.066	0.397	0.261	0.640				
Noreste					0.049	-0.225	0.548	0.677
1970	0.061	0.474	0.202	0.637				
1980	0.068	0.462	0.215	0.688				

Cuadro 4 (conclusión)

	A	Aa	Ab	Ac	B	Ba	Bb	Bc
Sudeste					0.125	-0.102	-0.141	1.245
1970	0.047	0.448	0.200	0.521				
1980	0.062	0.435	0.192	0.746				
Sur					0.139	0.109	0.324	0.566
1970	0.035	0.392	0.146	0.608				
1980	0.048	0.406	0.162	0.729				
Centro-Oeste					0.101	-0.021	0.538	0.483
1970	0.051	0.409	0.188	0.666				
1980	0.065	0.407	0.213	0.745				

A = Proporción de la población femenina constituida por madres solteras que dirigen sus propios hogares.

Aa = Proporción de la población femenina soltera.

Ab = Proporción de la población femenina soltera con hijos.

Ac = Proporción de madres solteras que dirigen sus propios hogares.

B = Variación total expresada como la diferencia en logaritmos.

Ba = Proporción de la variación total debida a cambios en el porcentaje de mujeres solteras.

Bb = Proporción de la variación total debida a cambios en el porcentaje de mujeres solteras con hijos.

Bc = Proporción de la variación total debida a cambios en el porcentaje de madres solteras que dirijan sus propios hogares.

El análisis de estas desigualdades fácilmente podría comprender, por sí solo, un tema para una investigación: los patrones culturales, la estratificación social y los mercados laborales son factores muy variados en Brasil (García Castro, 1989). En consecuencia, las situaciones que enfrentan las madres solteras son diferentes en cada región. Sin embargo, en vez de tratar de analizar las múltiples explicaciones de las desigualdades regionales a la vez, nuestra atención se centra, en este caso, en las diferencias regionales en materia de *cambios* durante los años setenta.

En general, las diversas regiones reflejaron la tendencia nacional de un incremento global en la propensión de las mujeres en edad fértil a ser madres solteras, jefas de hogar. Si se excluye la fecundidad *no conocida*, la tendencia general apunta en dirección de un incremento, causado en gran medida por una mayor proporción de madres solteras

y, secundariamente, por el aumento en la jefatura entre aquellas. Si la fecundidad *no conocida* se entiende como *probablemente con hijos*, entonces la gran contribución proviene del incremento en la predisposición a la jefatura, mientras que el aporte más modesto se deriva del cambio en la condición de fecundidad.

No obstante, se presentaron algunas diferencias notables que ameritan nuestra atención. Veamos el cuadro 4. Por ejemplo, aunque la mayoría de las regiones se ajustaron a la tendencia nacional a una menor proporción de mujeres solteras, el Centro-oeste prácticamente no contribuyó en nada a la disminución (-0.02), pero sí lo hizo substancialmente el Norte (-0.72). El Sur experimentó un *incremento* en la proporción de mujeres solteras (de 0.392 a 0.406). (Aun con este incremento, la proporción de madres solteras en el Sur sigue siendo relativamente baja).

Cuando la condición de fecundidad *no conocida* se excluye del análisis, la tendencia de las madres solteras a encabezar sus propios hogares varía, en contribuciones positivas, de 0.07 en el Sur a 0.44 en el Norte (cuadro 4). La contribución fue *negativa* en el Noreste: -0.198. Ya que habíamos propuesto que un aumento en la proporción de madres solteras jefas de hogar era una indicación de que las familias extendidas se hallaban en vías de desintegración, lógicamente el fenómeno contrario se debería interpretar como un fortalecimiento de tales familias. Otra interpretación podría postular que lo que se observa en el Noreste también podría considerarse como presagio de lo que podría suceder de continuar las tendencias económicas desfavorables.

La anómala situación señalada anteriormente en el Noroeste, deja de serlo si consideramos que el dato de fecundidad *no conocida* incluye la posibilidad de tener un hijo. Pero si utilizamos este sistema de clasificación, la proporción de mujeres solteras con un hijo *desciende* en el Sudeste (cuadro 4). De nuevo, no nos queda sino concluir que la "verdad" se halla probablemente entre ambos extremos pero, en este caso, lo esencial del asunto consiste en determinar dónde.

Una última anomalía que cabe observar es que la variación en la condición de fecundidad tiene un efecto mayor que una simple variación en la jefatura de hogar en el Centro-oeste, aunque se considera la fecundidad *no conocida* como si fuera que la madre *probablemente tuvo hijos* (cuadro 4). Puesto que la fecundidad no parece ser muy peculiar en dicha zona, no podemos sugerir una razón plausible para explicar este resultado.

CONCLUSIONES Y ANALISIS

Durante algún tiempo, la imagen de la familia brasileña tradicional era de una familia grande, extendida y patriarcal (por ejemplo, Smith, 1972). Quedaba implícito —aunque no se mencionaba derechamente— que este sistema *tradicional* requería la existencia de muchas mujeres solteras con hijos. Pero el estudio empírico de las tendencias en la jefatura de hogar femenina fue escaso. Tampoco se estudiaba la situación de las mujeres que se habían quedado viudas o estaban separadas, salvo en lo pertinente al derecho de la mujer a recibir una herencia. En los últimos años, historiadores y otros científicos sociales han centrado su atención en el problema de los hogares dirigidos por mujeres en el pasado (por ejemplo, Díaz y Stewart, 1991; Kuznesof, 1980; Ramos, 1978). Nuestro interés es el presente y el aumento de los hogares con jefatura femenina. Las explicaciones de este incremento se basan en diversos enfoques sobre el *desarrollo* y distan de ser concluyentes (Morrissey, 1989).

Evitamos enfrentar aquí directamente el debate sobre el *desarrollo* porque nuestro propósito ha sido utilizar técnicas sencillas a fin de evaluar los diversos factores demográficos que intervienen en el aumento. Se ha especulado, por ejemplo, que este incremento se debe a varios factores: a un aumento de la ilegitimidad (especialmente entre las adolescentes), a una mayor incidencia de rupturas matrimoniales, a la desintegración de la familia extendida tradicional y patriarcal, o a una combinación de los fenómenos anteriores. Podríamos abordar tal especulación si tenemos en cuenta el *cambio* en la jefatura femenina en función de tres factores demográficos: estado civil, fertilidad y jefatura.

Por lo tanto, nos decidimos a examinar la jefatura entre madres solteras de 15 a 49 años. El aumento de los hogares dirigidos por mujeres puede medirse desde el punto de vista de la proporción de todos los hogares o en función de la proporción de todas las mujeres. Elegimos esta última opción, en gran medida porque el análisis demográfico se orienta hacia unidades individuales. Se puede, asimismo, definir *mujeres jefas de hogar* en función de todas las mujeres o en términos de determinadas mujeres. Centramos nuestra atención en las mujeres solteras de 15 a 49 años que tenían al menos un hijo, lo que constituye probablemente la cuarta parte de todos los hogares dirigidos por mujeres en 1980.

Un obstáculo importante para estudiar el aumento en la jefatura femenina ha sido la falta de disponibilidad de datos confiables. Un buen

ejemplo es la manera de clasificar el estado civil. Descubrimos que la proporción de la población femenina entre 15-49 años catalogada como soltera no aumentó. Descendió la proporción de solteras y viudas, en tanto que el porcentaje de divorciadas y separadas se mantuvo más o menos constante. A pesar de ello, no pudimos llegar a la conclusión de que no habían aumentado las rupturas matrimoniales, debido a que las mujeres que habían disuelto sus uniones consensuales fueron catalogadas como *solteras*, en vez de ser clasificadas de alguna otra forma. Esta misma circunstancia hizo difícil estimar si se había producido un incremento en la *ilegitimidad*, a no ser que ésta se defina como la procreación fuera del *matrimonio* religioso o civil.

También hubo problemas con la medición de la fecundidad. En 1970, la condición de fecundidad de un 5 por ciento de las mujeres solteras de 15 a 49 años aparecía como *no conocida*. El censo de 1980 registró la mitad de esta cifra, pero había una cifra adicional de 3 por ciento *no consignada* en la variable de fecundidad. Los casos omitidos tendían a ser jóvenes solteras de 15 a 19 años.

A pesar de esos problemas, encontramos que los datos eran bastante congruentes con la idea de que la familia tradicional quizás se halle en proceso de desintegración, como lo indica el incremento en la proporción de madres solteras jefas de hogar. La dificultad de interpretar el incremento en la proporción de madres solteras que dirigen sus propios hogares, se complicó por la constatación de que esto ocurría, al parecer, en todo Brasil (salvo en el Noreste), entre las mujeres solteras. ¿Sería que estas mujeres no podían constituir hogares separados, no obstante del deseo de hacerlo?

Un análisis más minucioso según el estado civil, la edad, la residencia urbana/rural y la región completan, en cierta medida, el panorama general. Por ejemplo, descubrimos que la mayor parte de la *variación* se daba entre mujeres solteras de 20 a 34 años. Los cambios en materia de residencia urbana/rural reflejaban, en general, la variación nacional. Pero había ciertas diferencias en los cambios entre las regiones, lo que probablemente reflejaba, en forma parcial, el hecho que las regiones de Brasil podrían considerarse como países distintos, con diversas economías, historias y tradiciones. El Noreste sobresale en algunos aspectos; en otros, el Sudeste. A falta de mejores datos, es difícil evaluar hasta qué punto una anomalía es simplemente algo artificial.

Lo anterior plantea la necesidad de continuar con las investigaciones. De inmediato vienen a la mente varias maneras de mejorar las

investigaciones actuales. Por ejemplo, considerar todo el conjunto de las mujeres entre 15 a 49 años como un solo grupo sin normalizar las edades es algo que nos causa mucha inquietud. El examen de la configuración en cuanto a edad de este grupo en 1970 y 1980 indicó que ese criterio era razonable, aunque el mejor método habría sido la normalización.

Se podría abogar por un examen más detallado, por ejemplo, en cuanto a la diferencia entre residencia urbana o rural, tanto en materia de frecuencia como de variación. También puede sostenerse que la regionalización exagera la situación en los distintos estados. Tal vez tendría más sentido comparar la situación de Belo Horizonte y São Paulo por separado que considerar a ambos como parte del Sudeste urbano.

A pesar de todo, es difícil hacer un análisis más detallado puesto que la información que aquí tenemos es insuficiente. Tuvimos que trabajar con datos cuya calidad distaba mucho de ser ideal. Se podría invertir una cantidad considerable de energía para ajustar estos datos, pero cualquier ajuste se basaría en variadas hipótesis potencialmente discutibles que harían que los resultados fueran criticables.

Se podría buscar otras fuentes de información, como por ejemplo la EDS (Encuesta de Demografía y Salud), aunque aquello parece ser aun peor en calidad que los datos utilizados en este caso. Sabiendo los serios problemas económicos por los que ha pasado Brasil, es difícil especular acerca de la calidad del censo de 1991. La sugerencia más razonable quizás sea concientizar a quienes participan en el censo respecto a los problemas enfrentados; sensibilizar a los que tienen que ver con la elaboración de la próxima encuesta análoga a la EDS sobre lo que deben incluir (junto con otros temas concomitantes) y estimular la recopilación de la información pertinente en encuestas de carácter más local.

BIBLIOGRAFIA

- García Castro, Mary (1989), *Family Gender and Work: The Case of Female Heads of Household in Brazil (States of São Paulo and Bahia) 1950-1980*, Disertación de Post-Grado, The University of Florida.
- Cooney, Rosemary Santana (1979), "Demographic Components of Growth in White, Black and Puerto Rican Female-Headed Families: Comparison of the Cutright and Ross/Sawhill Methodologies", *Social Science Research*, N° 8, pp. 144-158.
- De Vos, Susan (1991), "The One-Person Household in Latin America: A Brief Note", *Social Biology*, Vol. 38, N°s 3-4, pp. 277-280.

