

NOTAS DE POBLACIÓN

AÑO XXX, N° 76, SANTIAGO DE CHILE



NACIONES UNIDAS



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

LC/G.2174-P
Junio 2003

Copyright © Naciones Unidas 2003
Todos los derechos reservados
Impreso en Chile

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse al Secretario de la Junta de Publicaciones. Sede de las Naciones Unidas, N.Y.10017, EE.UU. Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Sólo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

PUBLICACIÓN DE LAS NACIONES UNIDAS

NÚMERO DE VENTA: S.03.II.G.136

ISSN versión impresa 0303-1829
ISSN versión electrónica 1681-0333
ISBN 92-1-322249-1

Ilustración de portada: Roland Blain, "Eve and the crocodile" (detalle).
Diseño de portada: María Eugenia Urzúa

COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE

Jose Antonio Ocampo Secretario Ejecutivo

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

Miguel Villa Oficial a cargo

La Revista **NOTAS DE POBLACIÓN** es una publicación del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población, cuyo propósito principal es la difusión de investigaciones y estudios de población sobre América Latina y el Caribe, aun cuando recibe con particular interés artículos de especialistas de fuera de la región y, en algunos casos, contribuciones que se refieren a otras regiones del mundo. Se publica dos veces al año (junio y diciembre), con una orientación interdisciplinaria, por lo que acoge tantos artículos sobre demografía propiamente tal, como otros que aborden las relaciones entre las tendencias demográficas y los fenómenos económicos, sociales y biológicos.

Comité editorial:

Jorge Bravo
José Miguel Guzmán
Juan Chackiel
Susana Schkolnik

Secretaria:

María Teresa Donoso

Redacción y administración:

Casilla 179-D, Santiago, Chile
E-mail: mdonoso@eclac.cl

Precio del ejemplar: US\$ 12

Suscripción anual: US\$ 20

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

SUMARIO

	<i>Página</i>
Proyección multirregional: aplicación en Brasil y sus unidades federativas (2000-2020). <i>Moema Gonçalves Bueno Fígoli, Laura Rodríguez Wong, Diana Oya Sawyer y José Magno de Carvalho</i>	7
Modelo alternativo para la proyección de la población económicamente activa: métodos y resultados para el Gran São Paulo en el 2005, <i>Paulo de Martino Jannuzzi</i>	47
Métodos para estimar la mortalidad adulta en los países en desarrollo: una revisión comparativa, <i>Kenneth Hill</i>	81
Efectos de las clínicas de planificación familiar en el uso de anticonceptivos en las zonas rurales de Biobío Chile: un análisis multiniveles. <i>José Manuel Merino Escobar y Thomas W. Pullum</i>	113
La participación de los trabajadores migrantes en áreas de desconcentración demográfica del Brasil contemporáneo. <i>Ralfo Matos</i>	147

**PROYECCIÓN MULTIRREGIONAL: APLICACIÓN
EN BRASIL Y SUS UNIDADES FEDERATIVAS
(2000-2020)**

**Moema Gonçalves Bueno Fígoli
Laura Rodríguez Wong
Diana Oya Sawyer
José Alberto Magno de Carvalho**

Universidad Federal de Minas Gerais, Brasil
Centro de Desarrollo y Planificación Regional (CEDEPLAR),
Departamento de Demografía

RESUMEN

El propósito de este trabajo es mostrar en detalle la aplicación del método de proyección multirregional, para lo cual se proyecta, simultáneamente, la población por edad y sexo de las unidades federativas de Brasil para el período 2000-2020. Este método es una extensión del modelo clásico de proyección unirregional (o de componentes), pero su ventaja radica en que considera las subpoblaciones como un sistema en interacción. Además de escenarios sobre el comportamiento de la fecundidad y la mortalidad, requiere como insumo las tendencias de las tasas de emigración de cada unidad hacia las demás, lo que implica un conocimiento demográfico y socioeconómico bastante profundo sobre el comportamiento migratorio según niveles y patrones, por sexo y edad.

El análisis de los resultados, basado en indicadores demográficos tales como tasas de crecimiento por edad y razones de sexo y relaciones de sobrevivencia entre las subpoblaciones proyectadas, así como la comparación con fuentes externas, aseguran la coherencia de los resultados obtenidos.

ABSTRACT

The purpose of this study is to demonstrate in detail the application of the method of multiregional projection used to project simultaneously the population by age and sex of the federative units in Brazil for the period 2000-2020. This method is an extension of the classic model of uniregional projection (or components) but its advantage stems from the fact that it considers subpopulations as an interacting system. In addition to scenarios on fertility and mortality trends, it requires as input the trend of each unit's rate of emigration towards the others, which implies a fairly thorough demographic and socio-economic knowledge of migratory behaviour, according to level and pattern, by sex and age.

The results obtained are checked for consistency through analysis –based on demographic indicators such as growth rates by age and sex ratios and survival ratios among projected subpopulations– and by comparison with external sources.

RÉSUMÉ

Cette étude a pour but d'illustrer de façon détaillée l'application de la méthode de projection multirégionale moyennant la projection simultanée de la population par âge et par sexe des unités fédératives du Brésil pour la période 2000.2020. Cette méthode dérive du modèle classique de projection monorégionale (ou de composantes) mais elle présente l'avantage de considérer les sous-populations en tant que système en interaction. Elle se base non seulement sur les scénarios de comportement de la fécondité et de la mortalité mais aussi sur les tendances affichées par les taux d'émigration de chaque unité vers les autres, ce qui implique une connaissance relativement approfondie du comportement migratoire en termes démographiques et socio-économiques, en fonction des niveaux et des profils de migration, par âge et par sexe.

L'analyse des résultats selon plusieurs indicateurs démographiques tels que les taux de croissance par âge et critères sexospécifiques, ainsi que les relations de survie entre les sous-populations faisant l'objet de la projection, et la comparaison avec diverses sources extérieures garantissent la cohérence des résultats obtenus.

A. INTRODUCCIÓN

El objeto de este trabajo, de índole esencialmente metodológica, es proyectar simultáneamente la población por edad y sexo de las 27 unidades federativas (UF) que constituyen el territorio de Brasil. Para hacerlo se utiliza un modelo multirregional que comprende el período 2000-2020.

Este estudio forma parte de un proyecto más amplio, cuyo propósito es desarrollar y comparar metodologías de estimación y proyección de poblaciones.¹ Por esta razón se destacan el aspecto operacional de la aplicación y la evaluación de la consistencia interna de los resultados obtenidos; asimismo, al compararlos con proyecciones independientes, solamente se utilizan algunos parámetros seleccionados.

Los autores están conscientes de que la robustez de los resultados de una proyección de población está directamente relacionada con la capacidad para formular adecuadamente las hipótesis sobre las tendencias futuras de los parámetros demográficos que cada modelo exige. En este sentido, la comparación de los resultados, en términos de evaluación de metodologías, debe mostrar que éstas se basan en parámetros diseñados de diferentes maneras, razón por la cual muchas veces no es posible compatibilizar las hipótesis.

Los modelos de proyección multirregional son poco utilizados debido a su complejidad operacional y a que exigen manipular una cantidad relativamente grande de datos. Cabe citar algunos de los esfuerzos realizados, como la aplicación de Hakkert (1990) en el caso de Brasil, con datos de la región amazónica, y la de Machado (1993), para todo el país; en esta última se utilizaron datos preliminares del Censo Demográfico de 1991. Entre los ejemplos de aplicaciones pioneras en países en desarrollo figuran las estimaciones hechas para

1 Se refiere al proyecto "Dinámica demográfica, desarrollo regional y políticas públicas", auspiciado por el Programa de Apoyo a Núcleos de Excelencia (PRONEX). Este trabajo cuenta asimismo con el apoyo del Consejo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (CNPq) de Brasil.

México (Núñez y Moreno, 1986). Existe, además, un estudio en el que se revisan los progresos metodológicos en esta área, aplicado a 50 estados de los Estados Unidos, agrupados en ocho regiones (Berrio, Rogers y Woodward, 1988).

La aplicación aquí presentada, además de aportar detalles sobre los aspectos metodológicos, incorpora datos censales definitivos y/o más recientes, tales como la información sobre movimientos migratorios de fecha fija recolectada en el Censo de Población de 1996, la distribución por sexo y edad según el Censo Demográfico de 2000 y estadísticas vitales correspondientes al quinquenio 1995-2000. Toda esta información tiene carácter oficial y es de responsabilidad del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE).

Como subproducto de este trabajo, los autores ponen a disposición de los interesados los programas computacionales necesarios para la aplicación del modelo a cualquier otro contexto.

B. METODOLOGÍA

En esta sección se aborda el aspecto metodológico de la proyección multirregional. Para su mejor comprensión se ha considerado conveniente hacer una breve reseña previa sobre su relación con las proyecciones unirregionales.

1. Proyecciones multirregionales y unirregionales

En lo que respecta a modelos básicamente demográficos –entre los que se destaca, obviamente, el llamado “método de componentes”– el modelo multirregional, sin considerar el aspecto de la adecuación de las hipótesis, ofrece una serie de ventajas prácticas y teóricas comparado con los modelos unirregionales. De ellas, la más evidente es que asegura la consistencia entre las proyecciones a varios niveles de agregación, por ejemplo, entre las correspondientes a diversas unidades administrativas de un país –unidades federativas o estados, en el caso de Brasil– y la que comprende el país en su conjunto, teniendo en cuenta la especificidad de las primeras.

Para utilizar el modelo unirregional es preciso proyectar la población nacional y luego desagregarla en unidades menores; alternativamente, es posible partir de estas últimas y obtener la población nacional por medio de agregaciones. En ningún caso se asegura la compatibilización entre los parámetros correspondientes a los diferentes niveles de agregación. También existe una tercera alternativa, que asegura la compatibilización de los parámetros regionales y admite su variación después de satisfacer el total nacional. Por ejemplo, el número de emigrantes se puede calcular independientemente para cada unidad menor mediante la aplicación de tasas regionales de emigración específicas. El total obtenido constituye un conjunto o pool de migrantes, que después pueden ser ubicados en las unidades de destino mediante una función de distribución.

En el modelo multirregional, todas las unidades administrativas se proyectan simultáneamente, es decir, se proyecta el sistema en su totalidad. El manejo simultáneo de las variables demográficas de cada unidad (o región), asegura no sólo la consistencia interna, sino que también hace posible considerar los diferenciales demográficos regionales. En este caso, las interrelaciones regionales son fundamentales, dado que el modelo de la migración interna se construye a partir de flujos migratorios entre todas las regiones o unidades. La relación entre ellas se obtiene de la relación entre las tasas de emigración de cada región con respecto a cada una de las demás. El método multirregional puede ser visto como una extensión de la tercera alternativa mencionada, en la que la función de distribución del conjunto de migrantes y, consecuentemente, su ubicación en las regiones de destino, dependen de la región de emigración.

Según lo expuesto, el modelo multirregional difiere fundamentalmente del unirregional en dos puntos: el tratamiento de las subpoblaciones y el uso de las tasas de migración. En el primero se considera a las subpoblaciones como un sistema en interacción y se emplea la tasa de emigración, que se refiere, a su vez, a la población en riesgo de migrar, lo que permite identificar y formular hipótesis sobre la propensión a migrar. En el modelo unirregional, por su parte, se analizan las subpoblaciones una por una y se utiliza la tasa neta de migración, que por ser una medida de saldo relativa, confunde los efectos de dos factores: los originados por los cambios en la distribución espacial de la población y por los cambios en la propensión a migrar. Dependiendo de las tendencias conjuntas de estos dos factores, el modelo puede incurrir, a largo plazo, en subestimaciones/sobreestimaciones de población.

2. La proyección multirregional

El principal parámetro del modelo multirregional aquí aplicado es un conjunto de probabilidades de transición, para cuya estimación se presupone que las transiciones, además de seguir un proceso markoviano, se refieren a una población estacionaria. Una vez aceptados estos supuestos, el análisis de cohorte, típico de los modelos multiestado, puede generalizarse a los modelos multirregionales, como por ejemplo, el acompañamiento de una cohorte, tanto retrospectiva como prospectivamente. Así, en una proyección rural-urbana se puede establecer cuántos de los residentes urbanos proyectados vivían en el área rural al inicio del período. También es posible determinar la proporción de habitantes urbanos proyectados nacidos en áreas rurales o urbanas. Prospectivamente, se puede estimar el porcentaje de la población rural al inicio de la proyección que estará radicada en áreas urbanas al final del período.

Si bien los modelos multirregionales ofrecen un cuadro más coherente y mayores posibilidades para el análisis de las poblaciones proyectadas, se debe estar atento a sus supuestos; especialmente el de la presencia del proceso markoviano, que considera la independencia temporal; esto significa que se asume que la tendencia individual a migrar es independiente del patrón de migración en el pasado y también del patrón de migración de otras personas. Este supuesto es poco aceptable, dado que en las actuales teorías sobre la migración se prioriza cada vez menos la iniciativa individual como variable importante en el proceso migratorio.²

Al formular hipótesis sobre las tasas de emigración surge un problema operacional. El modelo requiere, como insumo, las tendencias de las tasas de emigración desde cada unidad hacia las demás, por edad y sexo. Esto implica un conocimiento demográfico y socioeconómico bastante profundo del comportamiento migratorio según niveles y patrones por sexo y edad.

Al igual que en el modelo unirregional, la dinámica de un sistema multirregional desagregado por edad y sexo es regida por las tasas específicas de fecundidad, mortalidad y migración. El modelo multirregional es una extensión del modelo clásico de proyección unirregional, ya que la diferencia básica entre ellos es que en el primero se incorpora la migración a la matriz de crecimiento, tradicionalmente conocida como matriz de Leslie.

2 Para una visión global al respecto, véase, por ejemplo, Massey y otros (1993), Naciones Unidas (1993, 1998).

El esquema 1, dividido en cuadrantes, sugerido por Willekens y Drewe (1984), entre otros, ilustra la lógica de la proyección multirregional. En el cuadrante I se describe la migración interna, situando en la diagonal a la población que permanece, es decir, a quienes no migran ni mueren en el intervalo dado de tiempo. En el cuadrante II se muestran las salidas por emigración internacional o muerte y en el cuadrante III, las entradas, sea por inmigración internacional o por nacimiento. El último cuadrante queda vacío.

En este trabajo, siguiendo el esquema descrito, se elabora la proyección de una población multirregional, de sexo determinado, lo que supone calcular el número de sobrevivientes de esa población al final del período, por edad y región, y sumar a ese total las personas nacidas durante el período que sobrevivieron hasta su término.

Esquema 1

MOVIMIENTOS POBLACIONALES OCURRIDOS EN EL PERÍODO $t, t+n$

		DESTINO							ENTRADAS
		REGIONES				Resto del mundo	Muertos	Total	
		1	2	N				
ORIGEN	REGIONES	1	P_{11}	P_{12}	P_{1N}	P_{10}	P_{1d}	P_{1+}
		2	P_{21}	P_{22}	P_{2N}	P_{20}	P_{2d}	P_{2+}
		⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
		N	P_{N1}	P_{N2}	P_{NN}	P_{N0}	P_{Nd}	P_{N+}
	Resto del mundo	P_{01}	P_{02}	P_{0N}	—	—	P_{0+}	
	Nacimientos	P_{b1}	P_{b2}	P_{bN}	—	—	P_{b+}	
	Total	P_{+1}	P_{+2}	P_{+N}	P_{+0}	P_{+d}	P_{++}	
ENTRADAS					SALIDAS				

Fuente: Adaptado de Willekens y Drewe (1984).

En un país cerrado a las migraciones, compuesto por n regiones, la población de determinado grupo etario de cinco años o más, en la región j , al final de un período quinquenal, está dada por:

$${}_5P_{x+5,j}^{t+5} = \sum_{i=1}^m {}_5S_{x,ij}^{t,t+5} {}_5P_{x,i}^t$$

$i = 1, 2, \dots, m$

donde:

${}_5S_{x,ij}^{t,t+5}$ es la probabilidad de que un individuo de edad entre x , $x+5$, residiendo en i , en el momento t , esté residiendo en j , en el momento $t+5$. Esta probabilidad se obtiene a partir de tablas de vida multirregionales por período, en cuya elaboración se considera la mortalidad y la probabilidad de emigrar estimada para cada uno de los períodos de la proyección;³

${}_5P_{x,i}^t$ es la población de edades entre x y $x+5$ años en la región i , en el momento t .

En relación con la notación utilizada, conviene recordar lo siguiente:

- el índice inferior a la izquierda indica la amplitud del intervalo etario;
- el primer índice inferior a la derecha define el límite inferior del intervalo etario;
- los subíndices i y j corresponden a las regiones de origen y destino, respectivamente;
- si el índice superior a la derecha es sólo uno, indica el tiempo exacto (ej: t), y si son dos, el período entre dos tiempos exactos (ej. $t, t+5$);
- el índice superior a la izquierda del período o tiempo corresponde al sexo (f , femenino, h , masculino). Cuando no se especifica, se trata de ambos sexos.

A continuación se presenta la estimación de la población de 0 a 5 años de edad al final del período quinquenal, ${}_5P_{0,j}^{t+5}$.

Sea ${}_5F_{t,x,i}$ la tasa específica media anual de fecundidad por edad y por región en el intervalo $t, t+5$, de mujeres en el grupo etario x a $x+5$, en el tiempo t .

³ Cuando $j \neq i$, sólo los migrantes de fecha fija están incluidos en una determinada región j .

Se supone que:

i) El total de nacimientos ocurridos durante el período $t, t+5$, de hijos de mujeres que en el momento t residían en una determinada región, corresponde a cinco veces la media simple de los nacimientos entre el inicio y el final del período (años t y $t+5$), cualquiera sea la región de residencia en $t+5$;

ii) La fecundidad de las mujeres inmigrantes en las regiones de destino pasa a ser la misma que la de las mujeres residentes en esas regiones.

En esta forma, el número de nacimientos ocurridos en i , entre t y $t+5$, para las mujeres del grupo etario entre x y $x+5$ (${}_5B_{x,i}^{t,t+5}$) será:

$$\left(1/2({}_5P_{x,i}^{f,t} + {}_5P_{x,i}^{f,t+5}) {}_5F_{x,i}^t\right) * 5 \quad (1)$$

Como el número de mujeres de edades entre x y $x+5$, residentes en i al final del período (${}_5P_{x,i}^{f,t+5}$) corresponde a la suma de aquéllas de edades entre $x-5$ y $x-10$ años que migraron desde todas las otras j regiones hacia la región i , más aquéllas que permanecieron en i durante el período, se tiene que:

$${}_5P_{x,i}^{f,t+5} = \sum_{k=1}^m {}_5S_{x-5,ki}^{f,t,t+5} {}_5P_{x-5,k}^{f,t} \quad (2)$$

Al sustituir la relación anterior en la ecuación (1) se tiene que:

$${}_5B_{x,i}^{t,t+5} = 5/2 \left[{}_5P_{x,i}^{f,t} + \sum_{k=1}^m {}_5S_{x-5,ki}^{f,t,t+5} {}_5P_{x-5,k}^{f,t} \right] {}_5F_{x,i}^t \quad (3)$$

Para obtener el total de nacimientos $B_i^{t,t+5}$, en determinada región i , para el período $t, t+5$, se suman los nacimientos correspondientes a todas las mujeres, vale decir, de todos los grupos etarios comprendidos en el ciclo reproductivo. Así:

$$z \quad B_i^{t,t+5} = 5/2 \sum_{x=\alpha}^{\beta-5} \left[{}_5P_{x,i}^{f,t} + \sum_{k=1}^m {}_5S_{x-5,ki}^{f,t,t+5} {}_5P_{x-5,k}^{f,t} \right] {}_5F_{x,i}^t \quad (4)$$

donde a y b son, respectivamente, los límites inferior y superior del período reproductivo. De éstos, una proporción ${}_5L_{o,ij} / {}_5l_{o,i}$ estará constituida por sobrevivientes de nacidos en la región i en el período $t, t+5$, residentes en la región j al final del intervalo.⁴ Por consiguiente:

$${}_5P_{o,ij}^{t,t+5} = 1/2 {}_5L_{o,ij} / {}_5l_{o,i} \sum_{x=\alpha}^{\beta-5} \left[{}_5P_{x,i}^{f,t} + \sum_{k=1}^m {}_5S_{x-5,ki}^{f,t,t+5} {}_5P_{x-5,k}^{f,t} \right] {}_5F_{x,i}^t \quad (5)$$

4 Esta relación de sobrevivencia al nacer se obtiene de una tabla de vida multirregional.

Así, el total de niños entre 0 y 5 años de edad en la región j al final del período estará dado por la suma de los nacimientos en todas las regiones y que sobreviven en j :

$${}_5P_{o,j}^{t+5} = 1/2 \sum_{i=1}^m \sum_{x=\alpha}^{\beta-5} {}_5L_{o,ij}/l_{o,i} [{}_5P_{x,i}^{f,t} + \sum_{k=1}^m {}_5s_{x-5,ki}^{f,t,t+5} {}_5P_{x-5,k}^{f,t}] {}_5F_{x,i}^t \quad (6)$$

Para facilitar la operacionalización de la ecuación anterior y permitir el uso de las herramientas del álgebra matricial, se reordena esta expresión, a fin de aislar el término relativo a mujeres de determinada edad en el tiempo t (${}_5P_{x,i}^{f,t}$). Una vez hecho esto, se tiene:

$${}_5P_{o,j}^{t+5} = 1/2 \sum_{x=\alpha-5}^{\beta-5} \sum_{i=1}^m [{}_5L_{o,ij}/l_{o,i} {}_5F_{x,i}^t + \sum_{k=1}^m {}_5s_{x,ik}^{f,t,t+5} {}_5L_{o,kj}/l_{o,k} {}_5F_{x+5,k}^t] {}_5P_{x,i}^{f,t} \quad (7)$$

Procediendo como sigue:

$$1/2 [{}_5L_{o,ij}/l_{o,i} {}_5F_{x,i}^t + \sum_{k=1}^m {}_5s_{x,ik}^{f,t,t+5} {}_5L_{o,kj}/l_{o,k} {}_5F_{x+5,k}^t] = {}_5b_{x,ij}^{t+5} \quad (8)$$

la ecuación (7) puede ser representada por:

$${}_5P_{o,j}^{t+5} = 1/2 \sum_{x=\alpha-5}^{\beta-5} \sum_{i=1}^m {}_5b_{x,ij}^{t+5} {}_5P_{x,i}^t \quad (9)$$

donde:

${}_5b_{x,ij}^{t+5}$ es el número medio de niños nacidos durante el intervalo, sobrevivientes en la región j al final del período, por mujer que al inicio del mismo residía en i , de edad entre x y $x+5$ años.