- De Vos, Susan y Kerry Richter (1988), "Household Headship Among Unmarried Mothers in Six Latin American Countries", *International Journal of Comparative Sociology*, Vol. 29, N°s 3-4, pp. 214-229.
- Díaz, Arlene J. y Jeff Stewart (1991), "Occupational Class and Female Headed Households in Santiago Maior Do Iguape, Brazil, 1835", *Journal of Family History*, Vol. 16, N° 3, pp. 299-314.
- Doenges, Catherine E. (1991), "Patterns of Domestic Life in Colonial Mexico: Views from the Household", *Latin American Population History Bulletin*, Vol. 19, pp. 14-21.
- Dvorak, Suzanne (1989), *Female Headed Households in an Industrializing Society: Brazil, 1970-1980*, Disertación de Post-Grado, University of Wisconsin, Madison.
- Fonseca, Claudia (1991), "Spouses, Siblings and Sex-Linked Bonding: A Look at Kinship Organization in a Brazilian Slum", *Family, Household and Gender Relations in Latin America*, Elizabeth Jelin (comp.), Londres, Kegan Paul International/Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO), pp. 133-160.
- Garfinkel, Irwin y Sara McLanahan (1986), *Single Mothers and their Children: An American Dilema*, Urban Institute, Washington D.C.
- Goldani, Ana María (1990), "Changing Brazilian Families and the Consequent Need for Public Policy", *International Social Science Journal*, N° 126, pp. 523-538.
- Henriques, Maria Helena F.T. (1989), "Brazil: Changes in Nuptiality and their Fertility Implication", Conferencia UIECP en Nueva Delhi, 1989, Vol. 3, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP), Lieja.
- Kuznesof, Elizabeth A. (1980), "The Role of the Female Headed Household in Brazilian Modernization: São Paulo 1765 to 1836", *Journal of Social History*, Vol. 13, N° 4, pp. 589-613.
- Merrick, Thomas W. y Marianne Schmink (1983), "Households Headed by Women and Urban Poverty in Brazil", *Women and Poverty in the Third World*, editado por Mayra Buvinic, Margaret A. Lycette y William Paul McGreevey (Londres y Baltimore, The Johns Hopkins University Press), pp. 244-271.
- Morrissey, Marietta (1989), "Female Headed Households in Latin America and the Caribbean", *Sociological Spectrum*, Vol. 9, pp. 197-210.
- The Population Council y The International Center for Research on Women (1988), *Concepts and Classifications of Female Headed Households: Implications and Applications for National Statistics*, Apuntes preliminares para "Seminar 1 of The Determinants and Consequences of Female Headed Households", Nueva York.
- Ramos, Donald (1978), "City and Country: The Family in Minas Gerais, 1804-1838", *Journal of Family History*, Vol. 3, N° 4, pp. 361-375.
- Smith, Herbert L. y Phillips Cutright (1985), "Components of Change in the Number of Female Family Heads Ages 15 to 44; an Update and Reanalysis: 1940 to 1983", *Social Science Research*, Vol. 14, pp. 226-250.
- Smith, T. Lynn (1972), "Marriage and the Family in Brazil", *People and Institutions*, cuarta edición, cap. 18, pp. 459-483, Baton Rouge, Louisiana State University Press.
- Wojtkiewicz, Roger A., Sara S. McLanahan e Irwin Garfinkel (1990), "The Growth of Families Headed by Women: 1950-1980", *Demography*, Vol. 27, N° 1, pp. 19-30.
- Wood, Charles H. y José Alberto Magno de Carvalho (1988), "The Demography of Inequality in Brazil", extraído de *The Demography of Inequality in Brazil*, Cambridge University Press.

MODELACION Y PROYECCION DE LA MORTALIDAD EN CHILE*

Ronald D. Lee

(University of California)

Rafael Rofman

(Centro de Estudios de

Población, CENEP,

Buenos Aires)

RESUMEN

En una investigación reciente, Lee y Carter desarrollaron un nuevo método para el análisis y la proyección de series de tiempo de la mortalidad según edad, el que aplicaron a la población estadounidense. En este documento, ampliamos el método enfrentando problemas de datos censales incompletos comunes en los países en desarrollo, y lo aplicamos para proyectar la mortalidad en Chile.

En primer lugar, ajustamos un modelo simple con un parámetro, k , variable a través del tiempo, a las tasas de mortalidad según edad para los años entre 1952 y 1987 para los que se cuenta con datos.

Posteriormente, usamos el modelo para desagregar la mortalidad según edad en las edades mayores y las más jóvenes, ajustando una regresión a los datos para los años seleccionados en k y extrapolando a edades muy avanzadas a través del método Coale-Guo.

* Esta investigación se enmarca en un proyecto sobre "Modelación y Proyección de Series Demográficas en el Tiempo", con financiamiento de NICHHD: RO1-HD24982.

En tercer lugar, utilizamos métodos indirectos para calcular k nuevamente, esta vez para cada año, incluyendo aquellos sin datos disponibles. A continuación, modelamos k como una serie de tiempo proyectándola hasta el año 2065.

Finalmente, derivamos las tasas de mortalidad y las funciones de las tablas de vida junto con los intervalos de confianza. Calculamos que la esperanza de vida aumentará para el año 2065 desde su nivel actual de 72.7 a 84.2 años, con un intervalo de probabilidad de 95 por ciento, de 80.6 a 86.4.

(MORTALIDAD)
(MODELOS)

(METODOLOGIA)

MODELING AND FORECASTING MORTALITY IN CHILE

SUMMARY

In a recent paper, Lee and Carter developed a new method for analyzing and forecasting time series of age specific mortality, and applied it to the U.S. population. In this paper, we extend that method to deal with various problems of incomplete data common in Third World populations, and then apply the method to forecast mortality in Chile.

First, we fit a simple model with one time-varying parameter, k , to age-specific death rates in Chile from 1952 to 1987, except for a few years with missing data.

Second, we use the model to extend the age detail to younger and older ages by regressing data for selected years on k , and by extrapolating to very old ages using the Coale-Guo method.

Third, we reestimate k for all years, including those with missing data, using indirect methods.

Fourth, we model k as a time series and forecast it through 2065.

Fifth, we derive the implied forecasts death rates and life table functions, with confidence intervals. We forecast that e_0 will rise from its current level of 72.7 to 84.2 by 2065, with a 95 percent probability interval of 80.6 to 86.4.

(MORTALITY)
(MODELS)

(METHODOLOGY)

INTRODUCCION

Se observa con frecuencia que la esperanza de vida aumenta más rápidamente en aquellas poblaciones con una esperanza de vida baja y que en la medida que se alcanzan niveles más altos, el ritmo de incremento se desacelera. Indudablemente, esto no es una tendencia universal, tal como lo demuestran todas las poblaciones que tuvieron por milenios una esperanza de vida bajísima.

Durante los siglos XIX y XX, las poblaciones del Tercer Mundo mantuvieron una esperanza de vida baja sin notables variaciones, mientras que en el Occidente ésta era más elevada, tendiendo a aumentar. Durante las últimas décadas, sin embargo, la generalización propuesta al comienzo tiene bastante validez. Ello ocurre por varias razones.

En primer lugar, las regiones del mundo actual con altos niveles de mortalidad tienen la posibilidad de recibir tecnología en salud de aquellos países con bajos niveles de mortalidad. Por consiguiente, la esperanza de vida de los primeros aumenta más rápidamente que en los países desarrollados, aun después de controlar en el nivel inicial.

En segundo término, un descenso sostenido en las tasas de mortalidad atenúa progresivamente el aumento de la esperanza de vida. Esto se debe a que, en la medida que las tasas de mortalidad alcanzan un nivel muy bajo, las ganancias en años de vida de todas las personas "jóvenes" tienen una influencia progresivamente menor sobre la esperanza de vida de la población. En otras palabras, la entropía de la tabla de vida actúa como mediadora del efecto de la declinación en las tasas de mortalidad según edad sobre la esperanza de vida y la entropía descende en la medida que lo hace la mortalidad (Keyfitz, 1977: 62-68). No tomar esto en consideración, puede llevar a un diagnóstico equivocado de la desaceleración en el descenso de la mortalidad.

En tercer lugar, muchos analistas sostienen que la lucha contra la muerte puede volverse mucho más difícil una vez que se domina el tratamiento de las enfermedades transmisibles. El extremo de este punto

de vista sostiene que puede haber un límite en la esperanza de vida, límite al cual ya se acercan las poblaciones actuales de baja mortalidad.

Algunos métodos para proyectar la esperanza de vida incluyen explícitamente una desaceleración basada en supuestos específicos. La idea parece tener sus orígenes en el trabajo inicial de Ansley Coale (Coale y Hoover, 1958) y hoy en día se utiliza en muchas agencias, entre las cuales se encuentran la División de Población de Naciones Unidas, El Banco Mundial, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE). Típicamente, este método consta de dos etapas.

En primer lugar, se proyecta la esperanza de vida según una trayectoria específica y luego se utiliza un sistema de tablas de vida modelo para obtener información detallada según edades. Se supone que las propias trayectorias de la esperanza de vida siguen patrones modelo o, por lo menos, que se aproximan a metas pre-establecidas.

La División de Población de las Naciones Unidas, por ejemplo, maneja el supuesto que cuando e_0 es menor de 61 años, ésta aumentará 2.5 años cada quinquenio, y cuando e_0 se encuentra entre 75 y 77.5 años, aumentará 0.75 años cada quinquenio. Se presupone que la mortalidad en todas las poblaciones del mundo, tanto la masculina como la femenina, converge finalmente hacia tablas de vida, con una e_0 combinada de 85.0 años (Bulatao y Bos, 1989). El Banco Mundial ha utilizado procedimientos similares. Hasta el año 1988 calculaban una e_0 final de ambos sexos combinados en 76.6, pero en las proyecciones a partir de 1988 esta cifra ha sido modificada y ahora se calcula en 86.8 años (Bulatao, 1992).

La Oficina del Censo de los Estados Unidos logra resultados parecidos al ajustar curvas logísticas a las trayectorias del pasado de la esperanza de vida para cada población, con una cota inferior de 25 años y una superior de 83 años para ambos sexos combinados. CELADE calcula proyecciones para los países de América Latina basándose en la convergencia hacia las tablas de vida pre-fijadas. Coale y Guo (1989) propusieron métodos parecidos a éstos.¹ Existen muchas variantes para proyectar la esperanza de vida, pero los métodos recién descritos son los que se utilizan actualmente en las proyecciones más aceptadas.

¹ Las tres agencias proyectan la mortalidad masculina y femenina por separado. Estas tasas han sido promediadas para poder compararlas con las de nuestra proyección.

Estos métodos, sin embargo, tienen varias debilidades. En primer lugar, es probable que sea incorrecto proyectar la esperanza de vida en forma directa, dado que se trata simplemente de una medida sintética y no-lineal de las tasas de mortalidad según edad. Aun en el caso que estas tasas de mortalidad continuaran cayendo a tasas exponenciales constantes según edad, la esperanza de vida aumentaría a un ritmo decreciente debido a la reducción de la entropía. No obstante, nunca se alcanzaría un límite superior.² Por lo tanto, lo más correcto parece ser proyectar las tasas de mortalidad, que es lo que haremos en este artículo. En segundo lugar, la selección de metas o límites es arbitraria incluso en el mejor de los casos y puede conducir con frecuencia a proyecciones excesivamente conservadoras. Seguramente esto fue lo que ocurrió con las proyecciones de las Naciones Unidas y del Banco Mundial (este último, hasta la reciente modificación de sus metas). Finalmente, la curva estándar que relaciona los cambios en e_0 a su nivel es, forzosamente, arbitraria; mucho depende sobre si se supone que las tasas de incremento llegan a cero o si simplemente disminuyen y, en ambos casos, a qué ritmo ocurren los cambios. La proyección de las tasas de mortalidad evita estos problemas.

A pesar que las proyecciones de la mortalidad ejercen un efecto relativamente pequeño sobre el crecimiento proyectado de la población (Lee, 1991), tienen un efecto mucho mayor sobre los pronósticos de envejecimiento de la población, fenómeno que interesa cada vez más a muchos países menos desarrollados. Nosotros proponemos que la mayoría de las proyecciones de las instituciones, incluyendo las de las Naciones Unidas, son demasiado conservadoras como proyecciones del descenso de la mortalidad en esos países y que, por lo tanto, subestiman el ritmo de envejecimiento de la población.

En este documento se proyecta el descenso de la mortalidad en Chile, con el fin de que sirva como un estudio de caso para las poblaciones del Tercer Mundo. La proyección se efectúa mediante un nuevo método desarrollado por Lee y Carter (1992), que primero se aplicó a la población estadounidense. Los resultados del análisis dentro de la muestra demostraron ser bastante sólidos. Su modelo toma en

² Obviamente, si la falta de datos nos obliga a suponer que q_x se vuelve 1 en alguna edad, esa edad será una cota superior efectiva, aun si el resto de las tasas de mortalidad caen arbitrariamente a niveles cercanos a cero. Ese resultado, sin embargo, es simplemente un artificio.

consideración la variación a lo largo del tiempo en las tasas de mortalidad según edad, desde 1933 hasta 1989, con sólo un parámetro variable en el tiempo. Sus proyecciones de la esperanza de vida, junto con los intervalos de probabilidad asociados, parecen razonables, a pesar de ser considerablemente más altos que las proyecciones efectuadas por la Oficina del Censo de los Estados Unidos y las del "Social Security Actuary". Además, mientras que el aumento en la esperanza de vida sufrió una fuerte desaceleración a través del siglo en Estados Unidos, la tendencia en el parámetro variable era lineal; su descenso durante la primera mitad del siglo fue de la misma intensidad que en la segunda mitad. Esta linealidad facilitó enormemente la proyección.

En este artículo, el método de Lee y Carter es aplicado a la mortalidad de ambos sexos combinados en Chile.³ A pesar que los datos de mortalidad disponibles en este país son excepcionalmente buenos en comparación con los de otros países en desarrollo, presentan varios problemas que no se encuentran en Estados Unidos.

En primer lugar, la serie de tiempo de las tasas centrales de mortalidad según edad abarca un tiempo más corto en Chile (1952 a 1987). En segundo término, hubo información que no estuvo disponible para los autores en el momento de efectuar este estudio. Por ejemplo, faltan datos para los años 1955, 1965 y 1970, lo cual interrumpe la serie. Tampoco se dispuso de las muertes de los grupos de edades 0-4 y 1-4 separadamente, sino que se encontraron datos sólo para el grupo 0-4. En tercer lugar, en muchos casos las tasas de mortalidad no se publicaron según edad más allá de los 65 años. Por último, los únicos datos de la distribución según edad de la población disponibles anualmente estaban truncados.

Por todo estos motivos, los datos representan nuevos desafíos al método. En este artículo también se harán sugerencias respecto de algunas formas en las que el método puede ser aplicado a otros países cuyos datos son mucho menos completos que los de Chile.

En Chile, la esperanza de vida en 1952 era de 52 años; en 1987 había subido a 73, es decir, 21 años durante un período de tiempo de 35 años. En Estados Unidos, la esperanza de vida era de 52 años en 1900, pero no fue hasta 1976 que llegó a ser de 73 años, el último valor observado en Chile. Por lo tanto, en Estados Unidos, la esperanza de

³ Para aplicar el método a proyecciones de la mortalidad masculina y femenina, véase Carter y Lee (1992).

vida tardó casi dos veces lo que tardó en Chile en recorrer el mismo rango. Las aplicaciones no difieren mucho entre sí en cuanto a los niveles más bajos de la esperanza de vida, aunque ésta en Estados Unidos es algo mayor que en Chile a finales del período de análisis (75.5 y 72.7, respectivamente).

El método que se utilizó en este estudio es básicamente uno de extrapolación, aunque en nuestra opinión es superior a otros métodos de esta naturaleza. Tales métodos se basan en el supuesto implícito que, de alguna manera, el futuro será como el pasado. Este supuesto puede ser equivocado toda vez que una población podría sufrir una gran catástrofe o podría haber grandes avances inesperados en el campo médico. Tales posibilidades no se desechan, más bien están implícitas en las proyecciones y en los intervalos de probabilidad asociados a las ocurrencias de este tipo en el pasado. No es posible, sin embargo, anticipar discontinuidades históricas abruptas que pudieran tener consecuencias poblacionales de gran magnitud.

EL MODELO

El modelo básico tiene la virtud de ser extremadamente simple. Para la matriz $m_{x,t}$ de tasas centrales de mortalidad del grupo de edades, x , en un período de tiempo, t , el modelo es el siguiente:

$$1. \ln(m_{x,t}) = a_x + k_t b_x + \varepsilon_{x,t}$$

En este modelo, a_x es una constante aditiva específica a cada edad; el conjunto de las a_x describe la forma general del perfil de la mortalidad. El coeficiente b_x describe cómo cambia la situación cuando el parámetro k varía. El parámetro k_t , variable en el tiempo, es una medida del nivel de la mortalidad en el período t . $\varepsilon_{x,t}$ es un término de error con características que se explicarán más adelante. El modelo de la ecuación 1 fue desarrollado en forma independiente por Gómez de León, quien lo aplicó a datos censales mexicanos y noruegos (1990 y notas personales).

Dados los vectores a y b , se puede generar toda una familia de tablas de vida al variar k . Cuando $k = 0$, se origina una tabla de vida donde los logaritmos de las tasas centrales de mortalidad equivalen a a_x . Cuando $k = 1$, se genera una tabla de vida donde los logaritmos de las tasas de mortalidad equivalen a $a_x + b_x$. Al usar valores negativos de k , se originan niveles arbitrariamente bajos de mortalidad, siempre

positivos, mientras que valores positivos de k llevarán a niveles arbitrariamente altos de mortalidad.⁴

Estas tablas de vida podrían considerarse pertenecientes a una familia de tablas de vida modelo, calculadas para ajustar la experiencia de la mortalidad representada por la matriz de datos m , e indexada según el parámetro k , análogo al “nivel” de las tablas modelo de Coale-Demeny.

El procedimiento básico consiste en ajustar un modelo de este tipo para obtener valores de a , b y k . Los valores de k_t forman una serie de tiempo que posteriormente se modela y se proyecta a través de métodos del análisis estadístico de series de tiempo (ARMA o modelación Box-Jenkins). Las proyecciones y los intervalos de confianza para las tasas según edad, junto con otros valores de la tabla de vida, se pueden obtener al insertar dentro de la ecuación 1 los valores proyectados de k_t .

EL CALCULO DE a_x Y b_x

Se acaba de ver que los coeficientes a_x y b_x definen una familia de tablas de vida modelo. En la mayoría de los casos, esta familia de tablas se puede construir usando los datos censales de la población cuya mortalidad se pretende analizar, aun cuando los datos disponibles sean bastante incompletos.

El requisito mínimo para calcular estos valores es dos tablas de vida de una calidad relativamente buena, que representen esperanzas de vida al nacer que difieran en al menos dos o tres años. En el caso de que esto se logre, y después de revisar posibles irregularidades de las curvas de mortalidad, a_x se iguala al logaritmo de las tasas de mortalidad en una tabla, mientras que b_x se calcula como la diferencia entre el logaritmo de las tasas de mortalidad en ambas tablas. A partir de la ecuación 1, sabemos que cuando $k = 0$ esto nos dará como resultado la primera tabla de vida y que cuando $k = 1$, tendremos la segunda. Cuando $0 < k < 1$ podemos originar más tablas de vida a través de una interpolación exponencial entre las dos tablas dadas. Finalmente, cuando k se encuentra fuera de este rango, podemos generar nuevas tablas de vida por extrapolación.

⁴ Las tasas de mortalidad en este modelo no serán acotadas por arriba. En rigor, el modelo debe aplicarse a la fuerza de la mortalidad, lo que no tiene límite superior. En aplicaciones a las tasas centrales de mortalidad, y bajo circunstancias muy especiales y poco comunes, puede ser recomendable imponer una cota superior a 1 a las tasas por medio de la transformación logística, en vez de la logarítmica.

Si no se puede obtener dos tablas de vida adecuadas para este fin, se puede recurrir a tablas de vida modelo de estilo genérico, como por ejemplo las de Coale-Demeny o las de las Naciones Unidas. Se escogen dos tablas de vida que tengan unos años de diferencia entre e_0 y se usan para calcular a_x y b_x de la misma manera anteriormente descrita. Otra solución para este problema consiste en usar tablas de vida de otra población que tenga patrones de mortalidad según edad, similares. En cambio, si sólo se puede lograr una tabla de vida de la población correspondiente, entonces lo más correcto sería tomar a_x como el logaritmo de las tasas centrales de mortalidad de esa tabla e inferir los valores de b_x al diferenciar el logaritmo de las tasas de mortalidad de las dos tablas de vida modelo.

Suponemos que muchas aplicaciones a países del Tercer Mundo tendrían que recurrir a uno de estos procedimientos. En otros países, sin embargo, puede haber una mejor colección de curvas de mortalidad. En Chile, por ejemplo, hay datos disponibles sobre las tasas de mortalidad según edad hasta los 65+ años desde 1952 hasta 1987. En casos como éste, el modelo de la ecuación 1 puede ajustarse a la matriz de las tasas de mortalidad. Un ajuste de mínimos cuadrados no se puede lograr usando regresión ordinaria, dado que el modelo no contiene una variable observada en el lado derecho de la ecuación; en particular, el segundo término es el resultado de dos variables no observadas, k_t y b_x . Es posible obtener una estrecha aproximación a la solución de los mínimos cuadrados al usar métodos de regresión ordinaria,⁵ aunque se puede obtener una solución exacta por medio del primer elemento de la "Singular Value Decomposition", SVD (Wilmoth, 1990). Siempre que haya más de dos curvas de mortalidad disponibles, es recomendable hacer algún cálculo de mínimos cuadrados.

Habría que destacar que los coeficientes en la ecuación 1 no tienen una solución única. Si (a, b, k) constituye una solución, entonces $(a, cb, k/c)$ y $(a-cb, b, k+c)$ también son soluciones. Por lo tanto, debemos disponer de algún sistema conveniente de normalización para los coeficientes. En lo que sigue, los valores de b_x se normalizan para que sumen 1 y los valores de k_t se normalizan para sumar 0. Bajo este sistema de normalización se puede demostrar que a_x equivale a los valores promedio de $\ln(m_{x,t})$.⁶

⁵ Para lograr esto, se usa el método de normalización que sigue, con el fin de calcular a_x para representar los promedios según edad a lo largo del tiempo de los logaritmos naturales de las tasas centrales de mortalidad.

⁶ Obsérvese que esto no es la normalización comúnmente utilizada con SVD.

EL CALCULO DE k_t

A través de uno de los procedimientos recién descritos, podemos obtener valores para a_x y b_x . Si durante esos cálculos fue posible usar una matriz relativamente grande de tasas de mortalidad según edad, como fue el caso en los cálculos para Chile y Estados Unidos, entonces k_t habrá sido calculado simultáneamente a a_x y b_x . Por lo general, estos valores de k_t deben ser descartados y sustituidos por los valores conseguidos a través de uno de los métodos descritos a continuación.

Esto se debe a las razones siguientes: en primer término, las series del total de muertes y de la población total pueden ser más completas y más largas que las de los datos de mortalidad según edad. Por ejemplo, en Estados Unidos, los datos sobre el total de muertes y de la población total tienen series completas desde 1900, mientras que sólo a partir de 1933 están disponibles datos adecuados sobre las tasas de mortalidad según edad. Además, los datos sobre el total de muertes y de la población total están disponibles inmediatamente, mientras que las tasas de mortalidad según edad sólo se publican con dos o tres años de rezago. Por lo tanto, volver a calcular k usando datos más completos puede facilitar una proyección más sólida y más exacta. En segundo lugar, el modelo de la ecuación 1 se ajusta a los logaritmos de las tasas de mortalidad y, por consiguiente, las estimaciones de k_t dan un peso igual a las tasas de mortalidad en edades donde éstas son bajas, como por ejemplo de 10-14 años, que al ajuste en aquellas edades donde las tasas son muy altas, por ejemplo de 70-74 años. En consecuencia, las tasas de mortalidad ajustadas pueden no coincidir con el número total de muertes observadas cuando éstas se aplican a la distribución por edad de la población. Un segundo ajuste garantiza la coherencia con el total de muertes registradas. En tercer lugar, en algunos países el registro del total de muertes puede ser mucho más exhaustivo que el registro de muertes según edad.

En este caso, un segundo ajuste del modelo para hacerlo calzar con el total de muertes observadas puede facilitar un mejor cálculo indirecto de la mortalidad, en el cual la diferencia del número de muertes se distribuye según edad de una manera coherente con los patrones generales de la mortalidad según edad. Finalmente, en muchos casos es posible ampliar el rango de edades a través de cálculos hechos por segunda vez, como veremos a continuación.

Hay al menos tres formas de realizar un nuevo cálculo de k_t . La decisión de cuál usar depende de los datos disponibles. El Método A

requiere una serie de tiempo del total de muertes, junto con una serie completa de la distribución según edad de la población, y que éstas correspondan a los mismos años. Para cada año, se busca el valor (único) de k , el cual, al aplicar la distribución según edad de la población a la curva de mortalidad correspondiente, produce el número exacto de muertes observadas. Es decir, a través de un procedimiento iterativo de búsqueda, encontramos el valor de k_t que nos da una solución a la ecuación:

$$2. D_t = \sum [P_{x,t} \exp(a_x + k_t b_x)].$$

Este método se usó para los Estados Unidos para el período 1900-1989. (Lee y Carter, 1992).