Al examinar cuidadosamente las ecuaciones, haciendo la necesaria interpretación demográfica, se debe observar lo siguiente:

i) El número de nacimientos en una determinada región, en el intervalo $t, t+5$, corresponde a la sumatoria de la media de nacimientos en la región, en los grupos etarios fijos, en los momentos t y $t+5$ (ecuación 1).

ii) La contribución de los niños nacidos durante el intervalo a la población de menos de 5 años de edad, de una determinada región, en el momento $t+5$, hijos de mujeres residentes en cada región en el momento t , es estimada a partir de las medias de los nacimientos correspondientes a cada cohorte etaria en los momentos t y $t+5$, cualquiera sea la localización de ocurrencia del nacimiento (ecuaciones 6 y 7).

iii) Al analizar la contribución de las mujeres de diversas regiones a la composición de la población de menos de 5 años de edad de una determinada región j , al final del período (ecuación 8), se observa que:

- Una parte corresponde a las mujeres ya residentes en la región en el momento t y que permanecieron allí hasta $t+5$ (cuando $i = k = j$);
- Una parte corresponde a la migración de niños de diversas regiones hacia j (efectos directos de la migración). De estos niños, una fracción nació en la propia región i (cuando $k = i \neq j$) y otra, a pesar de que las madres residían en i en el momento t , nació en regiones distintas (cuando $i \neq k \neq j$);
- Una parte corresponde a niños nacidos en j , pero de madres que no residían allí en el momento t (efectos indirectos de la migración) (cuando $k = j \neq i$).

El modelo final para operacionalizar la proyección, tal como la formuló Rogers (1995), es:

$$\{P^{t+1}\} = H\{P^t\}$$

donde:

$$H = \begin{bmatrix} H_{11} & H_{21} & \dots & H_{m1} \\ H_{12} & H_{22} & \dots & H_{m2} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ H_{1m} & H_{2m} & \dots & H_{mm} \end{bmatrix}$$

y cada matriz H_{ij} tiene la forma:

$$H_{ij} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & b_{ij}(\alpha-5) & \dots & b_{ij}(\beta-5) & 0 & \dots & 0 \\ 0 & s_{ij}(0) & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & s_{ij}(5) & \dots & 0 & 0 & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & s_{ij}(z-5) & 0 \end{bmatrix}$$

y,

$$P^t = \begin{bmatrix} P_1^t \\ P_2^t \\ \vdots \\ P_m^t \end{bmatrix}$$

C. ESTIMACIONES Y PROYECCIÓN DE LOS COMPONENTES DE LA DINÁMICA DEMOGRÁFICA DE LA POBLACIÓN

En esta sección se presentan los resultados obtenidos al aplicar el método multirregional, con énfasis en la consistencia interna que deben tener. Brevemente se mencionan, además, las hipótesis sobre el comportamiento esperado de la fecundidad, la mortalidad y la migración interna.

1. Comportamiento esperado de las variables demográficas

Las estimaciones y proyecciones de las tasas de mortalidad y fecundidad que se usaron fueron desarrolladas, tal como se ha señalado, en el marco del proyecto “Dinámica demográfica, desarrollo regional y políticas públicas - Módulo de proyecciones”. Sus resultados y la metodología aplicada se exponen en detalle en Sawyer y otros (1999) y los parámetros que los describen figuran en el anexo 1.

En lo que respecta a la variable migración, en este trabajo Brasil fue considerado como una población cerrada, lo que significa que todas las estimaciones se refieren a movimientos migratorios internos. Sobre esta base se estimó la proporción de sobrevivientes que migró desde cada una de las 27 UF hacia todas las otras. Esta proporción está condicionada por la mortalidad, dado que la fracción de la población que no sobrevive al final del período no es considerada para los efectos de la migración. Su estimación se basa en datos empíricos, lo que lleva a la determinación de la matriz de probabilidades de transición S_x , a la que se hace referencia en la metodología.⁵

La información sobre migración se obtuvo del Censo de Población realizado en 1991 y del Censo de Población de 1996. Inicialmente, se elaboraron matrices de origen-destino para estimar la proporción condicionada de sobrevivientes que migró en los períodos 1986-1991 y 1991-1996 (fechas fijas), relacionando cada UF de residencia en el momento inicial con la UF de residencia en el momento final, lo que permitió identificar todos los flujos migratorios entre las 27 UF. En el anexo 1 se reseña brevemente la formulación de las correspondientes hipótesis sobre el comportamiento futuro de la migración.

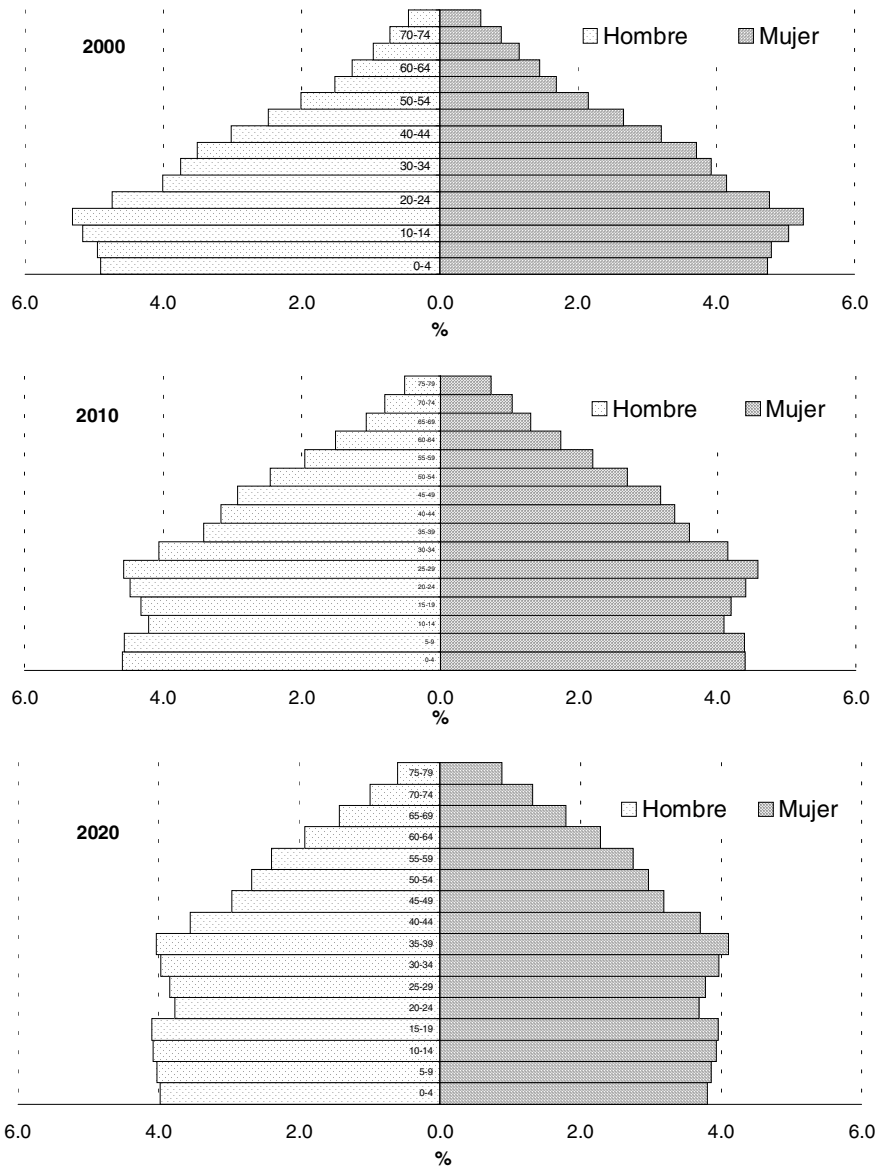
5 Para mayores detalles, véase Rogers (1995, cap. 4).

2. Los resultados

De la aplicación del modelo multirregional, conjuntamente con la operacionalización de las hipótesis sobre el comportamiento futuro de las tres variables demográficas, resultaron estimaciones de población para cada UF, por sexo y grupos de edad, cuya sumatoria representa la población esperada para el territorio brasileño, tal como se presenta en el cuadro 1B del anexo 2. El gráfico 1 ilustra esta información, con las pirámides de población correspondientes a tres momentos entre 2000 y 2020, que muestran el proceso de cambio que llevará al país hacia una estructura envejecida.

Por tratarse de un ejercicio esencialmente metodológico, en esta sección se presentan los resultados obtenidos con el propósito de evaluar, además de las propias estimaciones, la viabilidad del método. Así, en primer lugar, y sólo como punto de referencia, se hace una breve comparación con proyecciones independientes; una es la estimación unirregional del IBGE (s/f), y la otra, la de las Naciones Unidas (2001), ambas elaboradas con el método de los componentes demográficos. Dado que dicho modelo busca obtener un total a partir de la proyección simultánea de varias regiones (o unidades federativas), en el análisis que sigue se pone el énfasis en el resultado total, es decir, en las estimaciones obtenidas para el país como un todo. En segundo lugar, se consideran algunos indicadores demográficos que revelarían el grado de consistencia interna de la proyección elaborada con el modelo multirregional.

Gráfico 1
BRASIL: POBLACIÓN POR SEXO Y EDAD, DISTRIBUCIÓN RELATIVA, 2000-2020
(En porcentajes)



Fuente: Resultados de la proyección multirregional. Cuadro 1B en anexo.

El cuadro 1 muestra la población esperada para el período proyectado según el modelo multirregional y las otras fuentes mencionadas (total, distribución relativa de los tres grandes grupos etarios y crecimiento implícito para el período 2000-2020).

Cuadro 1
**BRASIL: ESTIMACIONES DE POBLACIÓN SEGÚN EL INSTITUTO
BRASILEÑO DE GEOGRAFÍA Y ESTADÍSTICA,
LAS NACIONES UNIDAS Y LA PROYECCIÓN
MULTIRREGIONAL, 2000-2020**

Grupo etario	Período	Multirregional ^a	Fuente	
			IBGE ^b	Naciones Unidas ^c
1. Población total en números absolutos				
(en miles)				
Población total (en millones)	2000	169 799	170 143	170 406
	2005	181 690	181 341	181 086
	2010	193 046	192 041	191 444
	2015	203 671	201 517	201 393
	2020	213 451	209 705	210 577
2. Distribución proporcional con respecto a la población total				
(en porcentajes)				
0 a 14 años	2000	29.6	28.9	28.8
	2005	27.6	27.0	26.6
	2010	26.2	25.7	25.3
	2015	25.2	24.6	24.3
	2020	23.7	23.3	23.3
15 a 64 años	2000	64.5	66.1	66.1
	2005	66.1	67.4	67.6
	2010	67.0	68.1	68.3
	2015	67.2	68.4	68.4
	2020	67.6	68.5	68.0
65 y más años	2000	5.9	5.0	5.1
	2005	6.3	5.6	5.8
	2010	6.8	6.2	6.4
	2015	7.6	7.1	7.3
	2020	8.7	8.2	8.7
3. Tasa de crecimiento medio anual para el período 2000-2020				
(por cien)				
Población total		1.14	1.05	1.06
0 a 14 años		0.03	-0.03	0.00
15 a 64 años		1.37	1.22	1.20
65 y más años		3.15	3.54	3.73

^a Cuadro 1B en anexo - Resultados de la proyección multirregional.

^b IBGE (s/f): Estimativas de Población por sexo y edad, 1980-2050. (disponible en marzo de 2002 en: <http://www2.ibge.gov.br/pub/> Estimativas Projecoes Mortalidade Populacao/ Projecoes 1980-2050/.

^c Naciones Unidas (2001), *World Population Prospects, the 2000 Revision (ST/ESA/SER.A/167)*, Nueva York. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: E.01.XIII.20.

En lo que respecta a los valores totales hay, en general, coincidencias satisfactorias. Desde el comienzo del período hasta el final de la proyección, la comparación acusa una variación siempre inferior a 2%. La reducida divergencia en el primer período (2000) se explica por el hecho de que la proyección multirregional incorpora los datos del Censo de 2000.

Como las bases utilizadas por las diversas fuentes son diferentes, hecho que dificulta su comparación en términos absolutos, los resultados pueden evaluarse a través de la distribución relativa de los grandes grupos etarios (sección 2 del cuadro 1) y de las tasas de crecimiento implícitas.

Para los dos primeros grupos no se observan, en general, diferencias notables. La mayor representatividad del grupo de 0-15 años de edad en las proyecciones multirregionales se debe a que su hipótesis para proyectar la fecundidad es más conservadora que la formulada en los otros casos; sin embargo, puede ser modificada a la luz de nuevas evidencias. Como consecuencia de esto, se producen diferencias de pequeña magnitud en la tasa de crecimiento estimada para el total del período proyectado (inferiores a 0,1), que resulta mayor en el caso de las proyecciones multirregionales (sección 3 del cuadro 1).

Las divergencias más significativas se dan en el grupo de 65 y más años de edad, lo que se debe a que en las proyecciones multirregionales la expectativa de mejoras en los niveles de mortalidad es mayor.⁶ En general, las diferencias entre los resultados de la proyección multirregional y las otras dos superan 5%, pudiendo llegar hasta 10%. Esto, además de ser atribuible a las diferencias en los niveles de mortalidad, reflejan el distinto patrón por edad, implícito en cada proyección. Esta afirmación se demuestra mejor en el gráfico 2.

Finalmente, volviendo a los valores absolutos, para 2020 la proyección multirregional arroja una estimación de 213 millones de habitantes, valor mayor que el obtenido por las fuentes independientes. Aun cuando esto significa una variación absoluta de 3,7 a 2,9 millones, en gran parte localizada en el segmento de 65 años y más, la diferencia relativa en el total de la población es, en ambos casos, inferior a 2%.

6 Las esperanzas de vida para el período 2015-2020, implícitas en las proyecciones aquí presentadas, son las siguientes:

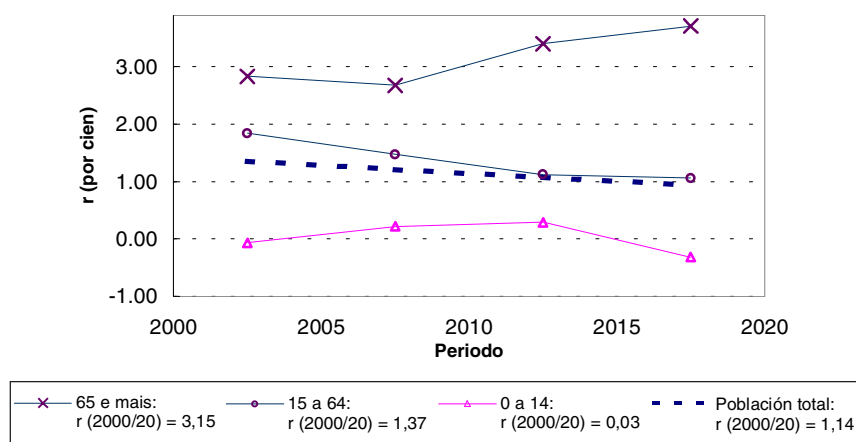
Fuente ^a	Total	Hombres	Mujeres
IBGE	70.3	66.4	74.4
Naciones Unidas	71.9	68.4	76.2
Proyección multirregional	74.5	70.6	78.1

^a Véase el cuadro 1.

En síntesis, la suma de las 27 estimaciones realizadas con el método multirregional replica proyecciones independientes hechas para el total del país. La obvia ventaja de disponer simultáneamente de estimaciones para cada UF convierte este método en un instrumento sumamente importante.

Gráfico 2

BRASIL: TASA DE CRECIMIENTO MEDIO ANUAL (r) PARA LA POBLACIÓN TOTAL Y GRANDES GRUPOS ETARIOS, 2000-2020



Fuente: Resultados de la proyección multirregional.

3. La consistencia interna y su evaluación

La consistencia interna de los resultados producidos por el modelo multirregional puede ser evaluada a través del comportamiento de indicadores propios de su dinámica demográfica y derivados de la composición por edad y sexo. Por definición, si en este modelo el producto final es la suma de las partes, entonces los indicadores demográficos presentados para el país en su conjunto reflejan el comportamiento de los mismos indicadores en cada UF del Brasil. Se trata de la razón entre sexos, la tasa de crecimiento por edad de las cohortes y las relaciones de sobrevivencia y migración.

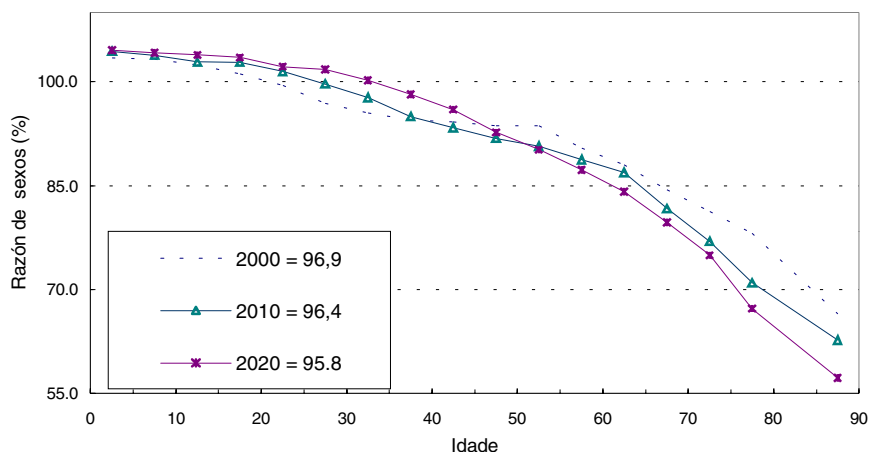
a) La razón entre sexos

Uno de los indicadores más simples, la razón entre sexos, se presenta en el gráfico 3 y se obtuvo de la suma de las poblaciones de cada UF. Cabe notar, en primer término, que las oscilaciones por edad en un período y cohorte determinados se repiten, coherentemente, en los períodos posteriores para la misma cohorte. En segundo lugar, durante el período de referencia se observa una disminución sistemática de la razón total, que pasa de 96,9% a 95,8% en 20 años. Dadas las perspectivas de lograr niveles de mortalidad más bajos, se espera, como suele suceder en estas situaciones, que las mujeres obtengan ganancias proporcionalmente mayores. Esto se traduce en un número de mujeres sobrevivientes por edad superior al de hombres, característica que debe acentuarse en las edades avanzadas. Esto es lo que, coherentemente, muestran los resultados aquí presentados.

b) La tasa de crecimiento por edad

Otra forma de evaluar los resultados de la proyección se basa en el análisis longitudinal, es decir, en la observación del crecimiento medio anual (r) de dos cohortes consecutivas determinadas a lo largo del período que comprende la proyección. En este sentido, debe considerarse la evolución de r por edad, según se presenta en el cuadro 2.

Gráfico 3
BRASIL: RAZONES DE SEXO, TOTAL Y POR EDAD, 2000-2020
(En porcentajes)



Fuente: Resultados de la proyección multirregional.

En general, el crecimiento experimentado entre una cohorte y la siguiente tiene que mantenerse, con mínimas variaciones, hasta el final de la vida de las cohortes consideradas, ya que las diferencias de tamaño entre ellas tenderán a perdurar y sólo serán modificadas por cambios en la mortalidad, la migración o ambas variables que afecten a las cohortes en distinta medida. Así, r tendería a aumentar si, como se espera, los niveles de mortalidad disminuyen a lo largo del tiempo, favoreciendo proporcionalmente más a la cohorte de menor edad comprendida en el cálculo. En cuanto a la migración, cabe recordar que en el caso aquí presentado se supone una migración internacional nula y, por principio, los movimientos migratorios internos no inciden en el crecimiento observado entre cohortes adyacentes.

En la presente aplicación se aprecia que el valor de r es bastante regular cuando es tratado longitudinalmente, como se verá en el caso de algunos grupos etarios seleccionados:

i) Edades iniciales

El crecimiento de 1,6 observado entre las cohortes iniciales (0-4 años de edad) en el período 2000-2005, presenta una ligera tendencia creciente a lo largo del período de proyección. Al acompañar el crecimiento de estas cohortes –lo que significa observar los valores diagonales marcados con línea discontinua en el cuadro 2– se tiene, al final del período, un valor de r cercano a 1,47, cuando estas cohortes alcanzan la edad de 20-24 años. Esta variación se explica porque en las UF en general se esperan mejoras de los niveles de mortalidad.