El Método B, desarrollado por Rafael Rofman, se usa cuando no existe una serie completa de la distribución según edad de la población, pero sí una de muertes según edad. El valor de k_t en este caso produce un tamaño de población para cada edad y se obtiene al dividir el número de muertes observadas en cada edad por la tasa de mortalidad según edad derivada de k_t . Al sumar estos valores a través de todas las edades, se consigue el tamaño total de la población derivado de k_t . Se busca el valor de k_t que determina el tamaño observado de la población total en el año t , una vez dada la distribución según edad de las muertes en el año t . Es decir, se busca el valor de k_t que soluciona la siguiente ecuación:

$$3. P_t = \sum [D_{x,t} / \exp(a_x + k_t b_x)].$$

Tal método es el usado en este estudio para los datos de Chile desde 1952 hasta 1987. En el Apéndice se consignan detalles del cálculo y se explican los pasos que deben seguirse para realizar la búsqueda iterativa referida.

El Método C se basa en el principio de “proyección inversa” (Lee, 1985). Se usa cuando hay datos bastante completos de la distribución inicial según edad de la población (para un período de tiempo T) y datos anuales del total de muertes y nacimientos. Este método no sólo calcula k_t (cuando $t > T$), sino también la distribución según edad de la población para cada período de tiempo. El procedimiento es muy simple: se soluciona la ecuación 2 para k_{T+1} usando la distribución inicial según edad $P_{x,T}$, y las muertes y los nacimientos del primer período, D_T y B_T , respectivamente. A continuación, se prepara la tabla de vida derivada de k_{T+1} lo que, junto con B_T , se usa para proyectar $P_{x,T}$ y así obtener $P_{x,T+1}$. Esto lo repetimos para obtener k_{T+2} y $P_{x,T+2}$, y así sucesivamente

hasta cubrir el período total que abarcan los datos de nacimientos y muertes. En un estudio posterior, este método será aplicado a datos chinos entre 1953-1990.

LIMITACIONES DE LOS DATOS Y PROCEDIMIENTOS ADICIONALES

Se sabe que la información de la mortalidad en Chile es de buena calidad por lo cual, para fines de este estudio, se han usado los datos sin ajustar. En algunas ocasiones, sin embargo, los datos son incompletos. Se mencionaron anteriormente las limitaciones de los datos disponibles y, en esta sección, propondremos formas para superar la mayoría de éstas usando el modelo recién descrito (Método B). Los datos de la población y de las muertes según edad provienen de "Demografía" (publicación del INE), desde 1952 hasta 1987. Datos adicionales de mortalidad se obtuvieron de los censos nacionales de 1960, 1970 y 1982. A partir de estos datos, fue posible calcular las tasas centrales de mortalidad para los grupos por edad 0-4, 60-64 y 65+. Sin embargo, no fue posible calcular las tasas de mortalidad para 1955 ó 1965. En estos casos se usó el SVD para ajustar el modelo a las tasas de mortalidad según edad, dando así valores de a_x y b_x junto con valores de k_t desde 1952 hasta 1987, con la excepción de 1955 y 1965.

Quisimos obtener mayor detalle sobre la edad, que lo que mostraban los datos originales. Afortunadamente, fue posible calcular la mortalidad infantil y las tasas de mortalidad de las edades 1-4, 5-9,...,80-84, 85+ para los años censales 1952, 1960, 1970 y 1982. Para aquellos grupos de edades sin el detalle según edad simple (0, 1-4, y los grupos más allá de los 65 años), se empleó una regresión ordinaria de mínimos cuadrados para calcular la ecuación 1, ya que se tenían a mano los primeros cálculos de k_t , obtenidos de la forma anteriormente descrita. Estos primeros valores de k simplemente se consideran como predeterminados.

A continuación, se aplicaron estos nuevos valores de a_x y b_x , procedentes de los grupos de edades adicionales, junto con los valores ya calculados de k_t para cada año calendario a la ecuación 1 para generar valores de mortalidad de los grupos que faltaban. Por consiguiente, se obtuvieron nuevas estimaciones de las tasas de mortalidad según edad para los grupos 0, 1-4, 65-69,...,80-84, 85+ para cada año desde 1952 hasta 1987, con la excepción de 1955 y 1965 (para los cuales, en esta etapa, aún no se tienen valores de k).

Según la tabla de vida de 1987, casi la cuarta parte de los nacimientos sobrevivirá hasta los 85 años. Frente a una fuerte caída en la mortalidad, esta proporción podría aumentar dramáticamente (hasta más de 50 por ciento según nuestras proyecciones). Por consiguiente, nos propusimos modelar y proyectar la mortalidad de los grupos mayores de 80-84 años. La categoría abierta de 85+ simplemente era demasiado inclusiva. Para estimar la mortalidad según edad para estas edades avanzadas empleamos un método desarrollado por Coale y Krisker (1987), y Coale y Guo (1989), que involucra una modificación de la curva Gompertz.

En esta modificación, hay una desaceleración en el ritmo al cual aumenta la mortalidad con la edad, tal como se puede observar en poblaciones que tienen datos confiables para estas edades. Basándose en las tasas de mortalidad de cada año para los grupos de edades 75-79 y 80-84, se usó este procedimiento para obtener las tasas de mortalidad según edad de las edades aún mayores, hasta los 105-109 años para todos los años entre 1952 y 1987, con la excepción de 1955 y 1965. Por supuesto que añadir 55 años de tasas de mortalidad a las observadas de 0 a 65 años es una intervención sujeta a bastante incertidumbre. Sin embargo, creemos que esto es más efectivo que restringir nuestro análisis a las tasas de mortalidad hasta la edad de 65 ó 85 años. El usuario puede truncar las tablas de vida en cualquier edad que desee.

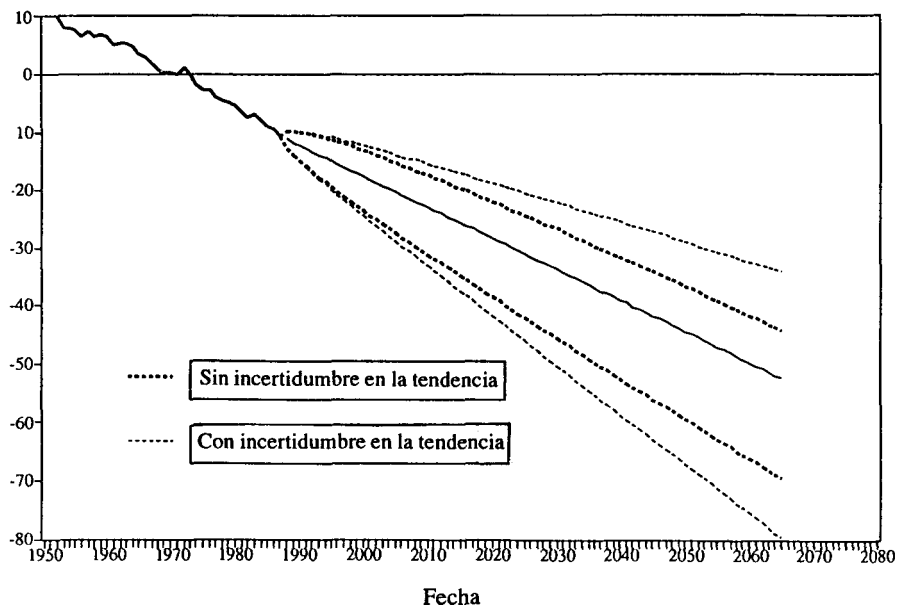
Finalmente, se volvió a calcular k_t usando el Método B anteriormente descrito. Para Chile, se encuentra disponible la distribución por edad de la población anualmente durante el período en consideración pero, en la mayoría de los casos, estas cifras sólo incluyen hasta los 65 y más años de edad. Sin embargo, para cada año disponemos de la distribución según edad de las muertes hasta los 100 años. Usando el Método B, fue posible volver a calcular k_t para cada año desde 1952 hasta 1987. También se podría haber usado el Método C.

EL MODELO AJUSTADO

Las tendencias de mortalidad del pasado están resumidas en el gráfico 1, en el cual la esperanza de vida al nacer (de ambos sexos combinados), calculada a través de los procedimientos recién descritos, está trazada anualmente desde el año 1952. La esperanza de vida ha aumentado dramáticamente, desde 52 a 73 años, o a un ritmo promedio de 0.60 años (=21/35) por año calendario.

**ESPERANZA DE VIDA CON INTERVALOS DE CONFIANZA
DE 95 POR CIENTO, 1952- 2065**

Esperanza de vida (años)

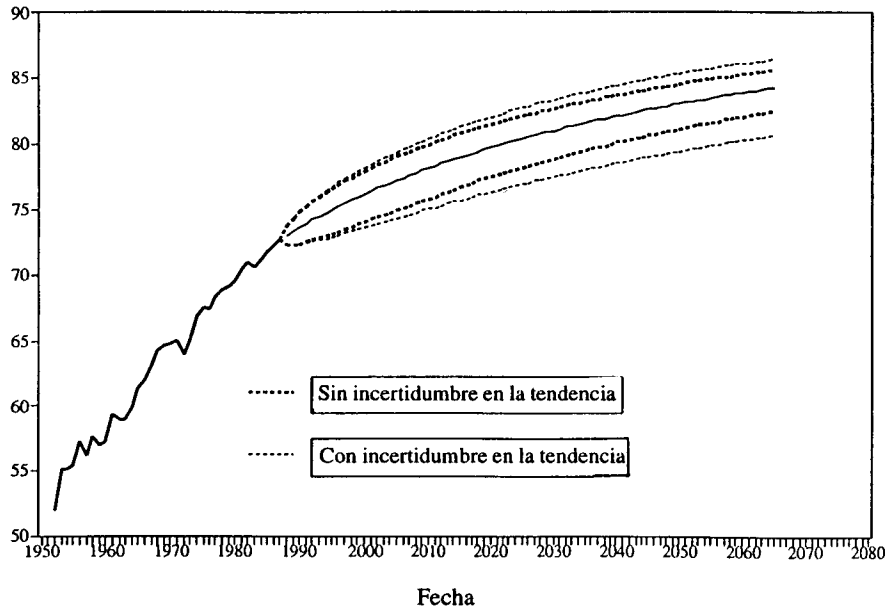


El gráfico 2 muestra la trayectoria temporal de las nuevas estimaciones de k_t desde 1952 hasta 1987. Obsérvese que la tendencia es más o menos lineal, aunque hay algunos indicios de una desaceleración del ritmo de disminución en la segunda mitad del período. La volatilidad de la serie no parece cambiar durante el período. Con el fin de estudiar el problema de la desaceleración versus la disminución lineal, dividamos el período de 35 años en dos partes, tomando 1970 como el año divisor. Desde 1952 hasta 1970, e_0 se incrementó en 12.8 años o, dicho de otra forma, al ritmo anual de 0.71 años. Desde 1970 hasta 1987, aumentó en 8.0 años, o a un ritmo de 0.47 años por año calendario. El ritmo de incremento de e_0 durante la primera mitad del período fue 51 por ciento más acelerado que durante la segunda. Sin embargo, cuando hacemos estos cálculos con los valores de k , encontramos que se redujo un 20 por ciento más rápido durante la segunda mitad del período.

Gráfico 2

**INDICE DE MORTALIDAD CON INTERVALOS DE CONFIANZA
DE 95 POR CIENTO, 1952-2065**

Indice de mortalidad (k)



El cuadro 1 muestra los valores ajustados de a_x y b_x , ampliados de la forma antedicha para incluir la mortalidad infantil y la mortalidad en edades avanzadas durante todo el período considerado. Recuérdese que los b_x reflejan la tasa de declinio exponencial relativa de la mortalidad de los distintos grupos de edades. Las tasas de descenso son mayores en las edades más jóvenes y disminuyen en forma constante al avanzar la edad, con un corto período de inversión entre los 25-40 años.

El gráfico 3 presenta el ajuste dentro de la muestra del modelo de la ecuación 1, con base en los cálculos de a , b , y k , para edades seleccionadas. Evidentemente, el ajuste es bueno.

Las líneas superiores del gráfico 4 ilustran de otra forma las tasas ajustadas y observadas, al mostrar la comparación transversal según edad. De nuevo se nota que el ajuste es bueno. Los trazados de las tasas observadas llegan sólo hasta los 60-64 años dado que no hay datos disponibles para las edades más avanzadas.

Cuadro 1
VALORES AJUSTADOS DE a_x Y b_x PARA 1952-1987

Edad	a_x	b_x
0-1	-2.72821	0.10733
1-4	-5.70969	0.14029
5-9	-7.06995	0.08424
10-14	-7.19694	0.06608
15-19	-6.67445	0.06474
20-24	-6.28906	0.06044
25-29	-6.06870	0.07037
30-34	-5.83055	0.07447
35-39	-5.56345	0.06229
40-44	-5.22681	0.05245
45-49	-4.90195	0.04274
50-54	-4.54912	0.03310
55-59	-4.16759	0.03698
60-64	-3.80889	0.02975
65-69	-2.94406	0.02295
70-74	-2.94406	0.02295
75-79	-2.52324	0.01850
80-84	-2.23171	0.00910
85-89	-1.90859	0.00236
90-94	-1.55389	-0.00172
95-99	-1.16760	-0.00314
100-10	-0.74974	-0.00191
105-11	-0.30028	0.00199

Gráfico 3

**TASAS DE MORTALIDAD OBSERVADAS Y AJUSTADAS
(ESCALA LOGARITMICA), 1952-1987. EDADES SELECCIONADAS**

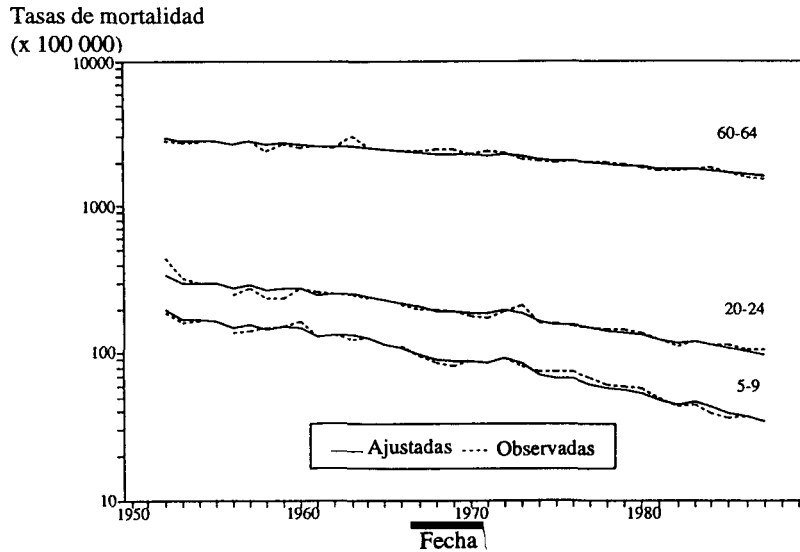
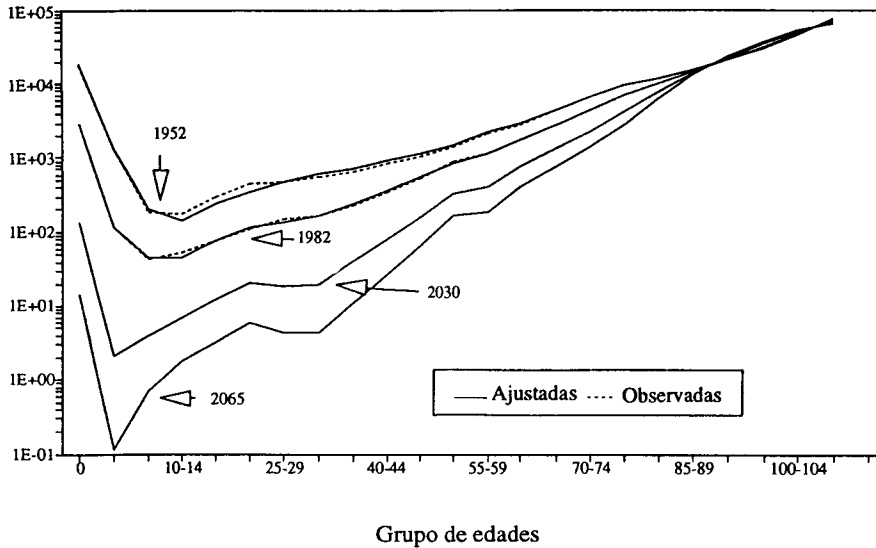


Gráfico 4

**MORTALIDAD SEGUN EDAD, OBSERVADA, AJUSTADA Y PROYECTADA.
FECHAS SELECCIONADAS**

Tasas de mortalidad
según edad (x 100 000)



**PROYECCION DEL INDICE DE
MORTALIDAD, k_t**

El siguiente paso es modelar y proyectar los valores calculados de k como una serie de tiempo. Los procedimientos estándares (Box y Jenkins, 1971) indican que k_t queda bien modelado como un proceso aleatorio con tendencia. Este se calcula de la siguiente forma:

$$4. k_t = -0.5914 + k_{t-1} + u_t \cdot (0.1209)$$

Error estándar de la regresión = 0.7150.

El término constante refleja la tendencia en la mortalidad; mientras mayor sea la constante, más acelerado será el descenso. El término de error, u_t , refleja el grado de incertidumbre de las predicciones del

modelo por causa de “innovaciones”. En los modelos de este tipo, el error aumenta sin límites a medida que se alarga el período de proyección y la influencia de los errores del pasado no disminuye con el tiempo. El modelo ajustado a las series de tiempo estadounidenses por Lee y Carter (1992), fue de este tipo. Está comprobado que este sencillo modelo evita una gran variedad de problemas, tales como la autocorrelación en los residuos, los cambios en la tendencia a través del tiempo, la falta de una proyección adecuada dentro de la muestra, la no-normalidad de los residuos, etc.

Cuando se usa la ecuación 4 para proyectar k se encuentran dos fuentes de error. La primera es el error de innovación, proveniente de ϵ . Cuando k se proyecta desde el período base, T , por s años hasta el momento $T + s$, la varianza del error de la proyección proveniente de u será $s*Var(u)$. Por otro lado, surge otro error debido a que no se conoce la tendencia con certeza. La incertidumbre de la tendencia se mide a través de la varianza (es decir, el error estándar al cuadrado) de la constante. A fines de los s períodos, esto contribuye en $s^2*Var(c)$ a la varianza del error de proyección. Por lo tanto, la varianza total del error de la proyección de k_{T+s} es $[s*Var(u) + s^2*Var(c)]$, y el error estándar es la raíz cuadrada de esta cantidad.

El gráfico 2 traza las proyecciones de k a base de la ecuación 4. En este gráfico se muestran dos grupos de intervalos de probabilidad de 95 por ciento. El primero refleja la incertidumbre que surge del error de innovación. El segundo refleja la incertidumbre combinada del error de innovación u y del cálculo de la tendencia. Es evidente que la inclusión de incertidumbre en la tendencia amplía los intervalos de confianza substancialmente.

Por lo general, no se recomienda proyectar mucho más allá de la mitad del período de muestra, que en este caso sería tan sólo 18 años. Sin embargo, aquí la proyección abarca más del doble del período de muestra, lo que nos hace recordar la fragilidad de las proyecciones. Tomar en cuenta la incertidumbre proyectada proveniente del error en el cálculo de la tendencia es un buen comienzo en este sentido.

PROYECCION DE LAS TASAS DE MORTALIDAD

El paso siguiente es usar estas proyecciones de k , junto con los valores estimados de a y b , para calcular las proyecciones de todas las tasas centrales de mortalidad según edad por cada año del período proyectado.

También es posible calcular el límite de probabilidad superior e inferior del intervalo de 95 por ciento a base de aquellos calculados en la proyección de k .

El cuadro 2 muestra las proyecciones puntuales de las tasas centrales de mortalidad en intervalos de diez años desde 1990 hasta 2065.

El gráfico 5 traza las proyecciones de tasas seleccionadas de este cuadro, y dado que esto se hace sobre una escala logarítmica, las pendientes de las líneas representan las tasas de descenso. De acuerdo con la discusión anterior sobre el cálculo de los b_x , puede observarse que las tasas se reducen más rápidamente en edades más jóvenes, con la excepción del grupo de 30-34 años. El perfil transversal de la mortalidad se encuentra en el gráfico 4. Extrañamente, resalta una característica poco plausible: se proyecta que las tasas de mortalidad del grupo 1-4 declinarán más aceleradamente que cualquier otro grupo, alcanzando los niveles más bajos en forma notoria. Esto no corresponde a los patrones observados en aquellas poblaciones que actualmente tienen muy bajos niveles de mortalidad.

También se manifiesta otra peculiaridad: la doble intersección de las tasas de mortalidad en edades muy avanzadas, la primera vez en el grupo de 90-94 años y la segunda en el de 100-104. Esta anomalía a veces se produce al usar el método Coale-Guo, como se puede comprobar revisando algunas de sus Tablas de Vida Modelo Oeste (Coale y Guo, 1989).⁷ Habría que prestar atención, además, al hecho que se proyecta que algunas tasas de mortalidad caerán a niveles bajísimos para el año 2065. Por ejemplo, se proyecta que la tasa para el grupo 1-4 será de 1 en cada millón en ese año, y que la del grupo 5-9 será de 7 en cada millón, lo que no es muy creíble. Sin embargo, las tasas para las edades más jóvenes contribuyen relativamente poco a los altos niveles de esperanza de vida previstos. En la actualidad, cerca de un 97 por ciento de nacimientos sobrevive hasta los 25 años y no es inverosímil suponer que este porcentaje aumentará a 99 por ciento para el año 2010. Si este porcentaje se incrementara solamente a 99.50 en vez del 99.93 proyectado para el año 2065, ello restaría sólo 0.36 años de la proyección de e_0 .⁸

⁷ El usuario puede preferir truncar las tablas de vida a los 85 años, descartando así la extrapolación de Coale y Guo. Otra solución sería cerrar las tablas de vida a los 85 años a través de una extrapolación estándar Gompertz, en vez de usar el método Coale-Guo.

⁸ Se calcula de la siguiente forma: $0.995 - 0.99927 = -0.00427$. Supóngase que todas las muertes de las edades más jóvenes ocurren a la edad 0. De esta forma, la esperanza de vida se reduciría en: $(0.00427/0.99927) * 84.19 \text{ años} = 0.36 \text{ años}$.