Además, es importante observar lo que ocurre con cohortes que, en el período inicial, tenían un tamaño menor que el de la precedente ($r < 0$), caso que presentan varios grupos en este tramo de edades iniciales. Si se toma como ejemplo la diferencia de tamaño de las cohortes de 10 a 14 años de edad, el crecimiento experimentado por este grupo etario fue de -1,0 en 2000-2005 (celdas marcadas con línea doble en el cuadro 2). Esta tasa negativa se mantiene, como en el caso anterior, aunque con una ligera tendencia a aumentar a lo largo del período de la proyección.

Cuadro 2
**BRASIL: TASA DE CRECIMIENTO MEDIO ANUAL POR GRUPOS ETARIOS
 DE COHORTE ADYACENTES, 2000-2020**

Grupo etario	Período			
	2000-2005	2005-2010	2010-2015	2015-2020
Total	1.35	1.21	1.07	0.94
0-4	1.36	-0.22	-0.41	-0.45
5-9	-0.59	1.45	-0.16	-0.36
10-14	-1.00	-0.59	1.46	-0.15
15-19	-0.75	-0.99	-0.58	1.47
20-24	1.97	-0.74	-0.97	-0.56
25-29	2.88	2.00	-0.71	-0.95
30-34	1.00	2.91	2.02	-0.69
35-39	0.94	1.04	2.94	2.05
40-44	2.66	0.98	1.08	2.97
45-49	3.30	2.70	1.03	1.12
50-54	3.50	3.36	2.76	1.08
55-59	4.17	3.58	3.43	2.83
60-64	1.90	4.26	3.66	3.51
65-69	2.89	2.00	4.35	3.77
70-74	2.15	3.01	2.12	4.47
75-79	3.75	2.31	3.17	2.28
80 y más	2.79	3.81	3.58	3.87

Fuente: Resultados de la proyección multirregional.

ii) Edades centrales (25 a 64 años)

Una operación similar puede hacerse con aquellas cohortes que en períodos recientes registraron una tendencia irregular de la mortalidad, como ocurrió, por ejemplo, entre las edades 25 a 29 o 30 a 34 años. En el caso de Brasil, las defunciones por causas externas (accidentes, violencia, otras) y enfermedades relacionadas con el VIH/SIDA ocasionaron la interrupción de la tendencia decreciente de la mortalidad en esas edades, principalmente en las grandes metrópolis,

con las consiguientes repercusiones en sus unidades federativas.⁷ Cualquiera sea la consecuencia de este comportamiento, en la suma de las 27 subpoblaciones se mantienen, a nivel nacional, las divergencias observadas entre las cohortes en el período inicial. Al utilizar como ejemplo el grupo etario de 25-29 años, se observa que, para el total del país, r tiene un valor de 2,88 entre 2000-2005, el cual permanece aproximadamente constante hasta el final del período. Se mantiene también la ligera tendencia ascendente de r , atribuible a las mejoras esperadas de los niveles de mortalidad a lo largo del período, como ya se dijo.

Además, al tratarse del país como un todo y no habiéndose considerado la migración internacional, por definición del método, aun en el caso de edades en las que el riesgo de migrar es mayor, las entradas y salidas a nivel nacional se compensan y se obtiene un saldo migratorio nulo.

iii) Edades adultas mayores

Por último, se puede evaluar la coherencia a través de los valores de r a partir de un grupo etario en el que la mortalidad sea intensa. Para tal efecto se considera el grupo de 50-54 años (celdas sombreadas). Bajo el supuesto de que las ganancias respecto de la mortalidad serán más significativas entre los adultos mayores, las diferencias de crecimiento entre cohortes a lo largo del período de la proyección deben aumentar, pues el grupo inmediatamente más joven se beneficiará proporcionalmente más de estas ganancias. Así, se observa que el valor inicial de r (3,50) va en aumento entre estas cohortes. Al alcanzar el final del período de la proyección r aumenta a 3,77. Esta variación es mayor que aquellas observadas en los casos anteriores. Similar comportamiento presentan las edades 55-59 y 60-64 años.

Resumiendo, la sumatoria de los efectos de la migración y de la mortalidad de cada UF de acuerdo con el modelo multirregional reproduce para Brasil en su conjunto, en forma coherente, tasas de crecimiento de cohortes similares en el tiempo y tendiendo siempre a aumentar.

⁷ Sobre la influencia de estos dos aspectos en el patrón por edad de la mortalidad, véase, por ejemplo, Marangone, 2002; Santo y otros, 1998; Vermelho y Jorge, 1996; Almeida, 1996.

c) Las relaciones de sobrevivencia y migración

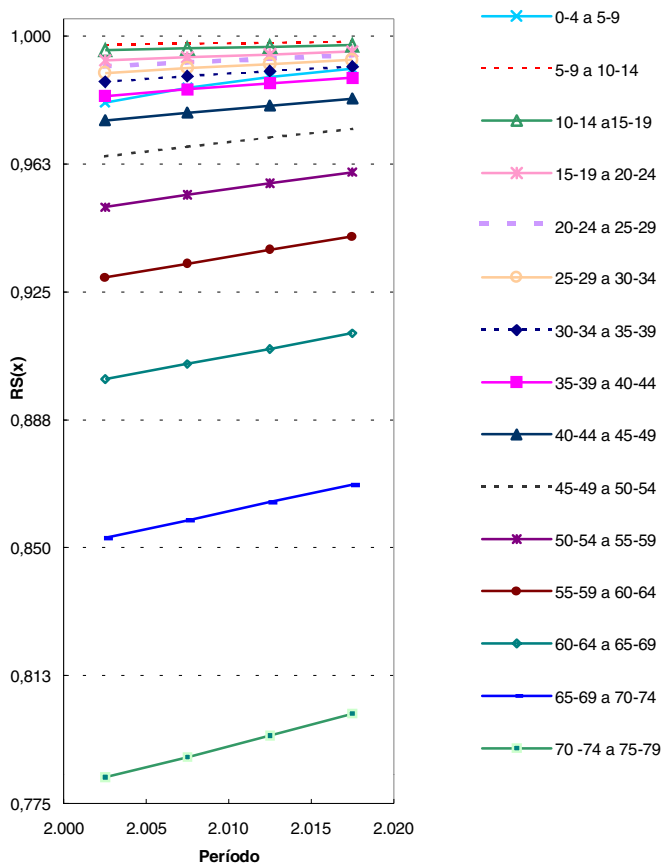
Finalmente, otro indicador que puede mostrar la coherencia de los resultados es la relación de sobrevivencia y migración entre dos grupos etarios consecutivos de una misma cohorte en una determinada subpoblación; para los efectos prácticos se denominarán solamente relaciones de sobrevivencia (RS). Las RS resumen las matrices resultantes de una ecuación que incluye la capacidad de reproducción de las mujeres, la migración (sólo interna, como ya se dijo), y los riesgos de la mortalidad. En el modelo multirregional, estas razones –incluidas en el anexo 2 (cuadros 2B y 3B)– corresponden a las probabilidades de transición.

Las RS pueden analizarse desde varios ángulos. Por una parte, en el gráfico 4 se muestra, de manera global, la variación que se espera en la composición por edad de la mortalidad en Brasil, de acuerdo con los supuestos implícitos en la proyección simultánea de las UF.⁸ En primer lugar, se prevé, en todos los casos, un aumento de las probabilidades de sobrevivencia a lo largo del período de la proyección. Entre los más jóvenes habría mejoras notables para los menores de 5 años de edad, grupo en el cual, justamente, hay espacio para mayores ganancias. En el grupo más expuesto a causas de muerte externas (15 a 40 años de edad, aproximadamente), en el que, además, los niveles son relativamente bajos, habría menor variación. En el gráfico se puede observar que, de cualquier manera, la probabilidad de sobrevivir será siempre superior a 0,96 en cualquier quinquenio para la población de más de 45 años de edad. Por último, se esperan mejoras sustanciales en las edades adultas; así, efectivamente, para la población de 40 años y más el conjunto de curvas del mencionado gráfico anuncia ganancias significativas y mayores para las edades más avanzadas.

8 Nuevamente, esto se da porque las tasas de migración, si se dimensionan correctamente y bajo el supuesto de saldos migratorios internacionales irrelevantes, tienden a anular el saldo migratorio nacional, de lo que se desprende que el único componente de estas razones es la mortalidad.

Gráfico 4

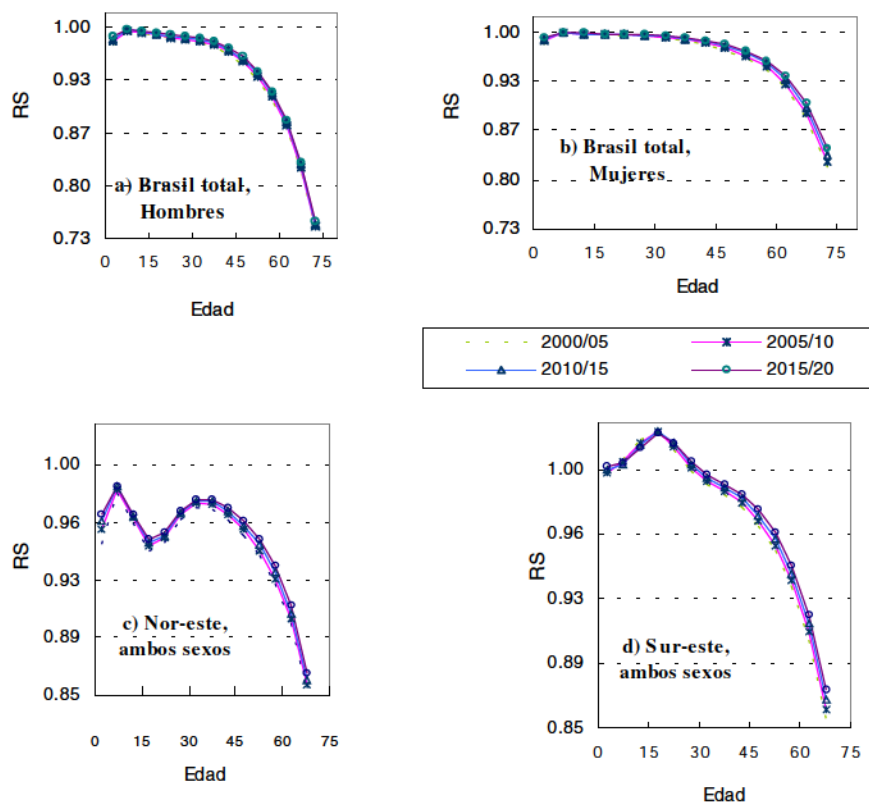
BRASIL: RAZONES DE SOBREVIVENCIA (RS) POR EDAD, 2000-2020



Fuente: Resultados de la proyección multirregional.

Las RS, por otra parte, pueden desagregarse por sexo y grupos quinquenales de edad, tal como se muestra en el gráfico 5. En primer lugar, si la mortalidad es diferenciada por sexo, sistemáticamente deben obtenerse razones mayores para las mujeres. En segundo lugar, sabiendo que el riesgo de muerte es mayor a medida que aumenta la edad, después del primer año de vida las razones deben disminuir sistemáticamente. En tercer lugar, si además se espera que los niveles de mortalidad descieran durante el período de referencia, también se tiene que anticipar, como se vio al considerar ambos sexos, que la RS por edad aumente en el tiempo. Los subgráficos *a* y *b* muestran que estas tres condiciones están presentes en los resultados obtenidos.

Gráfico 5
BRASIL: RAZONES DE SOBREVIVENCIA (RS) SELECCIONADAS, POR EDAD, 2000-2020



Fuente: Resultados de la proyección multirregional.

Además, dada la importancia de la migración interna, tanto a nivel de UF como de grandes regiones fisiográficas, es importante mencionar los perfiles de estas razones para dos grandes conglomerados, obtenidos mediante la suma de las correspondientes UF: las regiones Noreste y Sureste.⁹ Considerando que las UF que las integran expulsan y atraen migrantes, las RS presentadas en el ya mencionado gráfico 5 (subgráficos *c* y *d*) no muestran el mismo comportamiento verificado para el total del país.

⁹ La selección de estas dos regiones fisiográficas (Noreste y Sureste) se justifica porque la primera presenta un conjunto de UF con menor desarrollo social y económico, niveles de mortalidad relativamente más altos y saldos migratorios negativos. La segunda, en tanto, está integrada por UF que son ejemplo de mejores niveles de desarrollo social y económico, baja mortalidad y saldos migratorios positivos.

Así, en el Noreste, en algunos casos las RS tienden a aumentar con la edad; esto se debe en gran medida a un comportamiento de la migración diferenciado por edad y a su esperado descenso durante el período de la proyección (tendencia explicitada en las hipótesis sobre migración presentadas en el anexo 1). Aunque en menor medida, también contribuye a configurar este perfil la prevista disminución de la mortalidad. No obstante, a lo largo del tiempo la RS tiende a aumentar, un indicador saludable de que, pese a la emigración, la mortalidad tendería efectivamente a disminuir. En el caso del Sureste tampoco se registra lo constatado para el total del país; las razones oscilan como resultado tanto de la inmigración a las UF que componen esta región –superior a la emigración– como de las tasas de mortalidad en las edades centrales, que son relativamente menores que las de otras regiones. En las edades en las que la inmigración suele ser más intensa, la RS es superior a 1,0.

Finalmente, el gráfico presentado en el anexo 2 permite evaluar, para las cinco grandes regiones fisiográficas en que se divide Brasil, el patrón por edad de la RS. Este patrón, que sintetiza las hipótesis formuladas para cada UF en términos de fecundidad, migración interna y mortalidad, revela resultados bastante consistentes de acuerdo con la composición social y económica de cada una de estas regiones y sus respectivas UF.

D. CONSIDERACIONES FINALES

Si bien es cierto que la proyección presentada exige un grado de sofisticación computacional relativamente mayor que, por ejemplo, la aplicación de métodos unirregionales, este es un requisito tecnológico cada vez menos relevante. Uno de los objetivos de este trabajo es justamente la difusión y la búsqueda de perfeccionamiento del modelo multirregional, por lo que los autores ponen los programas de computación aquí empleados a disposición de quienes se interesen,¹⁰ sea para su aplicación o su mejoramiento.

La principal ventaja del modelo de proyección multirregional es que se trata de un instrumental esencialmente demográfico, razón por la cual su capacidad de acierto depende, en gran parte, tanto de un sólido conocimiento demográfico sobre las subpoblaciones

10 Los interesados pueden comunicarse con los autores a través de <http://www.cedeplar.ufmg.br>.

consideradas como de las hipótesis sobre el comportamiento futuro de la fecundidad, la migración y la mortalidad. Esto asegura la consistencia entre las proyecciones de los distintos niveles de agregación y su producto total, así como una evaluación razonada de sus resultados.

En síntesis, las consideraciones surgidas a lo largo del trabajo permiten concluir que el modelo multirregional es un instrumento valioso en la ardua –y difícilmente objetiva– tarea de estimar simultáneamente las subpoblaciones futuras de un país o región.

BIBLIOGRAFÍA

- Almeida, P. C. (1996): *Mortalidade por múltiplas causas como instrumento de vigilância epidemiológica da tuberculose após o advento da AIDS*. Tesis de doctorado - Facultad de Salud Pública de la USP/ São Paulo.
- Berrio, D.E., Rogers, A., Woodward, J. (1988): *Multiregional Projections of the U.S. Population: 1980-2080* - University of Colorado, Institute of Behavioral Science and Population Program; 1988.
- Camargo M. A. B. (2002): *Mortalidade por causas no Estado de São Paulo e suas Regiões*. Tesis de doctorado - Facultad de Salud Pública de la USP/ São Paulo.
- Hakkert R. (1990). A Dinâmica Demográfica da Região Amazônica numa Perspectiva Nacional. Brasília, Eletro-Norte. Mimeo.
- Heide H.; Willekens F. J.(1984). *Demography Research and Spatial Policy: the Dutch Experience*. Academic Press, New York.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (s/f): Estimativas de População por sexo e idade, 1980-2050. (Disponible en Marzo de 20002 en: http://www2.ibge.gov.br/pub/Estimativas_Projecoes_Mortalidade_Populacao/Projecoes_1980_2050/
- Land K. C.; Rogers A.; (1982). *Multidimensional Mathematical Demography*. Academic Press, New York.
- Machado, C. C; (1993). *Projeções Multirregionais de População: o caso brasileiro (1980-2020)*. Tesis de doctorado presentada al Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional /CEDEPLAR/ FACE/UFMG. Belo Horizonte, MG
- Massey, D. S.; Arango, J.; Hugo, G. J.; K. Ali; Pellegrino, A.; Taylor, J. E.. (1993): Theories of international migration: a review and appraisal. In: *Population and Development Review*; vol. 19, N° 3, pp. 431-466, septiemb 1993.
- Núñez, L. y Moreno N. L. (1986): México: Proyecciones de Población Urbana y Rural 1980-2010. - Academia Mexicana de Investigación en Demografía Médica, 1986, p. 120.
- Rogers A. (1985). *Regional Population Projection Models*. Sage Publications, London.

- Rogers A. (1995). *Multirregional Demography: Principles, Methods and Extensions*. John Wiley & Sons, New York.
- Rogers A.; Willekens F. J. (1986). *Migration and Settlement: a Multirregional Comparative Study*. D. Reidel Publishing Company, Boston.
- Santo, A., H.; Pinheiro, C. E.; Rodrigues, E. M.(1998): Comparative evaluation of underlying causes of death processed by the Automated Classification of Medical Entities and the Underlying Cause of Death Selection Systems. In: *Revista de Saúde Pública* 32(1):1-6 . São Paulo, Brasil.
- Sawyer O. D.; Wong, L.R., Carvalho J.A. M., Fígoli, M., Andrade F.C.D., Barbieri A. F. e Tavares C.R.G. (1999). *Projeção Populacional, por Sexo e Grupos Quinquenais, das Unidades da Federação, Brasil, 1990-2020*. Belo Horizonte: CEDEPLAR-UFMG. Informe técnico - No publicado.
- United Nations (1993a): Internal migration of women in developing countries. - United Nations, Population Division New York; 1993, p. 359 (ST/ESA/SER.R/127).
- United Nations (1998): Population distribution and migration. - Department of Economic and Social Affairs. Population Division - New York, New York, United Nations. Department of Economic and Social Affairs. Population Division, 1998, p. 400.
- Vermelho, L.L.; Jorge, Maria H. P. de M. (1996): Mortalidade de jovens: análise do período de 1930 a 1991 (a transição epidemiológica para a violência). In: *Revista de Saúde Pública*, vol. 30, N° 4., 319-31 pp. São Paulo, Brasil.

Anexo 1

OBSERVACIONES SOBRE LAS HIPÓTESIS RELATIVAS AL COMPORTAMIENTO FUTURO DE LA FECUNDIDAD, LA MORTALIDAD Y LAS MIGRACIONES EN BRASIL (2000-2020)

En este anexo se presentan los indicadores resumen del comportamiento esperado de la fecundidad, la mortalidad y las migraciones que sirvieron de base para la aplicación del modelo multirregional.

Para realizar la proyección se consideró cada una de las 27 unidades federativas (UF) y los indicadores fueron agrupados según cinco regiones fisiográficas, las cuales, de manera bastante aproximada, representan adecuadamente las diferencias sociales y económicas presentes en el país. El detalle metodológico, así como la justificación de la definición de la dinámica demográfica de Brasil en términos de las mencionadas variables demográficas puede encontrarse en Sawyer y otros (1999).

1. Fecundidad

Considerando que todas las UF muestran una clara tendencia decreciente de la fecundidad, en líneas generales se espera que se sitúen por debajo del nivel de reemplazo antes de 2020. Según la hipótesis denominada 'media', hacia 2020 la mujer brasileña tendrá, en promedio, alrededor de 2 hijos, con tendencia a postergar la edad de la maternidad. En el cuadro A1 se muestran las tasas globales de fecundidad para las 27 UF.

Las estimaciones básicas para la definición de estas tendencias comprenden información proveniente de estadísticas continuas, encuestas de hogares de la década de 1990 y los últimos censos demográficos disponibles.

2. Mortalidad

Las tablas de mortalidad fueron diseñadas tras un ajuste previo de datos directos e indirectos más recientes. Además de los registros continuos de defunciones, se hizo uso del censo de 1991 y las encuestas de hogares del quinquenio 1995-2000. En el cuadro A2 se presentan

los valores de la esperanza de vida, por sexo, para las 27 UF. En líneas generales, se espera que continúe existiendo un significativo diferencial en la mortalidad por sexo. Se estima que hacia 2020 la esperanza de vida en Brasil sería de 71 años para los hombres y de 78 años para las mujeres.