Cuadro 2

**PROYECCIONES DE LAS TASAS DE MORTALIDAD SEGUN EDAD
POR CADA 100 000 HABITANTES EN INTERVALOS
DE DIEZ AÑOS, 1990-2065**

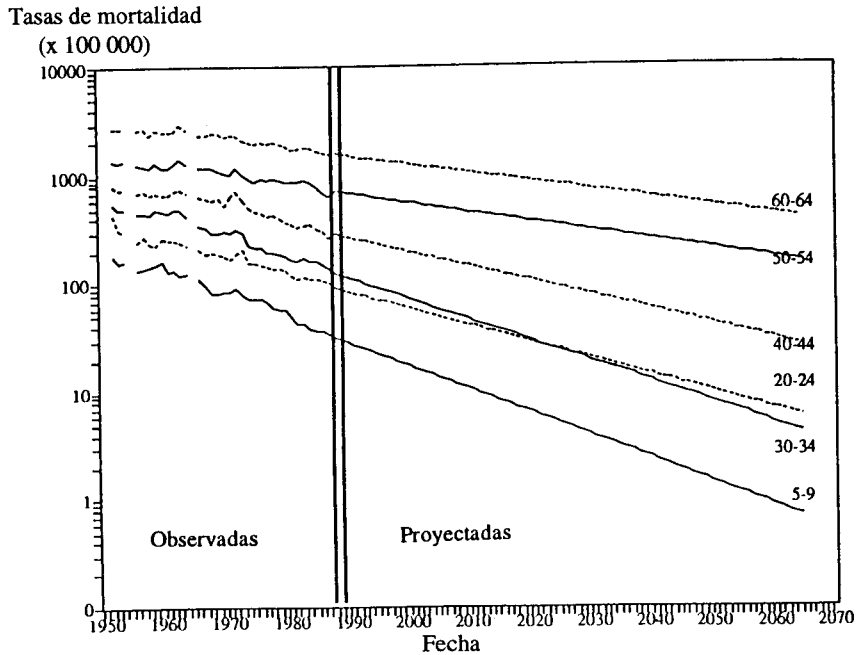
Grupo de edades	1990	2000	2010	2020	2030	2040	2050	2065
0-1	1 710.88	906.92	480.76	254.84	135.09	71.61	37.96	14.65
1-4	57.50	25.08	10.94	4.77	2.08	0.91	0.40	0.11
5-9	29.70	18.05	10.97	6.66	4.05	2.46	1.50	0.71
10-14	32.82	22.20	15.02	10.16	6.88	4.65	3.15	1.75
15-19	56.28	38.38	26.17	17.85	12.17	8.30	5.66	3.19
20-24	87.29	61.06	42.71	29.87	20.89	14.61	10.22	5.98
25-29	96.13	63.41	41.82	27.59	18.20	12.00	7.92	4.24
30-34	115.89	74.61	48.03	30.92	19.91	12.82	8.25	4.26
35-39	176.24	121.94	84.37	58.37	40.39	27.94	19.33	11.13
40-44	279.04	204.63	150.06	110.04	80.70	59.18	43.40	27.25
45-49	435.89	338.54	262.93	204.21	158.60	123.18	95.67	65.48
50-54	699.60	575.21	472.94	388.85	319.71	262.87	216.13	161.13
55-59	976.16	784.40	630.32	506.50	407.00	327.05	262.81	189.31
60-64	1 529.34	1 282.61	1 075.68	902.14	756.59	634.53	532.16	408.72
65-69	2 431.79	2 077.82	1 775.38	1 516.96	1 296.15	1 107.49	946.28	747.39
70-74	3 953.38	3 451.62	3 013.55	2 631.07	2 297.13	2 005.58	1 751.03	1 428.49
75-79	6 365.70	5 705.90	5 114.49	4 584.38	4 109.21	3 683.30	3 301.53	2 801.77
80-84	9 581.43	9 079.32	8 603.53	8 152.67	7 725.43	7 320.59	6 936.96	6 398.88
85-89	14 398.33	14 198.75	14 001.93	13 807.84	13 616.44	13 427.69	13 241.56	12 967.19
90-94	21 601.86	21 822.95	22 046.30	22 271.94	22 499.89	22 730.17	22 962.81	23 316.24
95-99	32 356.78	32 964.11	33 582.83	34 213.17	34 855.34	35 509.56	36 176.06	37 199.34
100-105	48 387.82	48 936.75	49 491.89	50 053.34	50 621.16	51 195.41	51 776.19	52 659.72
105+	72 244.26	71 399.45	70 564.54	69 739.38	68 923.87	68 117.91	67 321.36	66 143.97

Una vez que las tasas de mortalidad según edad junto con los intervalos de probabilidad correspondientes hayan sido proyectados para cada año, se puede proceder a calcular las tablas de vida. El cuadro 3 muestra las cifras proyectadas de los sobrevivientes hasta cada edad (es decir, valores de l_x), de cada 100 000 nacimientos. En él se proyecta que la proporción que sobrevive hasta los 65 años aumentará desde 0.76 en 1990 a 0.94 para el año 2065, y que la proporción que sobrevive hasta los 85 crecerá de 0.24 a 0.54.

La incertidumbre de las proyecciones de las tasas de mortalidad proviene de la incertidumbre de las proyecciones de k . Sin embargo, existen fuentes de error adicionales que surgen de fallas en el ajuste del modelo en cada edad ($\epsilon_{x,t}$ de la ecuación 1) y de errores de estimación de los coeficientes a_x y b_x . Estas fuentes de error adicionales son analizadas

Gráfico 5

TASAS DE MORTALIDAD SEGUN EDAD, OBSERVADAS Y PROYECTADAS. EDADES SELECCIONADAS



en Lee y Carter (1992, Apéndice 2). Su influencia puede ser importante durante las primeras dos décadas de la proyección, pero más adelante se vuelve insignificante frente a la influencia de los errores provenientes de la proyección de k .

En lo que sigue, se ignoran todos los tipos de errores que no sean aquellos provenientes de la proyección de k . Esto simplifica mucho la estructura de error de la proyección, dado que los errores en $\ln(m_{x,t})$ en cada edad están perfectamente correlacionados uno con el otro a través del tiempo. Ello se debe a que todos los valores proyectados de $\ln(m_{x,t})$ son funciones lineales de k y de los errores de k . Es por esta razón que los intervalos de probabilidad para todas las medidas de las tablas de vida, tales como l_x y e_x , pueden calcularse a partir de los límites superiores o inferiores del intervalo de confianza de las tasas de mortalidad individuales. Los errores no se cancelan al combinar tasas de mortalidad según edad, ya que todos ellos tienen una correlación de 1.

Cuadro 3

**PROYECCIONES DEL NUMERO DE SOBREVIVIENTES
A EDADES EXACTAS DE CADA 100 000
NACIMIENTOS EN INTERVALOS
DE DIEZ AÑOS, 1990-2065**

Año	1990	2000	2010	2020	2030	2040	2050	2065
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	98 397	99 143	99 544	99 758	99 871	99 932	99 964	99 986
5	98 176	99 046	99 501	99 739	99 863	99 928	99 962	99 986
10	98 030	98 956	99 446	99 706	99 843	99 916	99 955	99 982
15	97 869	98 847	99 372	99 655	99 809	99 893	99 939	99 973
20	97 594	98 657	99 242	99 566	99 748	99 851	99 911	99 957
25	97 169	98 356	99 030	99 418	99 644	99 778	99 860	99 927
30	96 703	98 045	98 823	99 280	99 553	99 718	99 820	99 906
35	96 144	97 680	98 586	99 127	99 454	99 655	99 779	99 885
40	95 300	97 086	98 171	98 838	99 253	99 515	99 683	99 829
45	93 979	96 097	97 437	98 296	98 854	99 221	99 467	99 693
50	91 952	94 483	96 164	97 297	98 073	98 612	98 992	99 368
55	88 786	91 802	93 914	95 422	96 516	97 324	97 927	98 570
60	84 549	88 265	90 997	93 033	94 571	95 744	96 648	97 641
65	78 306	82 769	86 222	88 923	91 055	92 750	94 108	95 664
70	69 300	74 569	78 873	82 409	85 326	87 743	89 751	92 150
75	56 782	62 675	67 779	72 200	76 028	79 339	82 202	85 781
80	41 136	46 965	52 348	57 290	61 803	65 905	69 617	74 509
85	25 245	29 583	33 796	37 858	41 750	45 460	48 977	53 886
90	12 037	14 255	16 455	18 623	20 746	22 815	24 822	27 708
95	3 901	4 565	5 206	5 819	6 403	6 953	7 470	8 179
100	697	788	867	936	993	1 038	1 074	1 109
105	49	54	57	60	61	62	62	60
110	0	0	0	0	0	0	0	0

**PROYECCION DE LA ESPERANZA
DE VIDA**

También se puede derivar proyecciones de la esperanza de vida, tales como las que se encuentran en el cuadro 4. Se proyecta que e_0 aumentará desde 72.7 en 1987 a 84.2 en el año 2065. Las proyecciones de e_0 para los Estados Unidos son de 86.1 años en 2065, usando el mismo método. El gráfico 1 muestra las proyecciones de e_0 junto con los intervalos de probabilidad asociados, de lo cual hay varios puntos por destacar.

Cuadro 4

**PROYECCIONES DE LA ESPERANZA DE VIDA RESTANTE
A EDADES EXACTAS EN INTERVALOS DE
DIEZ AÑOS, 1990-2065**

Año	1990	2000	2010	2020	2030	2040	2050	2065
0	73.65	76.16	78.10	79.67	80.96	82.06	83.00	84.19
1	73.84	75.81	77.46	78.86	80.07	81.12	82.03	83.20
5	70.01	71.89	73.49	74.88	76.08	77.12	78.03	79.20
10	65.11	66.95	68.53	69.90	71.09	72.13	73.04	74.20
15	60.21	62.02	63.58	64.94	66.11	67.14	68.05	69.21
20	55.37	57.14	58.66	59.99	61.15	62.17	63.07	64.22
25	50.60	52.30	53.78	55.08	56.21	57.21	58.10	59.24
30	45.84	47.46	48.89	50.15	51.26	52.25	53.12	54.25
35	41.09	42.63	44.00	45.22	46.31	47.28	48.14	49.26
40	36.43	37.87	39.17	40.35	41.40	42.34	43.18	44.29
45	31.90	33.23	34.45	35.55	36.55	37.46	38.27	39.34
50	27.54	28.75	29.87	30.89	31.82	32.67	33.44	34.46
55	23.43	24.52	25.52	26.45	27.29	28.07	28.78	29.72
60	19.47	20.39	21.25	22.06	22.80	23.49	24.12	24.98
65	15.81	16.57	17.28	17.95	18.57	19.16	19.70	20.44
70	12.53	13.10	13.64	14.16	14.64	15.09	15.52	16.11
75	9.71	10.08	10.44	10.78	11.10	11.41	11.70	12.10
80	7.44	7.60	7.75	7.90	8.04	8.18	8.32	8.51
85	5.56	5.59	5.62	5.65	5.67	5.70	5.72	5.76
90	4.06	4.03	4.00	3.97	3.94	3.91	3.89	3.84
95	2.85	2.81	2.76	2.72	2.68	2.64	2.60	2.54
100	1.70	1.65	1.59	1.54	1.48	1.42	1.35	1.25
105	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

En primer lugar, se proyecta que habrá una fuerte desaceleración en la tasa de aumento de e_0 . A lo largo del período base, e_0 aumentó en 0.66 años por cada año calendario. Durante el período proyectado, se incrementa tan sólo en 0.15 años por año calendario. No se prevé una desaceleración en el descenso de la mortalidad y la mantención de la misma tasa de declinio de la mortalidad significa, irremediamente, una desaceleración de la tasa de incremento de e_0 . El método de proyección, con k_t modelado como un proceso aleatorio con tendencia, hace que se mantenga constante la tasa de declinio de la mortalidad de cada edad a lo largo del período de proyección y que ésta sea igual a la del período de muestra. Sin embargo, la entropía descendente de la

tabla de vida hace que cada reducción porcentual en las tasas de mortalidad según edad se traduzca en incrementos de e_0 progresivamente más pequeños. Compárese esto con la proyección directa de la esperanza de vida. Si se hubiera hecho nada más que extrapolar la tasa de crecimiento de e_0 en 0.60 por año a través del período 1987 y 2065, resultaría que e_0 aumentaría en 46.8 años, es decir, *sería de 119.5 años*.

En segundo lugar, se puede apreciar que el intervalo de confianza sin incertidumbre en la tendencia de hecho se estrecha a través del tiempo. De nuevo, esto se debe al descenso en la entropía. El intervalo de confianza correspondiente a k , del cual se derivan estos intervalos de confianza sin incertidumbre en la tendencia, no se angosta. También se puede observar que cuando se incorpora incertidumbre en la tendencia a los intervalos de confianza, éstos cesan de angostarse y se ensanchan monótonicamente.

En tercer lugar, se observa que la incertidumbre hacia abajo es mucho mayor que hacia arriba, lo cual nuevamente se debe al descenso en la entropía. El intervalo de confianza al 95 por ciento para el año 2065, incluyendo incertidumbre en la tendencia, es de 83.7 más 2.7 años, o menos 4.7.

El cuadro 6 compara estas proyecciones con las de las Naciones Unidas y las del Banco Mundial. Las Naciones Unidas proyecta que la esperanza de vida aumentará de 71.5 en 1985-1989 a 74.6 en 2020-2024, es decir, en 3.1 años. Antes de revisar sus proyecciones, el Banco Mundial anticipaba un aumento ligeramente mayor que las Naciones Unidas, de 3.5 años hasta llegar a 75.1 (Vu, Bos y Bulato, 1988: 173). Desde entonces, el Banco Mundial ha revisado sus proyecciones y ahora son muy parecidas a las de este artículo, como se puede observar en el cuadro 6.

Nuestras proyecciones indican un aumento de 7.2 años hasta llegar a 79.9 en el período 2020-2024, más del doble de la proyección de las Naciones Unidas. La cota inferior del intervalo de 95 por ciento de nuestra proyección es de 76.5 para 2020-2024 (con incertidumbre en la tendencia incluida), que es aún sustancialmente mayor que la proyección de las Naciones Unidas. La diferencia entre nuestras proyecciones y las de las Naciones Unidas es lo suficientemente grande como para afectar significativamente la proyección del crecimiento de la población en edad avanzada. La relación estrecha entre las nuevas proyecciones de este artículo y las del Banco Mundial se mantiene hasta el final del período proyectado, es decir, hasta 2060-2064.

Cuadro 5

**PROYECCIONES DE LA ESPERANZA DE VIDA AL NACER, CON
INTERVALOS DE CONFIANZA Y SIN INCERTIDUMBRE
EN LA TENDENCIA**

Año	e_0	Sin incertidumbre		Con incertidumbre	
		Inferior	Superior	Inferior	Superior
1990	73.6	72.4	74.8	72.3	74.8
1995	75.0	73.1	76.6	72.9	76.7
2000	76.2	74.0	77.9	73.6	78.1
2005	77.2	74.9	79.0	74.3	79.3
2010	78.1	75.8	79.9	75.0	80.3
2015	78.9	76.6	80.7	75.7	81.2
2020	79.7	77.4	81.4	76.3	82.0
2025	80.3	78.1	82.1	76.9	82.7
2030	81.0	78.8	82.6	77.4	83.3
2035	81.5	79.4	83.2	78.0	83.9
2040	82.1	80.0	83.6	78.5	84.4
2045	82.5	80.5	84.1	78.9	84.9
2050	83.0	81.1	84.5	79.4	85.3
2055	83.4	81.5	84.9	79.8	85.7
2060	83.8	82.0	85.2	80.2	86.0
2065	84.2	82.4	85.5	80.6	86.4

Cuadro 6

**COMPARACION ENTRE LAS NUEVAS PROYECCIONES DE
ESPERANZA DE VIDA CON LAS DE LAS NACIONES
UNIDAS Y EL BANCO MUNDIAL**

Fecha	Nuevas proyecciones	Proyecciones de las Naciones Unidas	Proyecciones del Banco Mundial
1985-1989	71.5	71.5	71.5
1990-1994	73.3	72.1	72.3
1995-1999	74.5	72.5	73.3
2000-1904	75.7	73.0	74.4
2005-1909	76.7	73.4	75.3
2010-1914	77.6	73.8	76.3
2015-1919	78.4	74.2	77.3
2020-1924	79.1	74.6	78.4
2040-1944	82.3	n.a.	81.4
2060-1964	84.0	n.a.	83.2

Nota: Las proyecciones de las Naciones Unidas provienen de *World Population Prospects as Assessed in 1990* (Naciones Unidas, 1991, pp. 353). Las proyecciones más recientes del Banco Mundial fueron proporcionadas por Rodolfo Bulatao de archivos sin publicar.

CONCLUSION

Somos de la opinión que esta síntesis de técnicas estadísticas de series de tiempo y modelos demográficos tiene grandes ventajas. A través de un modelo simple de la estructura de la mortalidad según edad de un país dado, se puede rellenar vacíos en los datos de edad y de períodos de tiempo de dicho país. Este modelo también sirve, en algunos casos, para ajustar el subregistro y también para proyectar la mortalidad en el futuro lejano. Son obvias las ventajas de solucionar estos problemas dentro de una estructura estadística-demográfica integrada. El patrón de la mortalidad según edad se proyecta junto con su nivel, en vez de ser asignado de una tabla de vida modelo. No es necesario aferrarse al supuesto de un límite superior arbitrario para e_0 , como tampoco lo es modelar su desaceleración explícitamente. Se proyecta un intervalo de probabilidad en vez de un punto específico solamente. Modelos y proyecciones de este tipo puede usarse como un componente de una matriz de Leslie estocástica que, a su vez, puede utilizarse para generar proyecciones de la población totalmente estocásticas (Lee y Tuljapurkar, 1992).

El método y su aplicación expuesto aquí también tiene inconvenientes. Nuestras proyecciones se basan en el supuesto implícito que dado que las tasas de mortalidad bajaron a un ritmo constante entre 1952 y 1987, esta tendencia seguirá en el futuro. En cierto sentido, esta proposición puede ser considerada como bastante débil. Sabemos que el período de caídas en las tasas de mortalidad debe ser históricamente atípica en todas las poblaciones. Además, los intervalos de probabilidad asociados a las proyecciones (gráfico 1) parecen ser demasiado estrechos y no reflejan la incertidumbre sobre la especificación escogida para el modelo ni sobre la posibilidad de una discontinuidad estructural en el futuro. Sin embargo, creemos que las proyecciones a largo plazo basadas en una cuidadosa y detallada extrapolación de las tendencias son útiles.

Proyectamos que la esperanza de vida al nacer aumentará desde 72.2 en 1987 a 84.2 en el año 2065. Utilizando la columna " T_x " de la tabla de vida, calculamos que de este aumento en la duración de la vida, 67 por ciento, o dos tercios, ocurrirá a partir de los 65 años, cuando la persona promedio alargará su vida en 7.33 años. Esto es absolutamente típico de cambios en la mortalidad cuando ya es de niveles muy bajos.

Estas adiciones en aquellas edades que actualmente se viven como jubilados conducen a problemas económicos y sociales bien conocidos.

BIBLIOGRAFIA

- Box, G.E.P. y G.M. Jenkins (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, edición revisada, San Francisco. Ed. Holden Day.
- Bulatao, Rodolfo A. (1992), Apuntes personales sobre las últimas proyecciones de mortalidad en Chile del Banco Mundial.
- Bulatao, Rodolfo A. y Eduard Bos con Patience W. Stephens y My T. Vu (1989), *Projecting Mortality for all Countries*, WPS 337, El Banco Mundial.
- Carter, Lawrence y Ronald Lee (1992), *Modeling and Forecasting Sex Differences in US Mortality*, Working Paper, University of Oregon, Departamento de Sociología.
- Coale, Ansley J. y Edgar M. Hoover (1958), *Population Growth and Economic Development*, Princeton, N. J., Princeton University Press.
- Coale, Ansley y Guang Guo (1989), "Revised Regional Model Life Tables at Very Low Levels of Mortality", *Population Index*, Vol. 55, Nº 4, pp. 613-643.
- Coale, Ansley y Ellen E. Kisker (1987), *Defects in Data on Old Age Mortality in the United States: New Procedures for Calculating Approximately Accurate Mortality Schedules and Life Tables at the Highest Ages*, Manuscrito sin publicar de la Office of Population Research, Princeton University.
- Dirección de Estadística y Censos (1965), *XIII Censo de la Población, 29 de Noviembre de 1960. Serie A. Resumen del país*, Santiago de Chile.
- Instituto Nacional de Estadísticas (1987), *XV Censo de Población y IV de Vivienda (1982): Resultados Definitivos del XV Censo de Población*, Santiago de Chile.
- (1977), *XIV Censo de Población y III de Vivienda (1970): Resultados Definitivos del XIV Censo de Población*, Santiago de Chile.
- (1952 a 1987), *Demografía*, Santiago de Chile. (Nota: ediciones entre 1952 y 1967 fueron publicadas por la Dirección de Estadística y Censos).
- Gómez de León, José (1990), *Empirical DEA Models to Fit and Project Time Series of Age-Specific Mortality Rates*, manuscrito sin publicar.
- Keyfitz, Nathan (1977), *Applied Mathematical Demography*, (Wiley).
- Lee, Ronald D. (1991), "Longrun Global Population Forecasts: A Critical Appraisal", en Michael Bernstam and Kingsley Davis, eds. *Resources, Environment, and Population: Present Knowledge, Future Options*, edición especial de Population and Development Review, pp. 44-71.
- (1985), "Inverse Projection and Back Projection: Comparative Results and Sensitivity Tests for England", *Population Studies*, (julio), pp. 233-248.
- Lee, Ronald D. y Lawrence Carter (1992), "Modeling and Forecasting the Time Series of U.S. Mortality", *Journal of the American Statistical Association*.
- Lee, Ronald D. y Shripad Tuljapurkar (1992), *Stochastic Population Projections for the U.S.: Beyond High, Medium and Low*, versión revisada de un documento presentado en el Annual Meetings of the Population Association of America, en 1991.
- Naciones Unidas (1991), *World Population Prospects As Assessed in 1990*, ST/ESA/SER.A/120.
- Rogers, Andrei (1986), "Parameterized Multistate Population Dynamics and Projections", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 81, Nº 393, pp. 48-61.
- Vu, My T., Eduardo Bos y Rodolfo A. Bulatao (1988), *Latin America and the Caribbean Region Population Projections*, edición 1988-89. (Working Paper del Banco Mundial, Departamento de Población, Salud y Nutrición).
- Wilmoth, John R. (1990), "Variation in Vital Rates by Age, Period, and Cohort" en Clogg, C.C. (ed.), *Sociological Methodology*, Oxford: Basil Blackwell, Vol. 20, pp. 295-335.

APENDICE

EL CALCULO DE k

Dado que la ecuación 3 es altamente no-lineal en k_t , es necesario encontrar este último a través de una búsqueda iterativa. La manera más fácil de lograrlo es programando una rutina de búsqueda, pero para aquellos que no se sienten a gusto escribiendo programas en computadora, es posible usar una planilla de cálculo para lograr cálculos satisfactorios. Algunas de las más recientes planillas de cálculo vienen con rutinas incorporadas que realizan exactamente los mismos procedimientos de búsqueda que se requieren para efectuar estos cálculos. Si no hubiera acceso a una rutina de búsqueda, debería ser posible calcular k a través de métodos gráficos, desplegando los resultados de los cálculos de la planilla. La siguiente descripción sirve para cualquiera de estas opciones.

En primer lugar, se escoge un valor de k_t que se estima aproximado al valor real (desconocido). En aquellos casos donde a_x y b_x se calcularon a través del método SVD, o el método alternativo descrito en la nota 5, se puede usar los valores de k_t que surgen de ellos como valores iniciales para este cálculo; al incorporar estos valores en la ecuación 3 éstos se modificarán ligeramente. De todos modos, una vez que se ha calculado el primer valor de k_t (en este caso para 1952), es posible hacer una aproximación bastante exacta de k_{t+1} a partir de él, sobre todo cuando ya se ha establecido la tendencia general de k . Con este primer valor aproximado de k_t , se calcula el grupo entero de las tasas de mortalidad según edad derivadas de él, mediante el uso de a_x , b_x y la expresión $[m_{(x,t)} = \exp(a_x + b_x * k_t)]$. En seguida, estas tasas se dividen por el número correspondiente de muertes del mismo año en esa misma edad. Al sumar los valores resultantes, obtenemos una estimación del tamaño de la población derivada del primer valor aproximado de k_t . El siguiente paso es comparar esta cifra, llamémosla $P_t(k)$, con el tamaño observado de la población en el año correspondiente. Si $P_t(k)$ es mayor que el tamaño observado de la población, significa que las tasas de mortalidad derivadas eran demasiado bajas.

Dado que un valor menor (o más negativo) de k produce tasas de mortalidad más bajas, el verdadero valor de k debe ser mayor de lo que se había estimado inicialmente (o al revés en el caso que $P_t(k)$ sea menor que el tamaño observado de la población). Por lo tanto, hay que volver a calcular $P_t(k)$ usando un valor mayor (o más negativo) de k .

Idealmente, el nuevo valor aproximado de k llevará esta vez a una estimación del tamaño de la población menor que el tamaño observado. A continuación, se trazan los dos valores de $P_t(k)$ como funciones de los dos valores de k , y se conectan por medio de una recta. Finalmente, se identifica el valor de k correspondiente al tamaño observado de la población, de acuerdo al Método B (se puede usar un procedimiento muy similar para el Método A). Con unas cuantas pruebas se puede llegar a distinguir si la relación entre $P_t(k)$ y k es lo suficientemente lineal como para ser aceptable. Si se estima que hay demasiada curvatura, entonces habrá que trazar tres o cuatro valores en vez de dos.

Año	Valor calculado de k
1952	9.987
1953	7.943
1954	7.984
1955	7.808
1956	6.606
1957	7.260
1958	6.319
1959	6.754
1960	6.518
1961	4.959
1962	5.278
1963	5.312
1964	4.619
1965	3.382
1966	2.813
1967	1.698
1968	0.748
1969	0.304
1970	0.257
1971	-0.020
1972	1.071
1973	-0.066
1974	-1.973
1975	-2.825
1976	-2.661
1977	-3.919
1978	-4.559
1979	-4.880
1980	-5.549
1981	-6.739
1982	-7.570
1983	-7.088
1984	-8.057
1985	-9.115
1986	-9.783

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA
LATIN AMERICAN DEMOGRAPHIC CENTRE

Formulario para solicitar diskettes con cuadros del Boletín demográfico
Form for requesting diskettes with tables of Demographic Bulletin

Nombre/Name: _____

Dirección/Address: _____

Organización o institución/Organization or Institution: _____

Se adjunta cheque, sobre Banco de Estados Unidos, por US\$ 30.-/Attached is cheque, of a United States Bank, for US\$ 30.-

Banco/Bank: _____

Nº serie/Serial No.: _____

Cheque a nombre del Centro Latinoamericano de Demografía/Please make cheque in the name of «Centro Latinoamericano de Demografía»
Casilla 91, Santiago, Chile

Firma/Signature: _____

Fecha/Date: _____

Presenta estudios y resultados de investigaciones, eventos que se están desarrollando y, además, comentarios de libros y documentos de actualidad.