3. Migraciones

El punto de partida fue considerar cada UF y estimar las tasas de emigración por sexo y edad para las otras 26 UF entre las fechas fijas 1986-1991 y 1991-1996. A partir de esas tasas y tomando en cuenta la evolución económica reciente y sus perspectivas, se estableció el perfil migratorio de cada UF en ambos períodos, como se presenta a continuación:

a) 1991/1996

Con excepción de los estados del Noreste, para los cuales se utilizaron proporciones obtenidas entre 1986 y 1991, en el caso de las demás UF las proyecciones para 1995 se elaboraron a partir de proporciones determinadas entre 1991 y 1996. En este período inicial también se consideró:

- que las proporciones de migrantes de todas las demás UF hacia el Noreste tendrían como base los datos correspondientes al período 1986-1991;
- una reducción de 5% en las proporciones de migrantes desde Mato Grosso hacia todas las UF;
- una reducción de 5% en las proporciones de migrantes desde el Distrito Federal hacia Goiás.

b) 1995-2000

En la proyección de 1995 a 2000 se consideró una reducción de 5% en las proporciones de migrantes correspondientes al período anterior:

- de Rondonia hacia otras UF y de otras UF hacia Rondonia;
- del Maranhão hacia Pará y viceversa;
- de Goiás hacia otras UF;
- de São Paulo hacia el Noreste y Minas Gerais;
- de Minas Gerais, Paraná, Mato Grosso y Noreste hacia otras UF;
- de Mato Grosso del Sur hacia Paraná y Mato Grosso; y del Distrito Federal hacia Goiás;
- para las demás UF no se modificó el porcentaje de reducción.

c) 2000-2005

Para este período, las hipótesis de reducción con respecto al de 1995-2000 fueron prácticamente las mismas. Sólo se modificó en el caso de la proporción de migrantes desde Paraná hacia las otras UF, que pasó de 5% a 10% de reducción.

d) 2005-2010

En este caso, la hipótesis de reducción con respecto al período anterior fue de 10% en la proporción de migrantes desde Maranhão hacia Pará y desde Pará hacia Maranhão. En la proporción de migrantes desde Paraná hacia otras UF y desde São Paulo hacia Paraná, la reducción fue de 5% en relación con 2000-2005. Para las demás UF no se modificó el porcentaje de reducción aplicado.

e) 2010-2015 y 2015-2020

Para estos quinquenios, la proporción de migrantes se redujo con respecto al período anterior solamente en Tocantins y Mato Grosso. En cuanto a las otras UF, se espera una reducción de 5% de los migrantes desde São Paulo hacia Paraná y desde el Distrito Federal hacia Goiás.

Cuadro 1A
**BRASIL, REGIONES Y UNIDADES FEDERATIVAS: TASAS GLOBALES
 DE FECUNDIDAD, 1991-2020**

Regiones y unidades federativas	Período					
	1991	2000	2005	2010	2015	2020
Brasil	2.85	2.42	2.24	2.10	2.06	2.01
Norte	4.15	3.03	2.80	2.51	2.40	2.28
Rondonia	3.47	2.70	2.40	2.30	2.25	2.20
Acre	4.90	3.80	3.30	2.75	2.60	2.40
Amazonas	4.47	3.30	3.05	2.70	2.50	2.35
Roraima	3.99	2.70	2.40	2.30	2.25	2.15
Pará	4.19	3.00	2.85	2.53	2.43	2.30
Amapá	4.62	3.10	2.70	2.60	2.50	2.35
Tocantins	3.86	2.70	2.30	2.20	2.15	2.10
Noreste	3.70	2.65	2.32	2.16	2.11	2.04
Maranhão	4.64	3.20	2.70	2.50	2.35	2.25
Piauí	3.78	2.95	2.55	2.28	2.15	2.12
Ceará	3.73	2.65	2.33	2.20	2.13	2.08
Rio Grande do Norte	3.36	2.50	2.30	2.15	2.10	2.00
Paraíba	3.72	2.60	2.30	2.15	2.10	2.00
Pernambuco	3.26	2.12	1.95	1.90	1.90	1.90
Halagoas	4.05	2.95	2.55	2.28	2.15	2.12
Sergipe	3.58	2.65	2.33	2.20	2.13	2.08
Bahía	3.61	2.65	2.30	2.10	2.10	2.00
Sureste	2.35	2.22	2.11	2.00	1.97	1.93
Minas Gerais	2.67	2.25	2.10	2.05	2.05	2.00
Espírito Santo	2.75	2.30	2.25	2.15	2.10	2.10
Rio de Janeiro	2.10	2.10	2.00	1.90	1.90	1.90
São Paulo	2.28	2.25	2.15	2.00	1.95	1.90
Sur	2.52	2.25	2.15	2.05	2.05	2.00
Paraná	2.61	2.25	2.15	2.05	2.05	2.00
Sta. Catarina	2.57	2.25	2.15	2.05	2.05	2.00
Rio Grande do Sul	2.39	2.25	2.15	2.05	2.05	2.00
C. Oeste	2.66	2.37	2.25	2.15	2.10	2.04
Mato Grosso do Sul	2.92	2.50	2.35	2.20	2.15	2.10
Mato Grosso	3.06	2.62	2.46	2.31	2.25	2.20
Goiás	2.50	2.25	2.15	2.10	2.05	2.00
Distrito Federal	2.37	2.20	2.10	2.05	2.00	1.90

Fuente: O. D. Sawyer y otros, *Projeção populacional, por sexo e grupos quinquenais, das Unidades da Federação, Brasil, 1990-2020*, informe técnico no publicado, Belo Horizonte, Centro de Desarrollo y Planificación Regional - Universidad Federal de Minas Gerais (CEDEPLAR-UFMG), 1999.

Cuadro 2A
**BRASIL: ESPERANZA DE VIDA SEGÚN SEXO Y POR REGIONES
Y UNIDADES FEDERATIVAS (UF), 2000-2020**

Regiones y UF	Hombres				Mujeres			
	2000- 2005	2005- 2010	2010- 2015	2015- 2020	2000- 2005	2005- 2010	2010- 2015	2015- 2020
Brasil	66.63	68.07	69.40	70.65	73.55	75.14	76.65	78.15
Norte	65.72	67.14	68.47	69.74	72.63	74.18	75.71	77.23
Rondonia	63.31	65.00	66.61	68.13	70.67	72.40	74.08	75.76
Acre	63.30	64.94	66.50	68.00	71.43	73.01	74.58	76.15
Amazonas	65.32	66.82	68.23	69.56	73.01	74.58	76.12	77.63
Roraima	65.24	66.73	68.14	69.48	72.30	73.89	75.44	76.98
Pará	66.75	68.02	69.23	70.38	72.97	74.46	75.94	77.41
Amapá	65.42	66.83	68.16	69.44	72.97	74.47	75.94	77.41
Tocantins	65.60	67.06	68.44	69.74	72.60	74.23	75.81	77.37
Noreste	64.54	66.29	67.89	69.37	70.39	72.44	74.38	76.22
Maranhão	61.88	63.93	65.82	67.59	69.42	71.62	73.67	75.62
Piauí	66.58	67.97	69.26	70.47	71.85	73.63	75.33	76.99
Ceará	66.98	68.40	69.70	70.89	72.03	73.86	75.58	77.25
Rio G. do Norte	65.46	67.10	68.60	69.98	71.62	73.56	75.38	77.12
Paraíba	65.70	67.34	68.84	70.20	70.98	73.00	74.89	76.70
Pernambuco	63.74	65.61	67.33	68.91	69.98	72.09	74.08	75.97
Halagaos	59.81	62.18	64.37	66.39	65.82	68.46	70.92	73.24
Sergipe	63.53	65.33	67.00	68.57	70.33	72.28	74.14	75.94
Bahía	64.67	66.38	67.95	69.40	70.34	72.39	74.31	76.16
Sureste	67.55	68.88	70.13	71.33	75.14	76.50	77.84	79.19
Minas Gerais	68.06	69.39	70.63	71.78	74.18	75.74	77.26	78.75
Espírito Santo	66.60	68.09	69.48	70.79	74.26	75.79	77.27	78.74
Rio de Janeiro	66.02	67.54	68.99	70.37	74.79	76.18	77.55	78.93
São Paulo	68.03	69.25	70.41	71.52	75.86	77.08	78.30	79.54
Sur	68.83	69.93	70.98	71.99	75.60	76.87	78.06	79.35
Paraná	68.35	69.58	70.74	71.84	74.48	75.97	77.41	78.85
Sta. Catarina	69.12	70.19	71.20	72.18	75.83	77.04	78.26	79.51
Rio G. do Sul	69.24	70.20	71.15	72.07	76.50	77.61	78.74	79.90
C. Oeste	67.09	68.26	69.37	70.46	73.78	75.12	76.47	77.84
Mato Grosso do Sul	66.69	67.90	69.06	70.18	73.56	74.94	76.31	77.71
Mato Grosso	66.33	67.62	68.85	70.04	73.82	75.20	76.56	77.94
Goiás	67.12	68.26	69.37	70.45	73.27	74.60	75.95	77.33
Distrito Federal	68.62	69.56	70.48	71.38	75.53	76.66	77.81	79.00

Fuente: O. D. Sawyer y otros, *Projeção populacional, por sexo e grupos quinquenais, das Unidades da Federação, Brasil, 1990-2020*, informe técnico no publicado, Belo Horizonte, Centro de Desarrollo y Planificación Regional - Universidad Federal de Minas Gerais (CEDEPLAR-UFMG), 1999.

Anexo 2

RESULTADOS DE LA PROYECCIÓN MULTIRREGIONAL

Cuadro 1B

BRASIL: POBLACIÓN TOTAL, POR SEXO Y GRUPOS QUINQUENALES DE EDAD, 2000-2020

(En miles)

Grupos de edad	2000			2010			2020		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
Total	169 799.2	83 576.0	86 223.2	193 045.9	94 746.8	98 299.2	213 451.4	104 437.9	109 013.5
0-4	16 375.7	8 326.9	8 048.8	17 338.1	8 854.4	8 483.7	16 606.7	8 487.6	8 119.1
5-9	16 542.3	8 402.4	8 140.0	17 266.8	8 795.6	8 471.2	16 825.0	8 582.7	8 242.3
10-14	17 348.1	8 777.6	8 570.4	16 022.1	8 122.8	7 899.2	17 101.0	8 713.0	8 388.0
15-19	17 939.8	9 019.1	8 920.7	16 441.1	8 334.4	8 106.7	17 186.9	8 740.4	8 446.5
20-24	16 141.5	8 048.2	8 093.3	17 170.1	8 649.6	8 520.6	15 898.7	8 033.1	7 865.6
25-29	13 849.7	6 814.3	7 035.3	17 676.0	8 823.7	8 852.2	16 262.1	8 201.1	8 061.0
30-34	13 028.9	6 364.0	6 665.0	15 846.5	7 830.4	8 016.1	16 937.3	8 476.6	8 460.7
35-39	12 261.5	5 955.9	6 305.7	13 539.4	6 593.8	6 945.6	17 375.5	8 607.8	8 767.6
40-44	10 546.7	5 116.4	5 430.3	12 653.1	6 109.4	6 543.7	15 492.3	7 587.5	7 904.8
45-49	8 721.5	4 216.4	4 505.1	11 775.2	5 636.2	6 139.0	13 107.1	6 304.9	6 802.3
50-54	7 062.6	3 415.7	3 646.9	9 952.3	4 732.7	5 219.6	12 058.8	5 717.7	6 341.1
55-59	5 444.7	2 585.2	2 859.5	8 022.3	3 771.3	4 251.0	10 969.8	5 111.5	5 858.3
60-64	4 600.9	2 153.2	2 447.7	6 260.4	2 910.3	3 350.1	8 963.5	4 095.0	4 868.5
65-69	3 581.1	1 639.3	1 941.8	4 573.3	2 056.1	2 517.3	6 864.4	3 044.4	3 820.0
70-74	2 742.3	1 229.3	1 513.0	3 551.0	1 543.8	2 007.3	4 937.9	2 115.4	2 822.6
75-79	1 779.6	780.6	999.0	2 408.8	999.8	1 409.1	3 164.3	1 272.4	1 891.8
80+	1 832.1	731.4	1 100.8	2 549.3	982.4	1 566.9	3 700.2	1 346.9	2 353.3

Fuente: Resultados de la proyección multirregional.

Cuadro 2B
**BRASIL: RELACIONES DE SOBREVIVENCIA QUINQUENAL,
 SEGÚN SEXO Y EDAD, 2000-2020**

Grupos etarios	2000-2005		2005-2010		2010-2015		2015-2020	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
0-4/5-9	0.9782	0.9830	0.9829	0.9870	0.9862	0.9898	0.9889	0.9920
5-9/10-14	0.9969	0.9981	0.9972	0.9984	0.9975	0.9987	0.9978	0.9989
10-14/15-19	0.9944	0.9974	0.9950	0.9978	0.9956	0.9981	0.9962	0.9984
15-19/20-24	0.9896	0.9962	0.9910	0.9967	0.9922	0.9972	0.9933	0.9976
20-24/25-29	0.9867	0.9954	0.9886	0.9961	0.9903	0.9966	0.9917	0.9972
25-29/30-34	0.9840	0.9942	0.9861	0.9950	0.9880	0.9957	0.9896	0.9963
30-34/35-39	0.9809	0.9920	0.9834	0.9930	0.9855	0.9939	0.9874	0.9947
35-39/40-44	0.9760	0.9884	0.9787	0.9898	0.9811	0.9910	0.9832	0.9922
40-44/45-49	0.9669	0.9831	0.9696	0.9850	0.9722	0.9867	0.9746	0.9882
45-49/50-54	0.9536	0.9751	0.9567	0.9777	0.9597	0.9800	0.9627	0.9821
50-54/55-59	0.9345	0.9642	0.9379	0.9677	0.9414	0.9709	0.9450	0.9737
55-59/60-64	0.9084	0.9481	0.9118	0.9527	0.9153	0.9568	0.9191	0.9607
60-64/65-69	0.8726	0.9231	0.8755	0.9285	0.8786	0.9340	0.8820	0.9391
65-69/70-74	0.8186	0.8818	0.8216	0.8884	0.8244	0.8952	0.8273	0.9021
70-74/75-79	0.7431	0.8150	0.7450	0.8230	0.7480	0.8311	0.7507	0.8396
80 y+ / 85 y+	0.5502	0.6072	0.5629	0.6247	0.5749	0.6414	0.5870	0.6579

Fuente: Resultados de la proyección multirregional.

Cuadro 3B
**BRASIL: RELACIONES DE SOBREVIVENCIA QUINQUENALES, SEGÚN
 EDAD Y REGIONES FISIográfICAS, AMBOS SEXOS, 2000-2020**

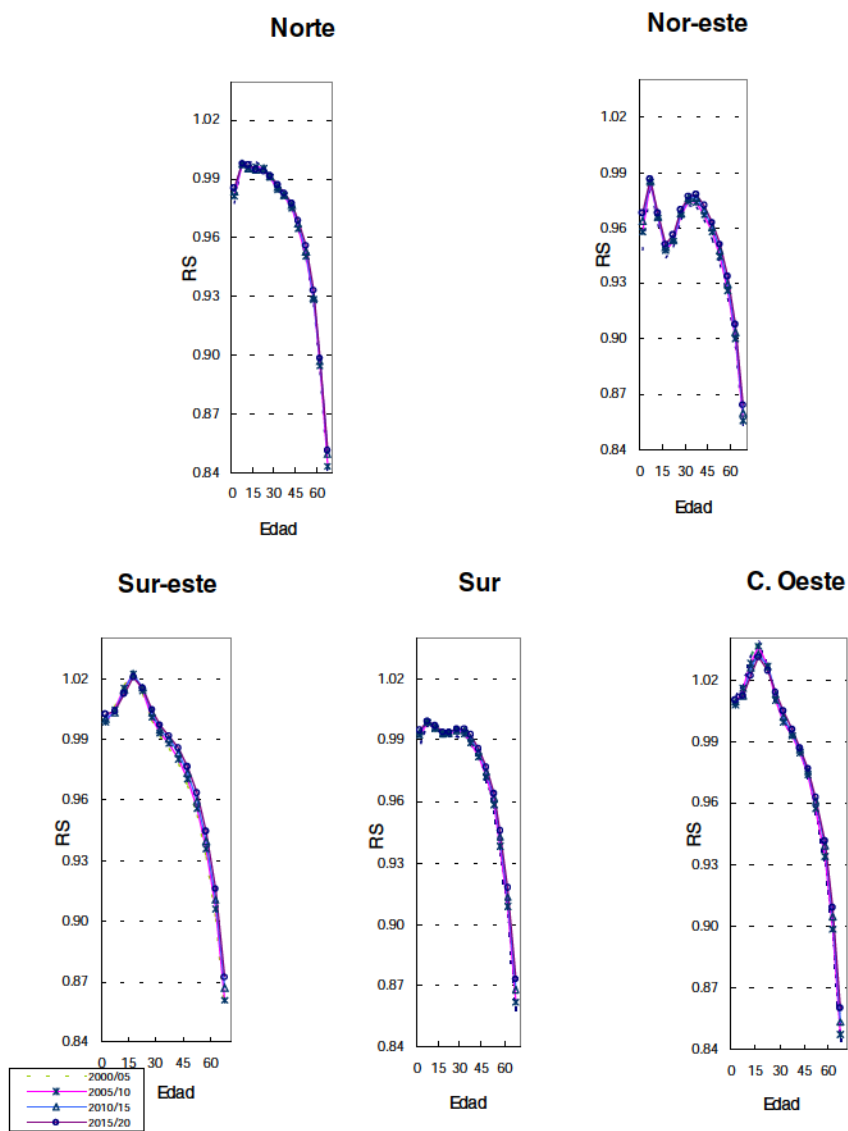
Región	Grupo etario	Período			
		2000-2005	2005-2010	2010-2015	2015-2020
1. Norte	0-4 a 5-9	0-4 a 5-9	0.97794	0.98128	0.98378
	5-9 a 10-14	5-9 a 10-14	0.99838	0.99699	0.99812
	10-14 a 15-19		0.99910	0.99590	0.99711
	15-19 a 20-24		0.99891	0.99657	0.99502
	20-24 a 25-29		0.99682	0.99573	0.99577
	25-29 a 30-34		0.99100	0.99060	0.99150
	30-34 a 35-39		0.98597	0.98485	0.98620
	35-39 a 40-44		0.98179	0.98135	0.98199
	40-44 a 45-49		0.97494	0.97547	0.97650
	45-49 a 50-54		0.96424	0.96522	0.96738
	50-54 a 55-59		0.94972	0.95095	0.95269
	55-59 a 60-64		0.92649	0.92874	0.92955
	60-64 a 65-69		0.89117	0.89473	0.89666
	65-69 a 70-74		0.83809	0.84355	0.84940
70-74 a 75-79		0.75835	0.76615	0.77394	
80 y+ a 85 y+		0.53995	0.56008	0.58041	
2. Noreste	0-4 a 5-9		0.94777	0.95795	0.96364
	5-9 a 10-14		0.98210	0.98437	0.98580
	10-14 a 15-19		0.96191	0.96515	0.96642
	15-19 a 20-24		0.94368	0.94756	0.94933
	20-24 a 25-29		0.94950	0.95263	0.95406
	25-29 a 30-34		0.96494	0.96744	0.96826
	30-34 a 35-39		0.97189	0.97509	0.97630
	35-39 a 40-44		0.97101	0.97393	0.97625
	40-44 a 45-49		0.96428	0.96726	0.96962
	45-49 a 50-54		0.95412	0.95777	0.96054
	50-54 a 55-59		0.94012	0.94442	0.94768
	55-59 a 60-64		0.92185	0.92607	0.92976
	60-64 a 65-69		0.89630	0.89986	0.90335
	65-69 a 70-74		0.85224	0.85630	0.85991
70-74 a 75-79		0.78502	0.78862	0.79365	
80 y+ a 85 y+		0.56360	0.58208	0.59988	
3. Sureste	0-4 a 5-9		0.99897	0.99825	1.00042
	5-9 a 10-14		1.00593	1.00457	1.00329
	10-14 a 15-19		1.01698	1.01563	1.01451
	15-19 a 20-24		1.02246	1.02229	1.02219
	20-24 a 25-29		1.01205	1.01383	1.01540
	25-29 a 30-34		0.99915	1.00065	1.00304
	30-34 a 35-39		0.99143	0.99304	0.99503
	35-39 a 40-44		0.98533	0.98780	0.98983
	40-44 a 45-49		0.97771	0.98060	0.98333
	45-49 a 50-54		0.96723	0.97017	0.97357
	50-54 a 55-59		0.95253	0.95594	0.95959
	55-59 a 60-64		0.93182	0.93558	0.93982
	60-64 a 65-69		0.90128	0.90618	0.91074
	70-74 a 75-79		0.78494	0.79196	0.79897
80 y+ a 85 y+		0.59691	0.60991	0.62337	

Cuadro 3B (conclusión)

Región	Grupo etario	Período			
		2000-2005	2005-2010	2010-2015	2015-2020
4. Sur	0-4 a 5-9	0.98889	0.99226	0.99371	0.99462
	5-9 a 10-14	0.99797	0.99878	0.99949	0.99944
	10-14 a 15-19	0.99552	0.99580	0.99645	0.99722
	15-19 a 20-24	0.99230	0.99305	0.99315	0.99401
	20-24 a 25-29	0.99235	0.99330	0.99372	0.99384
	25-29 a 30-34	0.99267	0.99441	0.99492	0.99535
	30-34 a 35-39	0.99105	0.99305	0.99452	0.99515
	35-39 a 40-44	0.98721	0.98894	0.99078	0.99239
	40-44 a 45-49	0.98030	0.98205	0.98379	0.98582
	45-49 a 50-54	0.96980	0.97244	0.97454	0.97673
	50-54 a 55-59	0.95485	0.95830	0.96145	0.96413
	55-59 a 60-64	0.93425	0.93830	0.94232	0.94597
	60-64 a 65-69	0.90412	0.90869	0.91328	0.91798
	65-69 a 70-74	0.85678	0.86201	0.86757	0.87310
70-74 a 75-79	0.78652	0.79297	0.79919	0.80597	
80 y+ a 85 y+	0.60124	0.61389	0.62693	0.64005	
5. C. Oeste	0-4 a 5-9	1.01191	1.00797	1.00887	1.01004
	5-9 a 10-14	1.01735	1.01561	1.01242	1.01198
	10-14 a 15-19	1.03262	1.02763	1.02606	1.02186
	15-19 a 20-24	1.03777	1.03594	1.03225	1.03066
	20-24 a 25-29	1.02384	1.02632	1.02677	1.02427
	25-29 a 30-34	1.00850	1.01009	1.01314	1.01385
	30-34 a 35-39	0.99963	0.99972	1.00180	1.00441
	35-39 a 40-44	0.99248	0.99257	0.99353	0.99558
	40-44 a 45-49	0.98436	0.98468	0.98555	0.98681
	45-49 a 50-54	0.97237	0.97388	0.97530	0.97682
	50-54 a 55-59	0.95529	0.95761	0.96132	0.96258
	55-59 a 60-64	0.93034	0.93375	0.93953	0.94153
	60-64 a 65-69	0.89408	0.89893	0.90487	0.90927
	65-69 a 70-74	0.84211	0.84736	0.85383	0.86006
70-74 a 75-79	0.76002	0.76791	0.77576	0.78431	
80 y+ a 85 y+	0.57015	0.58694	0.60435	0.62205	

Fuente: Resultados de la proyección multirregional.

Gráfico 1B
BRASIL: RAZONES DE SOBREVIVENCIA (RS) QUINQUENALES, POR REGIÓN, AMBOS SEXOS, 2000-2020



Fuente: Resultados de la proyección multirregional.

**MODELO ALTERNATIVO PARA LA PROYECCIÓN DE LA
POBLACIÓN ECONÓMICAMENTE ACTIVA:
MÉTODOS Y RESULTADOS PARA
EL GRAN SÃO PAULO EN 2005***

Paulo de Martino Jannuzzi

Pontificia Universidad Católica de Campinas, Brasil

RESUMEN

Las proyecciones de la fuerza de trabajo son un insumo fundamental para la formulación de políticas públicas y para la definición de estrategias empresariales. Este trabajo presenta un método alternativo para estimar la población económicamente activa futura, que difiere de otros métodos convencionales de proyección ya que permite incorporar explícitamente los efectos coyunturales y estructurales del mercado del trabajo sobre las tasas de actividad masculina y femenina. En la primera sección se presenta el marco metodológico del modelo y enseguida los resultados para la población económicamente activa de la Región Metropolitana de San Pablo en 2005, a partir de diferentes hipótesis de la evolución de la participación de las mujeres en la población en edad de trabajar (PET), de la tasa global de participación, de la composición sectorial de la mano de obra y de la tasa de feminización en cada sector. Al final, se presenta una comparación de las tasas de participación y de la población económicamente activa (PEA) estimada con las obtenidas mediante métodos convencionales de proyección por extrapolación de tendencias.

* Este artículo corresponde a una versión revisada del presentado en la sesión temática “Perfil de la población económicamente activa en los años noventa y proyecciones para los próximos decenios” del XII Encuentro Nacional de Estudios Poblacionales, Caxambu, octubre 2000. El autor agradece las sugerencias de comentaristas anónimos encaminadas a perfeccionar este estudio. El trabajo se desarrolló en el ámbito del proyecto de investigación sobre proyecciones de población económicamente activa para la Región Metropolitana de São Paulo, 2000 a 2005, coordinado por Leticia Borges Costa, de la Fundación Sistema Estadual de Análisis de Datos (SEADE).

ABSTRACT

Workforce projections are a basic input for policy making in the public or private sector. This paper presents an alternative method to forecast the workforce, which differs from the existing conventional methods, in that it allows to deal in an explicitly way with the economic factors and their effects on the participation rates. In the first section, we present the methodological framework of the model followed by the results of the metropolitan workforce in 2005, based on different hypotheses concerning the evolution of the labor force participation of women, the global participation rate, and the proportion of women in each productive sector. Finally, these results are compared to the participation rates and the labor force estimates projected by usual methods.

RÉSUMÉ

Les projections de la force de travail constitue un élément crucial dans le formulation de politiques publiques et de définition des stratégies des entreprises. Cette étude present une nouvelle méthode d'estimation de la population économiquement active future. Cette méthode diffère des méthodes conventionnelles de projection car elle permet de tenir compte de façon explicite des effets conjoncturels et structurels du marché du travail sur les taux d'activité des hommes et des femmes. La première section offre une vision du cadre méthodologique du modèle, puis des résultats pour la population économiquement active de la Région métropolitaine de São Paulo en 2005, sur la base de différents scénarios de l'évolution de l'activité des femmes, du taux global de participation, de la composition sectorielle de la main d'oeuvre et du taux de féminisation dans chaque secteur. Vient ensuite une comparaison entre les estimations des taux d'activité et de la population économiquement active (PEA) et celles résultant de méthodes conventionnelles de projection par extrapolation des tendances.

1. INTRODUCCIÓN

La disponibilidad de proyecciones del volumen y la estructura demográfica de la fuerza de trabajo de un país o región es de fundamental importancia para cualquier proceso técnicamente desarrollado de formulación de políticas públicas y de estrategias empresariales. A la postre, la fuerza de trabajo representa al mismo tiempo un factor de riqueza económica y uno de los principales componentes de la demanda agregada. Entre sus varias aplicaciones, las proyecciones de la población económicamente activa (PEA) permiten evaluar situaciones futuras de escasez o de exceso de recursos humanos en el país y en sus regiones, hacen posible el ajuste de los programas públicos de formación profesional y de enseñanza técnica, apoyan la formulación de proyectos de desarrollo regional o de uso intensivo de la mano de obra y permiten calcular la demanda potencial de prestaciones de seguridad social en el futuro (Naciones Unidas, 1979). Por otro lado, permiten estimar la tasa de expansión del mercado consumidor, y por consiguiente, hacen posible la definición de escenarios futuros sobre la evolución de aquella parte de la renta disponible para el consumo de bienes y servicios, insumo estratégico para la planificación empresarial y de las prestaciones de servicios públicos (CEPAL, 1996).

Estas aplicaciones de las proyecciones de la fuerza de trabajo adquieren especial relevancia en el actual contexto económico-demográfico del país, marcado, por una parte, por bajas tasas de crecimiento del empleo metropolitano, la reorganización productiva y espacial de las actividades industriales, y la elasticidad decreciente del empleo con relación a la producción, y, por el otro, por la permanencia desde hace algún tiempo de tasas todavía elevadas de crecimiento de la población en edad de trabajar (Paulino, 1998; Segnini, 1999; Mattoso, 1999; Ferreira y Aquilini, 1999; y Bercovich et al., 1998).

Siendo tan importantes sus aplicaciones y relevancia social en Brasil, todavía no hay una producción sistemática de escenarios prospectivos de la oferta de mano de obra por parte de los organismos encargados de la planificación pública, ni en el ámbito federal ni estadual. Esto se debe –aparte de las dificultades de ampliar el programa

de investigaciones de esas instituciones en el cuadro de las restricciones presupuestarias del sector público— al hecho de que la elaboración de proyecciones de la fuerza de trabajo implica un esfuerzo metodológico y de reflexión hacia el futuro bastante complejo. Para calcular la fuerza de trabajo futura es preciso, antes, elaborar las proyecciones de población por edad y sexo, lo que exige establecer hipótesis sobre los niveles y patrones etarios de la fecundidad, la mortalidad y la migración en el horizonte de la proyección, tarea tanto más difícil cuanto menor sea el área geográfica en cuestión. Además, es necesario definir hipótesis sobre el comportamiento futuro de las tasas de actividad por grupos etarios y por sexo, variable sujeta a una serie de determinaciones —de naturaleza económica, social y cultural— por cierto difíciles de prever con precisión y nitidez (Elizaga, 1978; Chahad, 1985; Costa, 1994). Por último, debe evaluarse la factibilidad de los distintos escenarios demográficos proyectados, en especial con respecto a la migración, frente a las hipótesis de comportamiento del mercado del trabajo.

En este contexto, en las últimas décadas la preparación de proyecciones de la fuerza de trabajo en el país —esfuerzo muy competente y loable— se ha llevado adelante como parte de proyectos de corta o mediana duración en centros de estudio como CEDEPLAR, Fundación Joaquim Nabuco, IPEA y Núcleos de Estudios de Población y de Economía Social, Urbana y Regional (NEPO/NESUR)¹ (Jannuzzi, 1998a). En este período, las proyecciones de la fuerza de trabajo fueron realizadas de forma regular e institucionalmente establecida solamente por el Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE).

Bajo la égida de la Fundación SEADE, en el Estado de São Paulo, el trabajo de Costa y Montagner (2000) y otros que lo siguieron como parte del proyecto “Proyecciones de población económicamente activa para la Región Metropolitana de São Paulo, 2000-2005”, tenían por objeto responder, más recientemente, a esta demanda de información sobre el comportamiento futuro de la oferta de mano de obra en el mercado del trabajo metropolitano. El presente trabajo, que se inserta también en este esfuerzo de investigación, presenta un método alternativo para estimar las tasas de actividad a partir de hipótesis sobre el comportamiento futuro de la economía regional. Aplicando este método, se intenta cambiar el proceso convencional de proyección de la PEA, en el que se estiman primero las tasas específicas de actividad por algún método de extrapolación de las

1 Véanse, al respecto, los trabajos de Paiva (1986); Camarano; Neupert et al. (1989); Wajmann y Rios-Neto (1994); Patarra et al. (1997); y Barros et al. (1997).

tendencias del pasado o interpolación de tasas previstas para el futuro. En el modelo aquí presentado las tasas específicas de actividad por sexo resultan de hipótesis sobre las condiciones económicas y económico-demográficas del mercado del trabajo, método que parece particularmente apto para obtener estimaciones de la fuerza de trabajo a corto y mediano plazo para, por ejemplo, formular programas sociales compensatorios en períodos de desaceleración de la actividad económica.

A diferencia de otros modelos convencionales de estimación de las tasas de actividad (Naciones Unidas, 1973; CELADE, 1984; Bureau of Labor Statistics, 1999), que parten de la premisa de que la evolución a mediano y largo plazo de la condición de actividad refleja las transformaciones de naturaleza estructural –en general graduales y “lineales” de la constitución de la sociedad urbano-industrial–, como la desruralización de la mano de obra, la implantación y ampliación de la cobertura previsional, la caída de la fecundidad, la modificación del papel de la mujer en la familia y la sociedad, el modelo propuesto se propone dar preferencia a las condiciones de naturaleza económica y económico-demográfica en la determinación del nivel y la estructura de las tasas de actividad a corto y mediano plazo.

Estos factores de naturaleza económica y económico-demográfica figuran en la bibliografía de los estudios sobre el trabajo del país como elementos determinantes del comportamiento de las tasas de actividad en las últimas décadas. En esos trabajos se destaca la ampliación de oportunidades ocupacionales en las actividades de servicios como factor explicativo importante del aumento de la participación femenina en el mercado del trabajo brasileño. Aparte de otros factores relacionados con la demanda de mujeres en el mercado del trabajo –como los cambios en el perfil de las habilidades requeridas para determinadas funciones, la estrategia de reducción de costos directos e indirectos del trabajo– se citan los factores relacionados con la mayor oferta de mano de obra femenina, como el descenso de la fecundidad, el cambio de valores socio-culturales con relación al papel e inserción de la mujer en la sociedad, la necesidad de complementar la renta familiar, etc. (Costa; 1994; Bruschini y Lombardi, 1996; Leone, 1996; y Rios-Neto, 1996). En forma similar, se señalan también la pérdida de puestos de trabajo en la industria y las dificultades de reinserción laboral, como algunos de los factores responsables de la caída de las tasas de actividad de los hombres en los tramos centrales de la actividad económica (Monagner y Brandao, 1996; Mattoso, 1999). Por último, se observa que el comportamiento de las tasas de actividad depende cada vez más estrechamente de la evolución coyuntural del empleo (Dedecca, 1996).

Este estudio está organizado en tres secciones. Se inicia con una exposición del marco metodológico del modelo alternativo de proyección; después se presenta una aplicación del modelo para proyectar la PEA masculina y femenina al año 2005 en la Región Metropolitana de São Paulo, mediante diferentes hipótesis sobre la evolución de la participación de las mujeres en la población en edad de trabajar, la tasa global de participación en el mercado de trabajo, la composición sectorial de la mano de obra y la tasa de feminización de cada sector económico en el horizonte de la proyección. Para terminar, se comparan los resultados de la aplicación del modelo alternativo de proyección de tasas de actividad con los obtenidos mediante un método convencional de extrapolación de tendencias pasadas.

Como pequeña síntesis de los resultados acerca de la PEA metropolitana en 2005, podemos adelantar que las perspectivas de participación económica de las mujeres en el mercado del trabajo son, en general, más halagüeñas que las de los hombres, aunque en grado variable según la evolución coyuntural de la economía. En un contexto de bajo crecimiento económico, el futuro parece bastante preocupante para éstos, teniendo en cuenta el riesgo de disminución de la actividad (y de la ocupación) en las edades adultas, así como la pérdida de participación de la industria en la estructura ocupacional metropolitana.

2. El marco metodológico del modelo

La idea fundamental en que se basa el modelo es bastante simple, aunque en términos algebraicos su representación exige explicar varios pasos metodológicos. Como se observa en el recuadro 1, aplicando algunas definiciones conceptuales y algunas operaciones algebraicas es posible expresar la tasa de actividad (t_{ij}) masculina o femenina, para un grupo etario cualquiera, como producto de cinco parámetros, a saber: coeficientes específicos de participación sectorial (C_{ijk}), el inverso de la proporción de mujeres en edad de trabajar (INV_i), tasa global de participación en el mercado del trabajo (TGP), participación de la mano de obra por sector de actividad (PAR_k) y proporción de mujeres en cada sector (FEM_{ik}).

De esos cinco parámetros, los cuatro últimos tienen definiciones precisas y significados ya ampliamente discutidos en los estudios de demografía y economía del trabajo, cabiendo una explicación adicional sólo para el término denominado en este texto el coeficiente específico de participación sectorial. Como se aprecia en el recuadro 1, los C_{ijk} relativos a un determinado sexo i pueden expresarse en función de un término relacionado con la estructura etaria de las tasas de actividad de la PEA y

con la participación (nivel) de la PEA destinada al sector (con relación a la PET del sexo i), guardando similitud con las series en el modelo de fecundidad marital de Coale-Trussel, o incluso con los patrones de migración de Rogers y Castro. De esta manera, los C_{ijk} deben revelar patrones etarios específicos para cada sector de actividad.

De hecho, tomando como ilustración la serie histórica trienal de 1996-1998 de la investigación de empleo y desempleo de la Región Metropolitana de São Paulo, los coeficientes de participación sectorial muestran patrones etarios específicos en cada sector, con algunas distinciones, incluso, por sexo.² Naturalmente, con excepción del grupo de “desempleados”, en todos los sectores de actividad, las C_{ijk} trazan una curva en la forma de una U invertida, con simetría y convexidad específicas, con niveles más bajos entre los jóvenes y los de más edad, y más altos entre los individuos que se ubican en las franjas centrales de la actividad económica. El ritmo de crecimiento de la curva, el nivel máximo alcanzado, la edad en que se llega a este nivel, así como aquella en que la curva inicia un descenso más acentuado son, sin embargo, diferentes para cada sector y sexo, como se aprecia en el gráfico 1 y el recuadro 2.

2 En anexo figuran los C_{ijk} computados para las series trienales de la “Pesquisa de Emprego e Desemprego” para la Región Metropolitana de São Paulo en 1988-1990, 1990-1992, 1993-1995 y 1996-1998.

Recuadro 1
PARAMETRIZACIÓN DE LA TASA DE ACTIVIDAD

Tenemos que, por definición:

$$\text{Tasa de actividad}_{ij} = \frac{PEA_{ij}}{PET_{ij}} = \sum_k \frac{PEA_{ijk}}{PET_{ij}} \text{ en que } \begin{matrix} i = 1,2 \text{ (sexo)} \\ j = 1,n \text{ (grupo etario)} \\ k = 1,m \text{ (sector de actividad o desocupación)} \end{matrix}$$

Multiplicando cada término con el subíndice k por el mismo factor para que la expresión superior siga siendo válida, tenemos que:

$$\text{Tasa de actividad}_{ij} = \sum_k \frac{PEA_{ijk}}{PET_{ij}} \cdot \frac{PET_j}{PET_j} \cdot \frac{PEA_i}{PEA_i} \cdot \frac{PEA_k}{PEA_k} \cdot \frac{PEA_{ik}}{PEA_{ik}} \cdot \frac{PET_i}{PET_i}$$

Reordenando los términos de la ecuación anterior resulta:

$$\text{Tasa de actividad}_{ij} = \sum_k \frac{PEA_{ijk}}{PET_{ij}} \cdot \frac{PET_j}{PEA_{ik}} \cdot \frac{PEA_i}{PET_j} \cdot \frac{PET_j}{PET_i} \cdot \frac{PEA_{ik}}{PEA_k} \cdot \frac{PEA_k}{PEA_i}$$

Si definiéramos $C_{ijk} = \frac{PEA_{ijk}}{PET_{ij}} \cdot \frac{PET_j}{PEA_{ik}}$ entonces la expresión anterior puede expresarse así:

$$t_{ij} = \sum_k C_{ijk} \cdot TGP \cdot INV_i \cdot FEM_{ik} \cdot PAR_k$$

donde: C_{ijk} = coeficiente específico de participación de la PET del grupo j sexo i sector k

TGP = Tasa global de participación

INV_i = Inverso de proporción de la PET por sexo i sobre la PET total

FEM_{ik} = Tasa de feminización del sector K

PAR_k = Proporción de mano de obra del sector K en la PEA (participación sectorial)

Obsérvese que C_{ijk} puede expresarse como cociente de la tasa de actividad de la PEA del sexo i grupo etario j distribuida en el sexo k por la participación de la PEA total del sexo i asignada al sector k, de ahí deriva el denominador coeficiente de participación sectorial.

$$C_{ijk} = \frac{PEA_{ijk}}{PET_{ij}} \cdot \frac{PET_i}{PEA_{ik}} = \frac{PEA_{ijk}}{PET_{ij}} / \frac{PEA_{ik}}{PET_i}$$

O sea que, C_{ijk} relativos a un determinado sexo i pueden expresarse como función de un término relacionado con la estructura etaria de las tasas de actividad de la PEA, y el otro como la participación (nivel) de la PEA asignada al sector (en relación con la PET del sexo i).

Habiendo presentado el modelo con sus parámetros es necesario hacer una última observación. Como la tasa global de participación es uno de los parámetros especificados en el modelo –y no computado posteriormente, como ocurre con los métodos convencionales de estimación de las tasas de actividad– las tasas específicas deben corregirse por un factor a fin de producir estimaciones de la PEA compatibles con las obtenidas directamente por la multiplicación de la tasa global de participación (TGP) por la PET (recuadro 3).

Recuadro 2
PATRONES ETARIOS ESTABLECIDOS POR LOS C_{ijk} PARA LA REGIÓN METROPOLITANA DE SÃO PAULO, 1996-1998

Hombres:

Industria: curva creciente hasta los 30-39 años, relativamente estable hasta los 40-49 años, cuando comienza a declinar.

Comercio: Curva relativamente plana y baja, con caída después de los 50-59 años.

Servicios para la producción: La curva crece rápidamente hasta los 20-29 años, cayendo después gradualmente.

Servicios para el consumo: La curva crece sostenidamente hasta los 50-59 años, cuando llega a su nivel máximo.

Servicios sociales: la curva tiene forma más bien simétrica, con su valor máximo en las edades centrales de actividad.

Demás sectores: Patrón semejante al del comercio, con formato más simétrico y platicúrtico.

Desempleados: Al contrario de todos los demás, la curva se inicia en un punto más alto y decrece hasta alcanzar a los grupos etarios de mayor edad.

Mujeres:

Industria: La curva cae gradualmente después de llegar a su punto más alto a los 20-29 años.

Comercio: Curva semejante a la de los hombres, pero la cúspide está en los 20-29 años.

Servicios para la producción: Curva de forma más aguzada que entre los hombres, con un máximo registrado a los 20-29 años.

Servicios para el consumo: La cúspide de la curva se da a los 40-49 años, cerca de 10 años antes que en el caso de los hombres.

Servicios sociales: Patrón semejante al de los hombres.

Demás sectores (sobre todo servicio doméstico): Curva platicúrtica y simétrica, como en el caso de los hombres.

Desempleadas: Curva más elevada en las primeras franjas etarias y decreciente después.

Así, como muestra el recuadro 4, el uso del modelo alternativo para la proyección de la fuerza de trabajo exige, aparte de la definición de los C_{ijk} , la formulación de hipótesis acerca de las tendencias futuras de los cuatro parámetros: TGP , INV_i , PAR_k , y FEN_{ik} . Idealmente, estos parámetros deberían ser definidos a partir de un modelo integrado de simulación económico-demográfico regional. Por desgracia, a causa de la complejidad metodológica y de las lagunas en la producción de estadísticas económicas, estos modelos se encuentran todavía en una etapa incipiente en Brasil.