It presents studies and research results, events that are being carried out and, furthermore, comments on books and recent documents.

Notas de Población

Population Notes



Suscripción anual (2 números) / Annual subscription (2 issues): US\$20
Valor por cada ejemplar/Single issues: US\$ 12



Resúmenes
sobre Población en
América Latina

*Latin American
Population Abstracts*

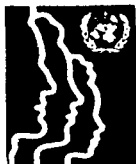
Resúmenes sustantivos en español de la literatura: citas bibliográficas con títulos en español e inglés; índices temáticos, geográficos y de autores.

Substantive abstracts in Spanish of current literature; bibliographic citations with titles in Spanish and English; convenient subject, geographic and author indices.

Suscripción anual (1 número) / Annual subscription (1 issue): US\$20

CELADE
Edificio Naciones Unidas, Avenida Dag Hammarskjöld
Casilla 91, Santiago, CHILE

PUBLICACIONES PERIODICAS PERIODICAL PUBLICATIONS



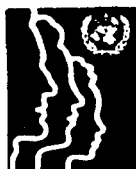
Boletín Demográfico

Edición bilingüe, contiene fundamentalmente información de proyecciones de población de los 20 países de América Latina: total, urbana-rural, económicamente activa, población en edad escolar, etc.

Demographic Bulletin

Bilingual publications, containing, basically, information from population projection of the 20 Latin America countries: total, urban-rural, economically active, population in school age, etc.

Suscripción anual (2 números) / Annual subscription (2 issues): US\$ 10
Valor por cada ejemplar/Single issues: US\$6



Centro
Latinoamericano de
Demografía

*Latin American
Demographic
Center*

**Boletín
demográfico**

EN / ON

DISKETTE

Demographic bulletin

Boletín demográfico en diskettes

Conjunto de cuadros del Boletín Demográfico,
grabados en hojas de trabajo LOTUS 1-2-3,
disponibles a partir del Nº 51

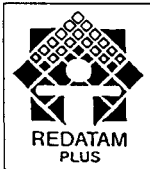
Precio diskette US\$ 30.-

Demographic bulletin on diskettes

*Demographic Bulletin Tables, saved in working
sheets LOTUS 1-2-3, available from Nº 51*

Diskette price US\$ 30.-

PAQUETES PARA MICROCOMPUTADOR MICROCOMPUTER SOFTWARE



REDATAM-Plus (REcuperación de DATos para Areas pequeñas por Microcomputador). Versión 2.01 en inglés y español. Posibilita el almacenamiento de los microdatos de uno o más censos y/o encuestas, como también de estadísticas agregadas, en forma comprimida, en una base de datos jerárquica que para censos completos pueden tener varios millones de casos.

Permite a los usuarios seleccionar rápidamente cualquier área (s) de interés de un país hasta el tamaño de una manzana de una ciudad y luego, sin asistencia de un programador, producir cualquier tabulaciones cruzadas y otros resultados para cualquier variables que existan en los datos originales, y todo ello en forma rápida y a bajo costo en un microcomputador IBM compatible.

Precios:

US\$ 75: América Latina y el Caribe: instituciones gubernamentales y educacionales, instituciones no gubernamentales sin fines de lucro (ONGs) e instituciones internacionales. (En Chile US\$ 60).

US\$ 90: Otros países en desarrollo: instituciones gubernamentales, educacionales, ONGs e instituciones internacionales.

US\$ 90: Países desarrollados: ONGs.

US\$ 250: Instituciones comerciales de cualquier país y todas las instituciones (excepto ONGs) en países desarrollados.

REDATAM-Plus (REtrieval of DATa for small Areas by Microcomputer). Versión 2.01 in English and Spanish.

Stores the microdata of one or more censuses and/or surveys, as well as aggregate statistics, in highly compressed form in a hierarchical database which for entire censuses may involve millions of individual houses, households and persons. The software is optimized to allow users to quickly select any ad hoc small areas of interest down to city blocks from an entire country and then, without programmer assistance, to produce any cross-tabulations and other results for any variables in the original data, rapidly and at low cost, on an IBM compatible microcomputer.

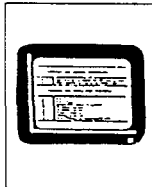
Precio:

US\$ 75: Latin America and the Caribbean countries: Governmental and educational institutions, non-profit non-governmental institutions (NGOs) and international institutions. (In Chile US\$ 60).

US\$ 90: Other less developed countries: Governmental, educational, NGOs and international institutions.

US\$ 90: Developed countries: NGOs.

US\$ 250: Commercial institutions anywhere and all institutions in the developed countries, except NGOs.



PANDEM (Paquete para ANálisis DEMográfico por Microcomputador) Versión 2.00 en inglés y español.

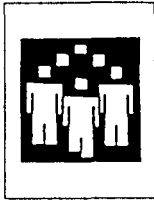
Paquete interactivo para cálculos demográficos y estimaciones indirectas de mortalidad y fecundidad.

Precio del paquete: US\$ 20.

PANDEM (Package for DEMographic ANalysis by Microcomputer). Version 2.00 in English and Spanish.

Interactive package for demographic calculations and indirect estimations of mortality and fertility.

Price of the package: US\$ 20.

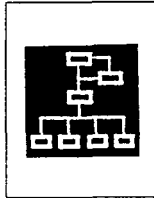


PRODEM (PROyecciones DEMográficas). Versión 2.00 en inglés y español. Permite la elaboración y desagregación de proyecciones de población para los diferentes niveles geográficos de un país a través del uso de métodos demográficos y matemáticos.

Precio del paquete: US\$ 20.

PRODEM (DEMOgraphic PROjections). Version 2.00 in English and Spanish. Permits the elaboration and disaggregation of population projections for the different geographic levels of a country via the use of demographic and mathematical methods.

Price of the package: US\$ 20.



LRP/PC (Modelo de Planificación a Largo Plazo para Microcomputadores). Originalmente desarrollado por el U.S. Bureau of Census. Versión 1.0 en español e inglés.

LRP/PC tiene ocho módulos interconectados: demográfico, migración rural/urbana, población meta, demanda educacional, demanda de salud pública, demanda de vivienda, planificación familiar y proyecciones macroeconómicas.

Precio del paquete: US\$ 20.

LRP/PC (Long-Range Planning Model for Microcomputers). Originally developed by the U.S. Bureau of the Census. Version 1.0 in Spanish and English.

LRP/PC has eight interconnected modules: demographic, rural/urban migration, target population, educational demand, public health demand, housing demand, family planning and macroeconomic projections.

Price of the package: US\$ 20.



PREVIO (Procedimiento del Hijo Previo). Versión 1.0 en inglés, español y francés, con el correspondiente Manual del Usuario en inglés y español.

Permite la estimación de la mortalidad infantil de una forma simple a partir de información recolectada utilizando la Técnica del Hijo Previo. Información acerca de la sobrevivencia del hijo previo se puede recoger, por ejemplo, en entrevistas en hospitales a mujeres que recién han dado a luz. El paquete en la estructura de su menú facilita la creación del cuestionario y los correspondientes datos, también como la entrada y análisis de los datos.

Precio del paquete: US\$ 20.

PREVIO (Preceding Births Technique). Version 1.0 in English, Spanish and French, with corresponding User's Manual in English and Spanish.

Permits the estimation of infant mortality from easily collected data using the "Preceding Births Technique". Information on the survival of previous children can be gathered, for example, in hospital interviews from women who just have given birth. The menu-driven program facilitates the creation of the questionnaire and corresponding database as well as the entry and analysis of the data.

Price of the package US\$ 20.

CELADE
Casilla 91, Santiago Chile
Fax: (562) 208-0252
Tel.: (562) 210-2000

LIBROS PUBLICADOS BOOKS PUBLISHED

El Centro Latinoamericano de Demografía publica diversos libros de interés para docentes, investigadores y estudiosos de la demografía y ciencias afines.

The Latin American Demographic Centre publishes a variety of books of particular interest to teachers, researchers and students of demography and related subjects

CELADE. Nuevas fronteras de la demografía. (E/30)	US\$ 12.00
CELADE. Efectos demográficos de grandes proyectos de desarrollo. (E/1005)	US\$ 10.00
CELADE. Información sobre Población para el Desarrollo en América Latina y el Caribe. Informe del Seminario Conjunto CELADE/PROLAP. (E/33)	US\$ 6.00
CELADE. Docencia en población en América Latina. (E/34)	US\$ 10.00
CELADE. El procedimiento del Hijo Previo para estimar la mortalidad en la niñez. (E/36).	US\$ 10.00
Chesnais, J.C. El proceso de envejecimiento de la población (E/35)	US\$ 10.00
Elizaga, J.C. Dinámica y economía de la población. (E/27)	US\$ 15.00
Gonnard, R. Historia de las doctrinas de la población. (E/3)	US\$ 4.00
Keyfitz, N. Introducción a las matemáticas de población. (E/18)	US\$ 12.00
Lotka, A.J. Teoría analítica de las asociaciones biológicas. (E/5)	US\$ 6.00
Ortega, A. Tablas de Mortalidad. (E/1004)	US\$ 12.00
Vallín, J. Seminario sobre causas de muerte. Aplicación al caso de Francia. (E/31)	US\$ 10.00

OFERTA de CD - ROM

DOCPAL CD-ROM. Versión 1992 de la base de datos del Sistema de Documentación sobre Población en América Latina y el Caribe del CELADE. Se publica al final de cada año.

Esta base de datos, en un sólo disco compacto, contiene resúmenes informativos de documentos sobre demografía y población y desarrollo escritos en o sobre América Latina y el Caribe a partir de 1970. La misma base también incluye información del Centro de Información sobre Migraciones en América Latina de la Organización Internacional para las Migraciones (CIMAL/OIM). Además, hay bases de datos producidas por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

Gratuita durante el presente año.

DOCPAL CD-ROM. 1992 version of the database of the Latin American and Caribbean Population Documentation System of CELADE. Published at the end of each year.

This bibliographical database, on a single compact disk, contains informative abstracts of documents on demography and population and development written in or about Latin America and the Caribbean since 1970. The same date base includes information from the Latin American information Center on Migration of the International Organization for Migration (CIMAL/IOM). In addition, here are date bases produced by the Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC).

Free of charge during the present year.

CELADE
Casilla 91, Santiago, CHILE
Fax: (562) 208-0252
Tel.: (562) 210-2000

OFERTA DE CD-ROM



IPALCA

RECUPERAR INFORMACION sobre POBLACION
EN AMERICA LATINA Y EL CARIBE:

LA BASE de DATOS BIBLIOGRAFICOS de DOCPAL en CD-ROM
(con informacion sobre migración internacional de CIMAL / OIM)

Solicite su CD-ROM de la base de DOCPAL



DOCPAL

Recortar o fotocopiar

Deseamos recibir, sin costo, en CD-ROM la base de datos bibliográficos de DOCPAL.
Sírvase enviar el CD-ROM a:

Unidad _____

Institución _____

Dirección _____

Su nombre _____

Título _____



Sírvase indicar la alternativa que corresponde a su institución

_____ Disponemos de un lector CD-ROM: Fabricante _____ Modelo _____

_____ Esperamos obtener un lector CD-ROM alrededor de _____ (mes/año).

Tenga a bien devolver este formulario a

Red IPALCA (PROLAP-CELADE)
DOCPAL/CELADE
Casilla 91
Santiago, Chile
Fax: (562) 208-0252

Nota: Puede utilizar cualquier lector CD-ROM que opere con la «Microsoft driver extension», como es el caso de los modelos que produce Hitachi, Sony, Phillips, etc.

Recortar

DOCPAL CD-ROM. Versión 1992 de la base de datos del Sistema de Documentación sobre Población en América Latina y el Caribe del CELADE. Se publica al final de cada año.

Esta base de datos, en un solo disco compacto, contiene resúmenes informativos de documentos sobre demografía y población y desarrollo escritos en o sobre América Latina y el Caribe a partir de 1970. La misma base también incluye información del Centro de Información sobre Migraciones en América Latina de la Organización Internacional para las Migraciones (CIMAL/OIM). Además, hay bases de datos producidas por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

La distribución será gratuita durante el presente año.