Si bien es cierto que ya hace algún tiempo que se vienen produciendo regularmente escenarios macroeconómicos futuros para el conjunto del país (por el Grupo de Coyuntura del Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), entre otros), son todavía abordados en forma esporádica, en los círculos académicos y profesionales del país, los sistemas integrados de simulación como los de Bragança y Figueiredo (1982), los modelos de insumo-producto regionales, como el de Azzoni y Kadota (1997) para el estado de São Paulo e incluso los escenarios cualitativos para la economía regional.³

Recuadro 3
COMPATIBILIZACIÓN DE LAS TASAS DE ACTIVIDAD

En el caso de las proyecciones de la fuerza de trabajo, como el parámetro TGP y las proyecciones de población en edad de trabajar se definen de forma exógena, es necesario introducir un reajuste final en las tasas de actividad para garantizar la consistencia de los volúmenes de la PEA masculina y femenina estimados con los parámetros y los que provienen de la aplicación de las tasas específicas y de la población en edad de trabajar (PET); esto es, para garantizar que en el momento dado t:

$$PEA_t = \sum_j T_{ij} P_{ij}$$

En que PEA_t = Población económicamente activa estimado con los parámetros

T_{ij} = Tasa de actividad compatible

P_{ij} = Población/proyectadas por género i y edad j

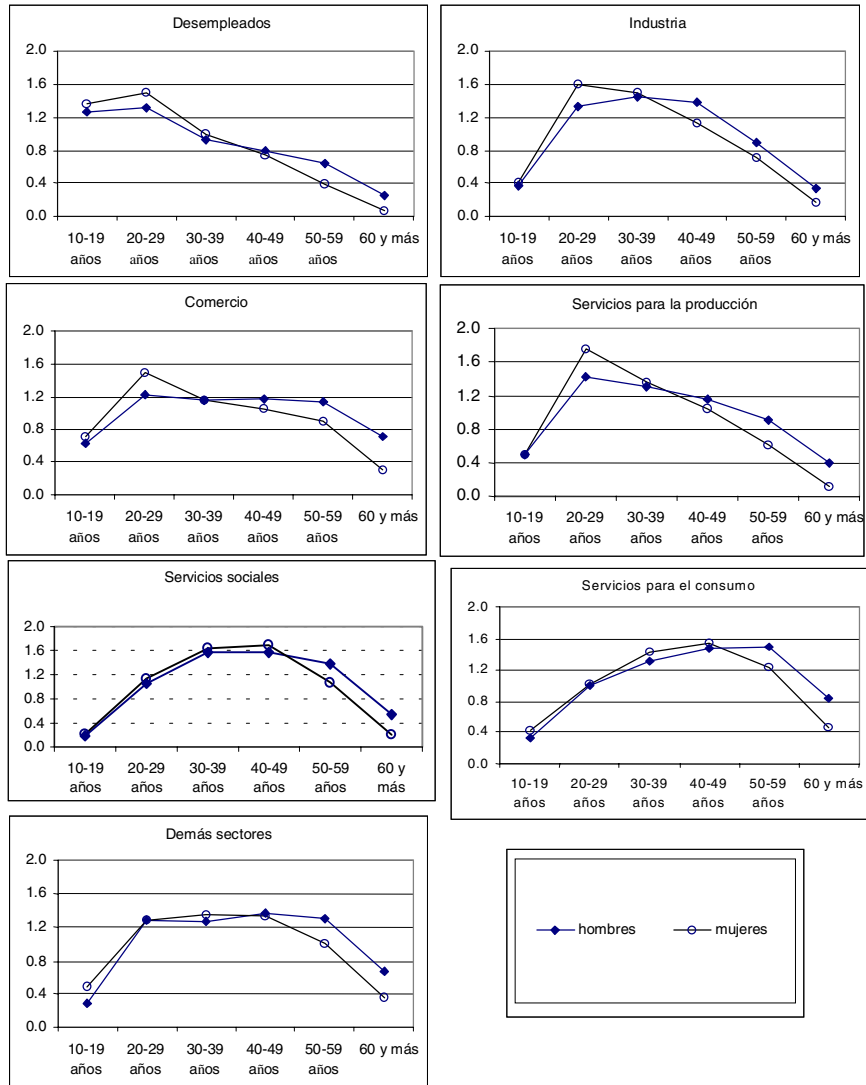
Entonces: $T_{ij} = T_{ij} (PEA_t / \sum_j T_{ij} P_{ij})$

O sea, las tasas de actividad deben corregirse por un factor común, como la relación entre la PEA estimada por los parámetros y la PEA estimada por las tasas específicas y la PET proyectada.

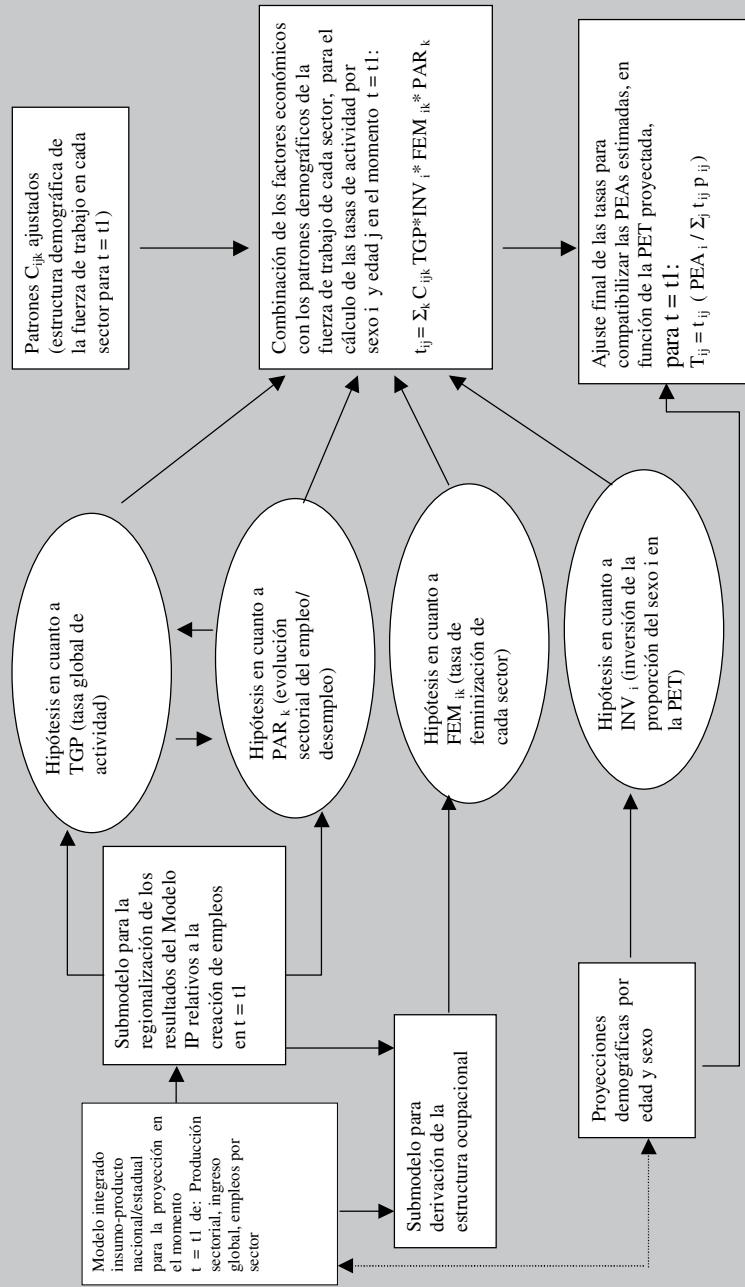
3 Como la serie sobre escenarios de la economía paulista en el siglo XXI, editadas por la F. SEADE en 1992.

Gráfico 1

COEFICIENTES ESPECÍFICOS DE PARTICIPACIÓN POR SECTOR DE ACTIVIDAD Y SEXO EN LA REGIÓN METROPOLITANA DE SÃO PAULO, 1996-1998



Recuadro 4
MODELO ALTERNATIVO DE PROYECCIONES DE LAS TASAS DE PARTICIPACIÓN LABORAL



3. Aplicación del modelo para la proyección de la PEA en la Región Metropolitana de São Paulo en el año 2005

Para ilustrar la aplicación del modelo alternativo, se presentan en esta sección los resultados de la proyección de la población económicamente activa para la Región Metropolitana de São Paulo (RMSP) en el año 2005, elaborada, en el ámbito del proyecto “Proyecciones de población económicamente activa para la Región Metropolitana de São Paulo, 2000-2005”.

Esta aplicación parece bastante adecuada para el uso del modelo teniendo en cuenta el corto horizonte de la proyección, el ritmo de las transformaciones estructurales de la economía metropolitana y las variaciones en el nivel de participación económica de hombres y mujeres en los últimos años. En los años noventa, junto con la expansión de la tasa de actividad femenina y la disminución de la tasa masculina (de jóvenes y de adultos en pleno potencial productivo) en la Región Metropolitana de São Paulo se observó un aumento acentuado del desempleo, fuerte disminución del personal empleado en la industria, ampliación de la parte de la mano de obra ocupada en la rama de servicios y la mayor presencia femenina en los diversos sectores de actividad⁴ (Decca, 1996; Montagner y Brandao, 1994; Baltar et al., 1997; Costa, 1996; y Ferreira y Aquilini, 1999).

Aprovechando una de las características interesantes del modelo –la posibilidad de simular escenarios futuros– se elaboraron seis conjuntos de hipótesis con diferentes tendencias para los parámetros TGP, PAR, PAR_k y FEM_{ik} para el período 2000-2005 para la región (recuadro 5 y cuadro 1). El parámetro INV_i se mantuvo fijo e igual al valor previsto por las proyecciones de población en edad de trabajar para el año 2005.⁵ Los coeficientes C_{ijk} –usados en la definición de la estructura de las tasas de participación sectorial– se estimaron para 2005 usando un modelo lineal predictivo, ajustado a partir de la serie histórica observada para 1988 a 1998 (véase el anexo).

4 Por los datos de la PED se observa que entre 1988 y 1998 la tasa de actividad femenina aumenta casi 5 puntos porcentuales (de 46% a 51%); la tasa masculina baja de 77% a 74% en el período y disminuye casi 8 puntos porcentuales en el grupo de 10 a 19 años. En este período la tasa de desempleo subió de 9,5% a 16,5% de la PEA y la mano de obra ocupada en la industria decayó en casi 12 puntos porcentuales (de 29% a 18% de la PEA). En el anexo se encuentran los datos empíricos que muestran estas tendencias.

5 INV_{fem} = recíproco de 52% que corresponde a la proporción de mujeres en la población en edad de trabajar en 2005, según las proyecciones de población elaboradas por la Gerencia de Población de la Fundación SEADE. En Waldvogel y Capassi (1999) se presentan algunos resultados generales de esa proyección demográfica.

Los valores de los parámetros del modelo alternativo se fijaron independientemente y sin referencia a un cuadro macroeconómico perfectamente delineado, por lo cual no se garantiza la consistencia interna de cada uno de los escenarios ideales. Por ejemplo, no se efectuó una evaluación profunda de los efectos que tendría el crecimiento del empleo sobre la tasa global de participación o de los efectos multiplicadores de los empleos creados en un sector sobre otro sector. Los escenarios prospectivos aquí definidos cumplen sólo un papel ilustrativo de cómo puede emplearse el modelo alternativo y no pretenden representar las hipótesis más factibles en la Región Metropolitana de São Paulo en los próximos años.

El primer escenario hipotético supone un cuadro de agravamiento de la situación del mercado del trabajo metropolitano, con fuerte pérdida de puestos de trabajo en la industria y baja capacidad de absorber mano de obra en los servicios y demás sectores, lo que elevaría en forma considerable la tasa de desempleo. En este escenario, se reconoce que la tasa global de participación y la tasa de feminización aumentarían gradualmente de forma similar a lo observado en los últimos diez años (1988-1998). La PEA estaría creciendo al 1,5% anual hasta el 2005 (frente al 2,1% entre 1988 y 1998), mientras que la PET, según las proyecciones demográficas, crecería al 1,3% anual hasta 2005 (frente al 1,9% anual entre 1988 y 1998). Como reflejo de esta grave situación del empleo, en esta hipótesis la población ocupada crecería apenas en 0,4% anual hasta 2005, cifra bastante inferior al reducido 1,1% registrado entre 1988 y 1998. En este caso los coeficientes C_{ijk} correspondientes a los desempleados se tomaron de modo de reflejar la elevación de las tasas de desocupación en los grupos etarios adultos. Este es el escenario de la “desindustrialización”, que es poco probable que ocurra pero interesante en cuanto a situación límite.

El segundo escenario se diferencia del primero con relación a la evolución de la tasa de desempleo (mantenida constante e igual a la registrada en 1996-1998 en 16,5% de la PEA) y la pérdida menos acentuada de puestos de trabajo en la industria. Con estas hipótesis la población ocupada crecería a la misma tasa que la PEA, es decir 1,5% anual. Y en el escenario denominado de “crecimiento limitado” se intentó evaluar cual sería el impacto de mantener las condiciones económicas establecidas en el segundo escenario con un virtual congelamiento de la tasa de feminización al nivel de 1996-1998 (cuadro de feminización limitada). En el cuarto escenario hipotético –“participación limitada”– se procuró señalar las condiciones del segundo escenario pero manteniendo constante la tasa global de participación, esto es suponiendo que la tasa de crecimiento de la PEA fuera la misma que la de la PET (1,3% anual en los años 2000-2005).

En los dos últimos escenarios se supone una evolución decreciente del nivel de desempleo en el 2005. En el escenario de “crecimiento incipiente” se supone que la PEA seguirá creciendo al mismo nivel que en el segundo escenario (1,5% anual) y que el contingente de desempleados se estabilizará al nivel registrado en 1996-1998 (en torno a los 1,4 millones). En estas condiciones, la población ocupada estaría creciendo al 1,7% anual (50% más que la tasa observada entre 1988 y 1998), con lo cual caería la tasa de desempleo de 16,5% a 14,7% de la PEA entre 1996-1998 y 2005. Se supone que los empleos creados se distribuirían entre los diversos sectores en forma proporcional a su importancia en la estructura ocupacional. En el sexto escenario –“crecimiento”– se supone que el nivel, la estructura y la tasa de desempleo en 2005 serían las mismas observadas en 1988-1990 (9,5% de la PEA), es decir, que la tasa de crecimiento de la población ocupada sería de 2,7% anual hasta el 2005. Se supone que en estas condiciones habría un mayor estímulo para la participación en el mercado del trabajo (con lo cual la PEA crecería al 1,6% anual) y que los sectores más dinámicos serían los de construcción, servicios domésticos y servicios para el consumo.

Recuadro 5
**CARACTERÍSTICAS GENERALES DE LOS ESCENARIOS
HIPOTÉTICOS SIMULADOS PARA 2000-2005**

Escenario	Características
Hipótesis 1 Desindustrialización	<ol style="list-style-type: none"> 1. Proporción de mujeres en la PET conforme a proyecciones demográficas 2. Extrapolación lineal de la tasa global de participación sobre la base de 1988-1998 3. Extrapolación lineal de la composición sectorial con excepción de la industria. Tasa de desocupación creciente. Caída acentuada de la participación de la industria en la estructura ocupacional 4. Extrapolación lineal de la tasa de feminización en cada sector
Hipótesis 2 Crecimiento limitado	<ol style="list-style-type: none"> 1. Idem a hipótesis 1 2. Idem a hipótesis 1 3. Extrapolación lineal de la composición sectorial, salvo desocupación e industria. Tasa de desocupación constante e igual a 1996-1998. Caída más suave de la participación de la industria 4. Idem a hipótesis 1
Hipótesis 3 Feminización limitada	<ol style="list-style-type: none"> 1. Idem a hipótesis 2 2. Idem a hipótesis 2 3. Idem a hipótesis 2 4. Tasa de feminización constante e igual a 1996-1998 en cada sector
Hipótesis 4 Participación limitada	<ol style="list-style-type: none"> 1. Idem a hipótesis 2 2. Tasa global de participación constante e igual a 1996-1998 3. Idem a hipótesis 2 4. Idem a hipótesis 2
Hipótesis 5 Crecimiento incipiente	<ol style="list-style-type: none"> 1. Idem a hipótesis 2 2. Idem a hipótesis 2 3. Caída de la tasa de desocupación con el total de desocupados igual a 1996-1998. Extrapolación lineal de la composición sectorial con reparto proporcional 4. Idem a hipótesis 2
Hipótesis 6 Crecimiento	<ol style="list-style-type: none"> 1. Idem a hipótesis 2 2. Aumento de la tasa global de participación 3. Caída de la tasa de desocupación con nivel final igual al de 1998-1990. Crecimiento más acentuado en los demás servicios y el comercio 4. Idem a hipótesis 2

Cuadro 1
**PARÁMETROS ASOCIADOS CON ESCENARIOS HIPOTÉTICOS
SIMULADOS, REGIÓN METROPOLITANA
DE SÃO PAULO, 1988-2005**

Parámetros	1988- 1990	1996- 1998	Hip.1	Hip.2	2005 Hip.3	Hip.4	Hip.5	Hip.6
Proporción de mujeres en la PET (1/INV _i)	52.0	52.3	52.1	52.1	52.1	52.1	52.1	52.1
Tasa global de participación (TGP)	60.9	61.9	62.7	62.7	62.7	61.9	62.7	64.0
Composición sectorial de la PEA (PAR _{ik})								
Desempleados	9.5	16.5	19.0	16.5	16.5	16.5	14.7	9.5
Industria	29.1	17.6	9.0	13.0	13.0	13.0	13.3	13.3
Comercio	13.6	14.2	15.5	14.9	14.9	14.9	15.2	16.5
Servicios de producción	15.6	16.9	18.0	18.0	18.0	18.0	18.4	18.9
Servicios de consumo	10.8	14.0	17.0	17.3	17.3	17.3	17.7	18.7
Política social	11.3	11.1	11.7	11.3	11.3	11.3	11.5	11.5
Demás sectores	10.0	9.7	9.8	9.1	9.1	9.1	9.3	11.6
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Proporción de mujeres por sectores (FEM _{ik})								
Desempleados	46.9	49.4	51.7	51.7	49.4	52.1	51.7	51.7
Industria	30.5	31.1	31.6	31.6	31.1	31.7	31.6	31.6
Comercio	36.4	38.7	40.7	40.7	38.7	41.0	40.7	40.7
Servicios de producción	28.9	29.0	29.0	29.0	29.0	29.0	29.0	29.0
Servicios de consumo	37.7	36.2	34.6	34.6	36.2	34.3	34.6	34.6
Política social	57.4	62.8	68.4	68.4	62.8	69.3	68.4	68.4
Demás sectores	58.5	70.8	83.3	83.3	70.8	85.3	83.3	83.3

En general las diferencias más significativas entre las tasas de actividad definidas por los escenarios simulados se dan en la fuerza de trabajo masculina (cuadro 2). Como era de esperar, el escenario menos promisorio para la fuerza de trabajo masculina es el de la “desindustrialización”, por efecto de las hipótesis aplicadas en cuanto a la evolución del desempleo y la pérdida acentuada de ocupaciones en la industria. En este escenario, la tasa de actividad masculina se vería bastante afectada en los tramos centrales de la edad adulta, y llega en 2005 a un nivel global que se acerca a 70%. Entre las mujeres, las repercusiones de las premisas establecidas en este escenario son totalmente diferentes, ya que se potencia la participación femenina en el mercado del trabajo (tasa de actividad del 56%). Esto se explica no solo por la menor participación femenina en la industria sino por el hecho de que en este escenario la tasa global de participación y la tasa de feminización estarían creciendo al ritmo determinado para el período 1988-1998.

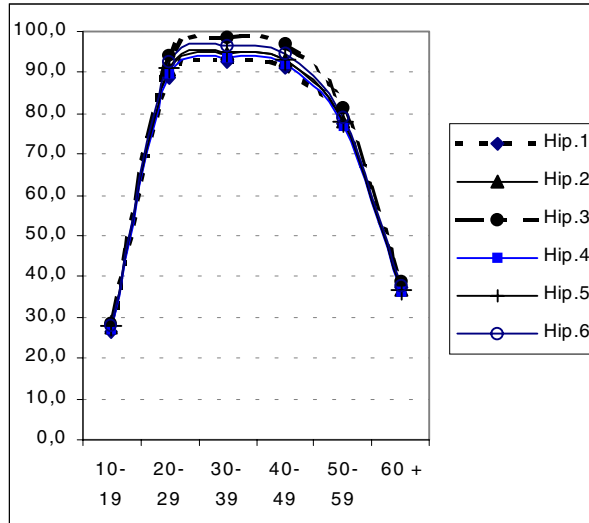
El mantenimiento de la tasa de desempleo en un nivel constante y elevado en 2005, combinado con una caída menos acentuada en la participación de la industria en la estructura ocupacional, como se simula en el escenario de “crecimiento limitado”, define un cuadro comparativamente mejor para la población masculina que el primer escenario comentado (tasa de actividad del 72% frente al 70%). Al interrumpirse la tendencia de aumento de la participación femenina en los diversos sectores –en el escenario de “feminización limitada”– las tasas de actividad masculina llegan a sus niveles más elevados en todas las edades. Como cabe suponer, es el cuadro menos promisorio para la PEA femenina (tasa de actividad del 52%) con la virtual estabilidad de la tasa de participación –escenario de “participación limitada”– la tasa de actividad masculina mantendría su tendencia a decaer (en relación con las tasas de los años noventa) ya que, por efecto de la creciente feminización de la mano de obra y la expansión de los servicios, continuaría creciendo la participación femenina en la población económicamente activa.

Como era de esperar, los escenarios “crecimiento incipiente” y “crecimiento” producen tasas de actividad elevadas para todos los grupos etarios (tasa de actividad de 72% o más para los hombres y 54% o más para las mujeres). En el escenario de crecimiento las tasas de actividad de la población adulta en edad más avanzada (40 a 59 años) son de las más altas por las características demográficas de la población ocupada en el comercio, los demás sectores y los servicios para el consumo (sectores en que se supuso un mayor dinamismo para la creación de puestos de trabajo).

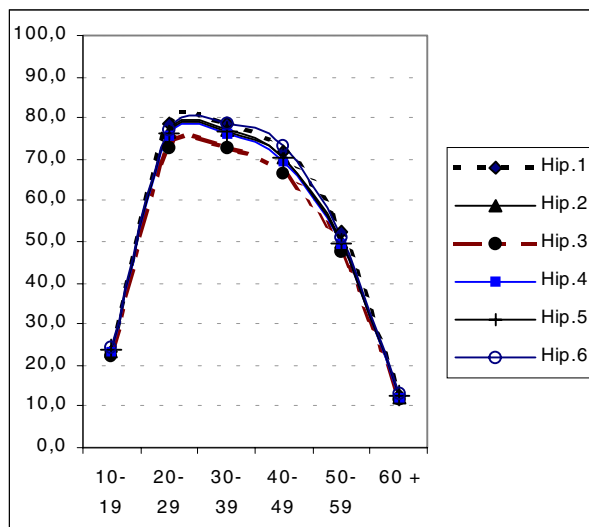
Aplicando estos conjuntos de actividad definidos por los seis escenarios, las proyecciones de población para la región metropolitana de São Paulo en 2005 dan estimaciones de la PEA masculina y femenina muy diferentes, sobre todo para algunos grupos etarios. Las estimaciones de la PEA masculina total, se sitúan entre los 5,10 millones y los 5,42 millones de personas; para la PEA femenina el volumen total queda en el intervalo entre los 4,07 millones y los 4,39 millones de personas.

Gráfico 2
**TASAS DE ACTIVIDAD ESTIMADAS POR EL MODELO ALTERNATIVO,
 SEGÚN DISTINTAS HIPÓTESIS, REGIÓN METROPOLITANA
 DE SÃO PAULO, 2005**

Hombres



Mujeres



Cuadro 2
**ESTIMACIONES DE LAS TASAS DE ACTIVIDAD DE LA FUERZA
DE TRABAJO ESTIMADAS APLICANDO EL MODELO
ALTERNATIVO SEGÚN DISTINTAS HIPÓTESIS,
REGIÓN METROPOLITANA
DE SÃO PAULO, 2005**

Escenarios	Hombres							Mujeres						
	10-19 años	20-29 años	30-39 años	40-49 años	50-59 años	60 y más	Total	10-19 años	20-29 años	30-39 años	40-49 años	50-59 años	60 y más	Total
Tasas de actividad (%)														
Hipótesis 1: Desindustrialización	26.6	88.7	92.5	91.3	77.5	37.1	70.3	23.3	78.7	78.6	71.9	52.2	12.5	55.7
Hipótesis 2: Crecimiento limitado	27.4	90.7	94.8	93.3	78.0	37.0	71.7	23.4	76.6	77.0	70.2	50.1	12.3	54.4
Hipótesis 3: Feminización limitada	28.3	94.3	98.6	97.1	81.6	38.6	74.6	22.4	72.9	73.1	66.7	47.6	11.7	51.7
Hipótesis 4: Participación limitada	27.1	89.6	93.6	92.2	77.0	36.5	70.8	23.1	75.7	76.0	69.4	49.5	12.1	53.7
Hipótesis 5: Crecimiento incipiente	27.8	91.0	95.1	93.3	77.8	36.9	71.9	23.7	76.0	76.7	70.2	49.6	12.4	54.2
Hipótesis 6: Crecimiento moderado	28.0	92.5	96.8	94.7	79.0	37.9	73.0	24.1	77.0	78.9	73.3	50.8	13.3	55.7
Fuerza de trabajo (en miles de personas)														
Hipótesis 1: Desindustrialización	414	1 355	1 305	1 110	656	262	5 102	351	1 244	1 192	978	503	120	4 388
Hipótesis 2: Crecimiento limitado	426	1 386	1 337	1 134	660	261	5 204	352	1 212	1 166	955	483	117	4 286
Hipótesis 3: Feminización limitada	439	1 442	1 390	1 180	690	273	5 415	337	1 153	1 107	907	458	112	4 075
Hipótesis 4: Participación limitada	421	1 369	1 321	1 120	652	258	5 140	348	1 197	1 152	944	477	116	4 233
Hipótesis 5: Crecimiento incipiente	432	1 391	1 341	1 134	659	261	5 218	357	1 202	1 162	956	478	119	4 273
Hipótesis 6: Crecimiento moderado	435	1 414	1 365	1 151	669	268	5 302	363	1 218	1 195	997	489	127	4 390

4. Comparación de las tasas con las obtenidas con los métodos de extrapolación

En el ámbito del proyecto “Proyecciones de población económicamente activa para la Región Metropolitana de São Paulo, 2000-2005” también se estimaron tasas de actividad masculina y femenina para la PET metropolitana mediante la extrapolación de las tendencias pasadas. Combinando las dos formas funcionales –lineal y logística– y las dos series históricas –de 1987 a 1999 (serie larga) y de 1993 a 1999 (serie corta)– se obtuvieron cuatro conjuntos de tasas de actividad extrapoladas, distintos según la importancia conferida a las tendencias más recientes o más históricas registradas en el mercado del trabajo metropolitano.⁶

El análisis de las tasas de actividad estimadas con los cuatro métodos revela resultados muy próximos entre sí, especialmente para los grupos etarios más jóvenes y para las mujeres. Para hombres y mujeres las variantes basadas en el modelo lineal y la serie más extensa producen tasas globales de participación más elevadas. En el caso de los hombres, esa característica quizá se deba al peso mayor que tiene la estabilidad observada al inicio de la serie (1987-1990) sobre el comportamiento inercial futuro de las tasas. En realidad, los métodos basados en la serie corta producen tasas globales de actividad más bajas que la variante lineal larga, probablemente porque potencia la caída de las tasas de actividad masculina en las edades centrales al final del decenio de 1990. Para los hombres, las tasas estimadas para la variante logística larga se sitúan en general en una posición intermedia entre las demás a lo largo del horizonte de la proyección. Entre las mujeres las tasas globales de participación estimadas por los diferentes métodos son más parecidas, y las producidas por el modelo logístico se ubican en un nivel ligeramente más bajo en 2005.

Aplicando esos cuatro conjuntos de tasas de actividad de cada sexo a la población en edad de trabajar proyectada, se obtienen estimaciones de la fuerza de trabajo en la RMSP –además de la tasa global de participación– en el período (cuadro 3). Para los hombres, las estimaciones de la PEA en 2005 varían de 5,11 millones a 5,19 millones (con tasas de actividad entre 70,4% y 71,5%), según el modelo y serie histórica empleados. Para

6 Desde el punto de vista teórico, el modelo logístico parece ser más interesante para los fines de extrapolación de las tendencias pasadas, ya que los valores estimados se sitúan en una franja de valores asintóticamente finitos. Esta propiedad intrínseca del modelo logístico resulta aún más interesante cuando se dispone de una serie histórica suficientemente larga, a fin de poder delinear más precisamente las asíntotas y reducir los eventuales efectos distorsionadores que las fluctuaciones estadísticas de algunos años podrían introducir. Este es el método empleado por el *Bureau of Labor Statistics* de los Estados Unidos para la proyección de las tasas de actividad futuras (BLS, 1999).

las mujeres, las estimaciones de la PEA comprenden un intervalo menor, de 4,28 millones a 4,32 millones, con tasas de actividad entre 54,4% y 54,8% (menos de medio punto porcentual de diferencia). Según estos resultados, el aumento neto de la PEA masculina sería de por lo menos 160.000 personas y el de la PEA femenina de 640.000 personas entre 1998 y 2000.⁷

La comparación de esos resultados con los de los distintos escenarios simulados anteriormente muestra que las tasas de actividad obtenidas a través de la extrapolación de tendencias pasadas se sitúan, en general, entre las tasas de actividad obtenidas en el escenario de “desindustrialización” y de “feminización limitada”. Es decir, lo que sugiere esta comparación es que las tasas de actividad obtenidas por extrapolación estarían indicando, implícitamente –hipótesis de mantenimiento relativo de las tendencias económicas pasadas– un bajo crecimiento económico y de las ocupaciones, con aumento de la tasa global de participación por la incorporación creciente de las mujeres al mercado de trabajo.

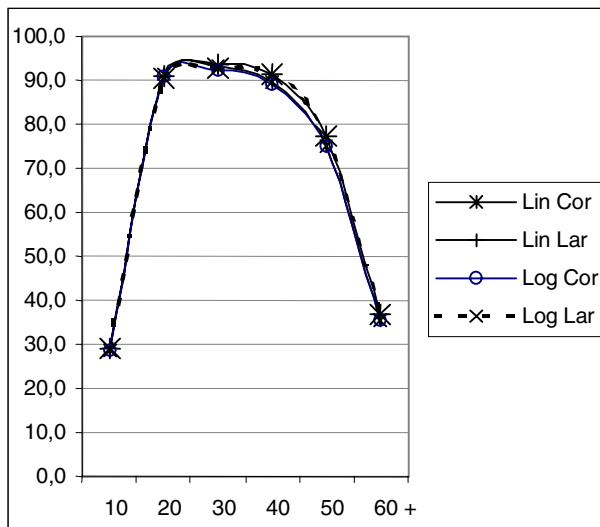
Cuadro 3
**ESTIMACIÓN DE TASAS DE ACTIVIDAD Y DE FUERZA DE TRABAJO
POR LOS MÉTODOS DE EXTRAPOLACIÓN, REGIÓN
METROPOLITANA DE SÃO PAULO, 2005**

Escenarios	Hombres							Mujeres						
	10-19 años	20-29 años	30-39 años	40-49 años	50-59 años	60 y más	Total	10-19 años	20-29 años	30-39 años	40-49 años	50-59 años	60 y más	Total
Tasas de actividad (%)														
Extrapolación lineal base corta	28.5	91.4	93.0	89.5	75.2	35.6	70.6	25.3	76.9	77.1	69.6	48.4	13.5	54.7
Extrapolación lineal base larga	29.2	91.1	93.5	91.6	77.3	36.9	71.5	25.9	77.7	78.1	69.3	47.8	12.3	54.8
Extrapolación logística base corta	28.8	91.1	92.4	89.1	75.1	35.6	70.4	25.8	76.4	76.3	69.1	48.6	13.7	54.5
Extrapolación logística base larga	29.0	90.3	92.9	91.6	77.3	36.9	71.2	26.1	76.8	76.7	68.6	48.1	12.4	54.4
Fuerza de trabajo (en miles)														
Hip. 6: Crecimiento moderado	435	1 414	1 365	1 151	669	268	5 302	363	1 218	1 195	997	489	127	4 390
Extrapolación lineal base corta	442	1 397	1 312	1 088	637	252	5 127	382	1 216	1 168	947	467	129	4 308
Extrapolación lineal base larga	454	1 393	1 319	1 113	654	261	5 193	391	1 229	1 184	942	461	118	4 324
Extrapolación logística base corta	448	1 392	1 303	1 082	635	252	5 113	388	1 209	1 155	941	468	131	4 292
Extrapolación logística base larga	451	1 380	1 311	1 113	654	261	5 170	393	1 214	1 161	933	464	118	4 284

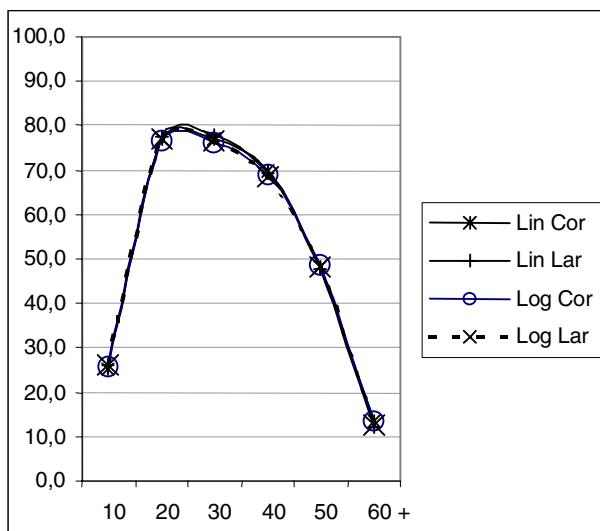
7 En 1998, la PEA metropolitana estaba compuesta por casi 4,95 millones de hombres y 3,64 millones de mujeres.

Gráfico 3
**TASAS DE ACTIVIDAD ESTIMADAS SEGÚN DIFERENTES MÉTODOS DE
 EXTRAPOLACIÓN, REGIÓN METROPOLITANA DE SÃO PAULO, 2005**

Hombres



Mujeres



5. Consideraciones finales

El modelo presentado para estimar la estructuras de las tasas de actividad y la fuerza de trabajo parece ser un recurso metodológico interesante, por varias razones. En primer lugar, parece apropiada para estimar la PEA en horizontes de proyección de 2 a 5 años, en que los factores de naturaleza económica podrían ser incorporados explícitamente al análisis. Situaciones típicas de esta aplicación son las proyecciones de la fuerza de trabajo para la formulación de programas como el “Frente de Trabajo” para dar empleo a jefes de familia desempleados o el de “Bolsa-empleo” para los jóvenes.

Otro aspecto interesante de este modelo alternativo es su uso en la evaluación de la solidez de las premisas supuestas en cuanto al comportamiento de la economía regional en los programas de elaboración de proyecciones de tasas de actividad por los métodos convencionales. También puede usarse para conocer la estructura de las tasas de desempleo en el futuro, por diferencia entre las tasas estimadas por los métodos convencionales y las obtenidas con el uso del modelo para los sectores de la PEA ocupada. Este modelo sirve también para estimar las tasas de actividad para unidades espaciales en que lo reducido de la muestra impediría el cómputo de la estructura etaria de las tasas de actividad con márgenes de error aceptables, como Jannuzzi (1998b) propone en una aplicación semejante para la estimación de tasas de migración. Naturalmente, en estos casos será necesario disponer de estimaciones para los parámetros generales del modelo y suponer que la estructura de tasas específicas de participación sectorial de una región puede aplicarse a otras áreas.

El uso del modelo en la simulación de escenarios de la situación de la mano de obra en el futuro es quizá una de las características más interesantes de éste, ya que responde a la creciente necesidad de utilización de los métodos de proyección para evaluar los efectos de la implementación (o no) de determinadas políticas públicas (McCracken, 1999).

En este sentido, los escenarios presentados apuntan claramente hacia la necesidad de tomar urgentes decisiones con respecto a las políticas de desarrollo económico, creación y aumento de los fondos públicos destinados a la población desempleada (ya sea en forma de seguro de cesantía, programas de renta mínima o frentes de trabajo), aparte de las ya puestas en marcha con relación a la calificación o reconversión profesional y el fomento de empresas pequeñas. Frente a las premisas consideradas en estos escenarios, hay una posibilidad concreta de que a las filas de los desempleados, caracterizadas actualmente por una fuerte concentración de jóvenes y mujeres, se incorporen proporciones significativas de hombres

en pleno potencial productivo. Aunque es poco probable, el escenario de “desindustrialización” del perfil ocupacional de la RMSP ilustra los riesgos de la agudización del fenómeno de precarización que caracteriza al mercado del trabajo metropolitano en los últimos años, tendencia sólo parcialmente dibujada en los escenarios de bajo crecimiento para la RMSP hasta el año 2005 aquí considerados. Incluso con una hipótesis de evolución menos sombría, con el mantenimiento de las tendencias a la pérdida de puestos de trabajo en la industria, sin un crecimiento importante en las ocupaciones de los demás sectores, y sin una política social compensatoria, el cuadro social de la RMSP hacia el 2005 podría resultar muy explosivo, teniendo en cuenta el número de desempleados (19%), la fuerte concentración de jefes de familia entre ellos (hombres de 20 a 49 años) y el sentimiento generalizado de desaliento y de dificultad de reinserción ocupacional de los sectores de mano de obra más especializados (y mejor remunerados) de la región (operarios desalojados de los puestos de trabajo industrial).

Por último, el modelo aquí propuesto puede ser una herramienta complementaria de los métodos convencionales de proyección de la fuerza de trabajo y hasta del método por cohortes propuesto por Wajmnn y Rios-Neto (1994) y aplicado por Costa y Montagner (2000) para las proyecciones de la población económicamente activa en la Región Metropolitana de São Paulo. Si bien es cierto que este último método trata de incorporar una dimensión importante en la evolución de las tasas de actividad –el componente generacional– no es menos cierto que, como los métodos más convencionales, está sujeto a una fuerte determinación inercial por efecto del comportamiento pasado (o del futuro idealizado) de las tasas. Para las proyecciones a largo plazo, esa premisa parece ser razonable y, quizá inevitable, pero no lo es tanto para las proyecciones de corto y mediano plazo.

BIBLIOGRAFÍA

- Azzoni, Carlos R. y Decio K. Kadota (1997), "An econometric input-output model for the state of São Paulo, Brazil", *Latin American Economics Abstracts*, vol. 1, N° 10, mayo.
- Baltar, Paulo Eduardo de Andrade, Claudio Salvadori Dedecca y Wilnês Henrique (1997), "Mercado de trabalho no Brasil", *Crise e trabalho no Brasil*, Carlos Alonso Barbosa de Oliveira y Jorge Eduardo Levi Mattoso (comps.), São Paulo, Scritta.
- Barros, R.P., M. Fogel y R. Mendonça (1997), "Perspectivas para o mercado de trabalho brasileiro ao longo da próxima década", *Estudos Econômicos*, N° 27, São Paulo.
- Bercovich, Alicia y Felícia Reicher Madeira (1994), Descontinuidades demográficas en el Brasil y el Estado de São Paulo, *Notas de población*, año 22, N° 59 (LC/DEM/G.141), Santiago de Chile, junio.
- Bragança, S.L. y J.B.B. Figueiredo (1982), "Um modelo nacional de simulação econômico-demográfica e um exercício de referência", *Matemática Aplicada e Computacional*, vol. 1, N° 2.
- Bruschini, Cristina y María Rosa Lombardi (1996), "O trabalho da mulher brasileira nos primeiros anos da década de noventa", *Anais do X Encontro Nacional de Estudos*, vol. 1, Belo Horizonte, Asociación Brasileña de Estudios Poblacionales (ABEP).
- Camarano, Ana (1986), *Dinâmica demográfica e crescimento da força de trabalho no Brasil: 1980/2000*, Recife, Massangana.
- CELADE (Centro Latinoamericano de Demografía) (1984), *Métodos para proyecciones demográficas*, San José de Costa Rica.
- CELADE/BID (Centro Latinoamericano de Demografía/Banco Interamericano de Desarrollo) (1996), *Impacto de las tendencias demográficas sobre los sectores sociales en América Latina*, Santiago de Chile.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (1998), "América Latina: población económicamente activa 1980-2025", *Boletín demográfico*, año 32, N° 64 (LC/DEM/G.188; LC/G.2059), Santiago de Chile, División de Población de la CEPAL-Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE), julio.
- Chahad, José Paulo Z. (1981), "Oferta de trabalho e estrutura ocupacional", *Ensaios Econômicos*, N° 12, São Paulo, Instituto de Investigaciones Económicas, Universidad de São Paulo (USP).
- Costa, Letícia B. (1996), "Absorção diferencial da mulher no mercado de trabalho", *Anais do X Encontro Nacional de Estudos*, vol. 1, Belo Horizonte, Asociación Brasileña de Estudios Poblacionales (ABEP).
- (1994), "População e trabalho", *Informe demográfico*, N° 28, São Paulo, Fundação Sistema Estadual de Análisis de Datos (SEADE).

- Costa, Letícia B. y P. Montagner (2000), “Projeções de força de trabalho: considerações demográficas e econômicas”, *Anais do XII Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Caxambu, Associação Brasileira de Estudos Poblacionais (ABEP).
- Costa, Letícia B. y otros (2000), “Projeções de força de trabalho para a RMS: 2000-2005. Tabelas, textos e resultados”, São Paulo, Fundação Sistema Estadual de Análisis de Datos (SEADE), inédito.
- Dedecca, Claudio Salvadori (1996), “Participação econômica, ocupação e desemprego metropolitanos (1982-92)”, *Anais do X Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Caxambu, Associação Brasileira de Estudos Poblacionais (ABEP).
- Elizaga, Juan Carlos (1979), “Dinámica y economía de la población”, Serie E, Nº 27, Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Ferreira, S.P. y G.H. Aquilini (1999), “Mercado de trabalho: mudanças estruturais e comportamento”, *São Paulo em Perspectiva*, vol. 13, Nº 1/2, São Paulo.
- Jannuzzi, Paulo de Martino (1998a), “Novas e velhas demandas de informação estatística”, *São Paulo em Perspectiva*, vol. 12, Nº 4, São Paulo.
- ____ (1998b), “Perfis etários da migração segundo motivos e acompanhantes da mudança”, *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, vol. 15, Nº 2, Campinas, julio-diciembre.
- Leone, E.T. (1996), “Trabalho da mulher e renda familiar na RMS”, *Anais do X Encontro Nacional de Estudos*, vol. 1, Associação Brasileira de Estudos Poblacionais (ABEP).
- Madeira, F.R. y H.G. Torres, (1996), “População e reestruturação produtiva: novos elementos para projeções demográficas”, *São Paulo em Perspectiva*, vol. 10, Nº 2, São Paulo.
- Mattoso, Jorge Eduardo Levi (1999), *O Brasil desempregado*, São Paulo, Perseu Abramo.
- Montagner, P. y S.M.C. Brandão (1996), “Mercado de trabalho e migração na Grande São Paulo”, *São Paulo em Perspectiva*, vol. 10, Nº 2, São Paulo.
- ____ (1994), “Recessão e racionalização produtiva: implicações para o mercado de trabalho”, *São Paulo em Perspectiva*, vol. 8, Nº 1, São Paulo.
- Naciones Unidas (1979), *Population and Development Modelling: Proceedings of the United Nations/UNFPA Expert Group Meeting on Population and Development Modelling*, Ginebra, 24 al 28 de septiembre.
- ____ (1973), *Métodos para preparar proyecciones de la población económicamente activa*, Nueva York.
- Neupert, R.F. y otros (1989), “Evolução da população economicamente ativa no Brasil até o ano 2010”, *Textos para discussão*, Nº 12, Brasília, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA)/Instituto de Planificación (IPLAN).
- Oficina de Estadísticas Laborales (1999), *Handbook of Methods*, Washington, D.C. (<http://www.bls.gov>).

- Paiva, P. (1986), “Cinquenta anos de crescimento populacional e absorção de mão de obra no Brasil: de 1950 a 2000”, *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 3, Nº 1.
- Paulino, Luís Antônio (1998), “O novo mapa da indústria brasileira”, *Tendências e Debates*, Nº 38.
- Patarra, Neide Lopes y otros (1997), *Migração, condições de vida e dinâmica urbana*, Campinas, Universidad Estadual de Campinas (UNICAMP)/Fundación para la Defensa de las Investigaciones del estado de São Paulo (FAPESP).
- Rios-Neto, Eduardo Luiz Gonçalves (1996), “O impacto das crianças sobre a participação feminina na PEA: o caso das mulheres casadas”, *Anais do X Encontro Nacional de Estudos*, vol. 1, Belo Horizonte, Asociación Brasileña de Estudios Poblacionales (ABEP).
- Rosandiski, E.N. y M.I. Watanabe (1998), “Um mercado sempre mais concorrido”, São Paulo, Fundación Sistema Estadual de Análisis de Datos (SEADE).
- Segnini, Liliana Relfsen Petrilli (1999), “Educação, trabalho e desenvolvimento: uma complexa relação”, *Revista da Educação*, Campinas, marzo.
- Wajmann, Simone y Eduardo Luiz Gonçalves Rios Neto (1994), “Participação feminina na população economicamente ativa no Brasil: alternativas para projeções de níveis e padrões”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 24, Nº 2, Rio de Janeiro.
- Waldvogel, B.C. y Capassi, R. (1999), “Cenários da população paulista: dos anos 90 ao futuro”, *São Paulo em Perspectiva*, vol. 13, Nº 1/2.

ANEXO

Cuadro I
**COEFICIENTES C_{ijk} ASOCIADOS CON LAS TASAS DE PARTICIPACIÓN
 SECTORIAL POR EDAD Y SEXO, REGIÓN METROPOLITANA
 DE SÃO PAULO, 1988-1998**

Sector	Hombres						Mujeres					
	10-19 años	20-29 años	30-39 años	40-49 años	50-59 años	60 y más	10-19 años	20-29 años	30-39 años	40-49 años	50-59 años	60 y más
1988-1990												
Desempleados	1.532	1.277	0.769	0.555	0.394	0.123	1.658	1.377	0.814	0.549	0.143	0.046
Industria	0.48	1.344	1.402	1.262	0.762	0.29	0.726	1.621	1.237	0.948	0.487	0.125
Comercio	0.797	1.114	1.111	1.096	1.153	0.658	0.936	1.344	1.1	1.017	0.77	0.266
Servicio producción	0.657	1.352	1.175	1.082	0.924	0.438	0.768	1.671	1.066	0.95	0.634	0.127
Servicio consumo	0.382	0.957	1.311	1.447	1.546	0.924	0.347	0.983	1.572	1.53	1.26	0.489
Política social	0.266	1.141	1.412	1.588	1.237	0.535	0.279	1.28	1.596	1.584	0.852	0.15
Demás sectores	0.412	1.144	1.27	1.363	1.292	0.696	0.717	1.19	1.216	1.249	0.997	0.413
1990-1992												
Desempleados	1.353	1.333	0.895	0.728	0.511	0.208	1.495	1.493	0.9	0.601	0.302	0.07
Industria	0.425	1.322	1.43	1.323	0.847	0.327	0.622	1.647	1.296	1.027	0.53	0.134
Comercio	0.746	1.163	1.117	1.104	1.152	0.658	0.831	1.368	1.157	1.075	0.792	0.297
Servicio producción	0.615	1.387	1.216	1.105	0.89	0.41	0.728	1.689	1.137	0.947	0.601	0.154
Servicio consumo	0.363	0.982	1.324	1.463	1.517	0.837	0.361	0.998	1.576	1.516	1.203	0.465
Política social	0.251	1.154	1.424	1.559	1.255	0.542	0.248	1.27	1.608	1.613	0.898	0.163
Demás sectores	0.391	1.102	1.312	1.419	1.305	0.715	0.646	1.242	1.281	1.257	0.962	0.375
1993-1995												
Desempleados	1.377	1.337	0.879	0.724	0.524	0.191	1.481	1.504	0.952	0.594	0.332	0.059
Industria	0.379	1.345	1.439	1.361	0.882	0.33	0.472	1.664	1.429	1.098	0.599	0.128
Comercio	0.669	1.194	1.186	1.121	1.107	0.678	0.795	1.439	1.163	1.076	0.816	0.261
Servicio producción	0.528	1.378	1.315	1.145	0.897	0.44	0.576	1.765	1.293	0.946	0.61	0.13
Servicio consumo	0.343	1.045	1.289	1.473	1.515	0.808	0.432	0.996	1.461	1.597	1.205	0.417
Política social	0.184	1.063	1.497	1.691	1.34	0.542	0.198	1.217	1.632	1.703	0.952	0.202
Demás sectores	0.345	1.199	1.259	1.36	1.387	0.74	0.609	1.297	1.314	1.239	0.947	0.352
1996-1998												
Desocupados	1.259	1.314	0.936	0.799	0.639	0.25	1.365	1.507	0.995	0.726	0.389	0.074
Industria	0.36	1.331	1.448	1.39	0.894	0.338	0.402	1.601	1.496	1.136	0.703	0.171
Comercio	0.615	1.221	1.153	1.174	1.146	0.704	0.707	1.492	1.165	1.064	0.901	0.297
Servicio producción	0.492	1.425	1.312	1.156	0.914	0.392	0.497	1.757	1.355	1.053	0.6	0.111
Servicio consumo	0.326	1.012	1.32	1.475	1.497	0.85	0.416	1.026	1.425	1.545	1.228	0.461
Política social	0.185	1.051	1.566	1.567	1.379	0.54	0.213	1.134	1.637	1.692	1.071	0.204
Demás sectores	0.282	1.297	1.271	1.378	1.308	0.664	0.484	1.297	1.361	1.34	1.007	0.341

Cuadro 2
**PARÁMETROS DEL MODELO LINEAL A (t - 1989) - B PARA ESTIMACIÓN
DE LOS COEFICIENTES C_{ijk} EN 2005 Y EL COEFICIENTE DE
CORRELACIÓN (ρ) DEL MODELO LINEAL AJUSTADO
POR LA SERIE HISTÓRICA 1988-1998**

Sector		Hombres						Mujeres					
		10-19 años	20-29 años	30-39 años	40-49 años	50-59 años	60 y más	10-19 años	20-29 años	30-39 años	40-49 años	50-59 años	60 y más
Desempleados	A	-0.028	0.004	0.017	0.021	0.027	0.013	-0.032	0.014	0.022	0.020	0.027	0.003
	B	1.486	1.302	0.806	-1.374	0.415	0.144	1.620	1.418	0.835	0.544	0.189	0.053
	R	-0.875	0.467	0.837	0.855	0.950	0.858	-0.933	0.775	0.968	0.900	0.907	0.707
Industria	A	-0.015	0.000	0.005	0.007	0.015	0.005	-0.041	-0.002	0.034	0.023	0.027	0.005
	B	0.466	1.337	1.410	-0.961	0.789	0.302	0.710	1.641	1.238	0.966	0.479	0.121
	R	-0.962	-0.134	0.922	0.963	0.898	0.844	-0.986	-0.263	0.991	0.975	0.993	0.819
Comercio	A	-0.023	0.013	0.007	0.005	-0.002	0.006	-0.026	0.019	0.007	0.005	0.016	0.002
	B	0.793	1.125	1.115	-1.051	1.148	0.652	0.916	1.339	1.120	1.040	0.761	0.273
	R	-0.997	0.973	0.715	0.949	-0.372	0.963	-0.971	0.995	0.784	0.588	0.956	0.349
Servicios producción	A	-0.021	0.008	0.019	0.005	0.000	-0.004	-0.036	0.012	0.038	0.012	-0.003	-0.003
	B	0.654	1.357	1.185	-1.053	0.908	0.435	0.777	1.674	1.071	0.929	0.623	0.142
	R	-0.987	0.887	0.930	0.973	-0.103	-0.592	-0.988	0.906	0.986	0.792	-0.703	-0.598
Servicios consumo	A	-0.007	0.008	0.000	0.001	-0.005	-0.008	0.010	0.005	-0.021	0.005	-0.003	-0.005
	B	0.379	0.968	1.312	-0.886	1.539	0.886	0.351	0.983	1.587	1.529	1.235	0.475
	R	-0.994	0.751	-0.073	0.919	-0.922	-0.592	0.864	0.909	-0.952	0.463	-0.377	-0.530
Política social	A	-0.011	-0.014	0.020	0.001	0.019	0.000	-0.009	-0.019	0.005	0.015	0.027	0.007
	B	0.264	1.154	1.399	-0.832	1.231	0.538	0.268	1.295	1.598	1.591	0.844	0.152
	R	-0.928	-0.908	0.985	0.138	0.984	0.512	-0.859	-0.972	0.968	0.906	0.983	0.945
Demás sectores	A	-0.016	0.022	-0.002	0.000	0.004	-0.003	-0.027	0.014	0.017	0.010	0.001	-0.009
	B	0.419	1.105	1.286	-0.914	1.306	0.715	0.716	1.206	1.229	1.234	0.974	0.402
	R	-0.991	0.896	-0.339	-0.131	0.361	-0.340	-0.977	0.923	0.977	0.739	0.138	-0.945

Cuadro 3
**EVOLUCIÓN DE LAS TASAS DE PARTICIPACIÓN SEGÚN SEXO
Y GRUPOS ETARIOS, REGIÓN METROPOLITANA
DE SÃO PAULO, 1988-1998**
(Porcentaje)

Sexo y grupo etario	1988-1990 (1)	1990-1992	1993-1995	1996-1998 (2)	Diferencia (2)-(1)
Total	60.9	61.0	61.1	61.9	1.0
Hombres					
10 a 19 años	47.4	44.8	41.6	39.7	-7.7
20 a 29 años	95.5	94.5	93.9	93.4	-2.1
30 a 39 años	96.5	96.1	95.7	94.9	-1.6
40 a 49 años	92.8	93.2	93.1	92.5	-0.3
50 a 59 años	75.6	76.5	76.8	77.8	2.2
60 y más	36.6	36.7	36.9	37.3	0.7
Total	77.3	76.1	74.8	74.2	-3.1
Mujeres					
10 a 19 años	34.4	32.9	31.8	31.3	-3.1
20 a 29 años	63.2	66	68.4	70.8	7.6
30 a 39 años	57	60.6	64.3	67.8	10.8
40 a 49 años	51.5	54.2	57.3	61.4	9.9
50 a 59 años	32.9	34.9	37.3	42	9.1
60 y más	10.1	10.6	10.4	11.6	1.5
Total	45.9	47.2	48.5	50.7	4.8

Fuente: Encuesta de empleo y desempleo.

Cuadro 4
**EVOLUCIÓN DE LA COMPOSICIÓN SECTORIAL DE LA MANO DE OBRA
CON RELACIÓN A LA PEA, REGIÓN METROPOLITANA
DE SÃO PAULO, 1988-1998**
(Porcentaje)

Sector	1988-1990 (1)	1990-1992	1993-1995	1996-1998 (2)	Diferencia (2)-(1)
Desempleados	9.5	12.5	14.1	16.5	6.9
Ocupados	90.5	87.5	85.9	83.5	-6.9
Industria	29.1	25.1	21.6	17.6	-11.5
Comercio	13.6	14.3	14.4	14.2	0.6
Servicios	37.8	38.9	40.7	42.1	4.3
Servicios producción	15.6	15.4	15.7	16.9	1.3
Servicios consumo	10.8	12.0	13.1	14.0	3.2
Política social	11.3	11.5	11.8	11.1	-0.2
Demás sectores	10.0	9.3	9.2	9.7	-0.3
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	-

Fuente: Encuesta de empleo y desempleo.

Cuadro 5
**EVOLUCIÓN DE LA PROPORCIÓN DE MUJERES ENTRE LOS
 DESEMPLEADOS EN DIFERENTES SECTORES
 DE ACTIVIDAD, REGIÓN METROPOLITANA
 DE SÃO PAULO, 1988-1998**
(Porcentaje)

Sector	1988-1990 (1)	1990-1992	1993-1995	1996-1998 (2)	Diferencia (2)-(1)
Desempleados	46.9	46.0	47.4	49.4	2.5
Ocupados	38.3	39.6	40.6	41.6	3.3
Industria	30.5	31.0	30.9	31.1	0.6
Comercio	36.4	36.9	37.3	38.7	2.3
Servicios	39.9	40.2	40.6	40.3	0.4
Servicio producción	28.9	28.9	28.8	29.0	0.0
Servicio consumo	37.7	37.2	36.5	36.2	-1.5
Política social	57.4	58.6	61.0	62.8	5.3
Demás sectores	58.5	64.9	68.1	70.8	12.3
% mujeres s/PEA	39.1	40.4	41.6	42.8	3.7

Fuente: Encuesta de empleo y desempleo.

MÉTODOS PARA ESTIMAR LA MORTALIDAD ADULTA EN LOS PAÍSES EN DESARROLLO: UNA REVISIÓN COMPARATIVA

Kenneth Hill

Universidad Johns Hopkins

RESUMEN

La medición de la mortalidad adulta sigue siendo deficiente en numerosos países en desarrollo debido a la imprecisión de los datos y a la falta de una metodología única y contrastada. En este artículo se analiza el desempeño de diversos métodos de medición de la mortalidad adulta aplicados a un sólo país: Guatemala. Se incluyen métodos que estiman la cobertura del registro de defunción o de los decesos notificados mediante el censo, métodos de supervivencia intercensal que utilizan datos de censos sucesivos, métodos basados en la supervivencia de los hijos y un conjunto de métodos de supervivencia de los padres. Para la evaluación se usaron datos de los censos de población guatemaltecos de 1981 y 1994, del registro de defunciones entre 1981 y 1994, y de la encuesta demográfica y de salud de 1987. El análisis hace hincapié en la mortalidad de mujeres adultas.

Los métodos estudiados proveen estimaciones muy diferentes de mortalidad adulta. La probabilidad de morir entre los 15 y los 60 años de edad en el período de 1975 a 1995 va desde un máximo de 0,25, obtenido a partir de los datos de supervivencia de la madre, hasta un mínimo de 0,13 basado en los hijos sobrevivientes. Los métodos de distribución de la mortalidad arrojan estimaciones que quedan entre estos dos extremos, desde 0,16 hasta 0,22. El análisis no permitió identificar una única metodología satisfactoria. Sin embargo, las preguntas censales sobre defunciones por edad y sexo en el año anterior al censo dan resultados muy similares a los obtenidos a partir de las defunciones registradas ajustadas, por lo que este enfoque debería considerarse el más razonable en países que no cuenten con un sistema eficiente de registro de defunciones.

La investigación que da origen al presente artículo fue respaldada por el Instituto Nacional sobre el Envejecimiento, y por el National Institute of Child Health and Human Development. Se agradece la colaboración del CELADE y de Dirk Jaspers Fajier con los datos censales de Guatemala de 1994.

ABSTRACT

Adult mortality remains poorly measured in many developing countries because of problems of data inaccuracy and the lack of a single proven methodology. This paper reviews the performance of a range of methods for measuring adult mortality applied to a single country, Guatemala. The methods include those that estimate the coverage of death registration or of household deaths reported in a census, intercensal survival methods using information from successive censuses, sibling survival methods and a range of parental survival methods. Data from the 1981 and 1994 population censuses of Guatemala, from death registration between 1981 and 1994, and from the 1987 Demographic and Health Survey are used in the evaluation. The paper focuses on adult female mortality.

The methods evaluated give highly variable estimates of adult mortality. The estimated probability of dying between the ages of 15 and 60 for the period 1975 to 1995 range from a high of 0.25 using data on survival of mother to a low of about 0.13 using data on surviving siblings. Death distribution methods give estimates that lie in between these extremes, but ranging from around 0.16 to 0.22. The analysis does not identify one single satisfactory methodology. However, census questions on deaths by age and sex in the year before the census give results that are very similar to those obtained from adjusted registered deaths, and this approach should be regarded as a reasonable one in countries lacking adequate death registration.

RESUMÉ

La mesure de la mortalité adulte demeure très déficiente dans bon nombre de pays en développement en raison du manque de précision des données et de l'absence d'une méthodologie unique et éprouvée. Cette étude passe en revue les résultats d'une série de méthodes utilisées pour mesurer la mortalité adulte dans un seul pays, en l'occurrence le Guatemala. Les différentes méthodes envisagées sont, entre autres, l'estimation de la couverture de l'enregistrement des décès ou les décès au sein des ménages signalés à l'occasion d'un recensement, les méthodes de survie intercensitaire basées sur l'information issue de recensements successifs, les méthodes de survie de la fratrie et une série de méthodes de survie parentale. L'évaluation a porté sur les données recueillies lors de recensements démographiques de 1981 et 1994, de l'enregistrement des décès de 1981 à 1994 et de l'Enquête démographique et sanitaire réalisée en 1987. L'étude est centrée sur la mortalité féminine adulte.

Les méthodes évaluées conduisent à des estimations extrêmement variables de la mortalité adulte. Selon les estimations, la probabilité de décéder entre 15 ans et 60 ans durant la période 1975-1995 varie d'un niveau maximum de 0,25 en fonction de données relatives à la survie de la mère à un niveau minimum de 0,13 sur la base des données relatives à la survie de la fratrie. Les méthodes de distribution des décès ont conduit à des estimations se situant entre ces deux extrêmes, allant de 0,16 à 0,22. L'étude ne conclut pas à l'existence d'une seule méthodologie satisfaisante. Les questions censitaires relatives aux décès par âge et par sexe l'année antérieure au recensement permettent toutefois d'aboutir à des résultats très similaires à ceux du taux ajusté de décès enregistré, qui pourrait être considérée comme une approche raisonnable dans des pays privés de procédures adéquates d'enregistrement des décès.

INTRODUCCIÓN

La medición de la mortalidad adulta sigue siendo deficiente en muchos países en desarrollo. El registro de defunciones suele ser incompleto, e incluso cuando la cobertura es adecuada, la información relativa a la edad suele ser inexacta. Los datos censales, necesarios para los denominadores de las tasas estándar, también suelen ser de dudosa calidad. Se ha desplegado un ingenio considerable en la elaboración de métodos para ajustar las defunciones subregistradas por omisión, y para convertir los indicadores indirectos de sobrevivencia en mediciones convencionales de tablas de vida. Sin embargo, subsisten amplias diferencias de opinión sobre el grado de desempeño de estos métodos, y sobre los niveles totales de mortalidad adulta en muchos países en desarrollo. La incertidumbre respecto a estos niveles es sustancialmente mayor que la relativa a los niveles de mortalidad infantil y fecundidad, para los que existen métodos directos e indirectos que han demostrado funcionar bien. En particular, no hay un equivalente, para la estimación de la mortalidad adulta, al enfoque de historia de nacimientos para la recopilación de datos sobre fecundidad y mortalidad infantil.

Ha sido difícil validar el desempeño de muchos métodos para estimar la mortalidad adulta porque no hay un “ideal de referencia”. Los países con datos de registro satisfactorios no recopilan la información necesaria para la aplicación de métodos indirectos, y sus datos convencionales no presentan la magnitud de errores potenciales observados en muchos conjuntos de datos de países en desarrollo, y por ende no ofrecen una prueba realista de los métodos de ajuste.

El presente artículo tiene por objeto comparar el desempeño de una amplia gama de métodos para los datos de un país que se percibe en general como poseedor de un registro de defunciones bastante completo, pero que también ha recopilado la información necesaria para la aplicación de una variedad de métodos indirectos. Se dispone de información sobre las defunciones registradas por edad y sexo en Guatemala para todos los años comprendidos entre 1983 y 1994. Además, el censo de 1994 recopiló información sobre las defunciones en los hogares en un período de

referencia que abarca desde principios de 1992 hasta la fecha del censo de 1994, así como sobre la sobrevivencia de la madre de cada informante. La Encuesta de Demografía y Salud (EDS) de 1987 recopiló información sobre la sobrevivencia de la madre y el padre de cada informante, así como sobre si la madre o el padre estaban vivos en la época del primer matrimonio de la informante. La EDS de 1995 recopiló la historia de sobrevivencia de hermanos y hermanas de cada informante. En combinación con la distribución por edades del censo de 1981, estos datos tomados en conjunto brindan una base para la aplicación de una gama muy amplia de métodos de estimación.

Cabría suponer que, puesto que se piensa que el registro de defunciones es casi completo en Guatemala, los datos disponibles ofrecen precisamente la especie de “ideal de referencia” que se busca para una evaluación metodológica. Sin embargo, subsisten los problemas con los datos: la información sobre las defunciones puede verse afectada por una declaración errada sistemática de la edad, y los censos de población de 1981 y 1994 son de exactitud dudosa. Por consiguiente, además de revisar los métodos, este artículo procurará llegar a las estimaciones óptimas de los niveles recientes de mortalidad adulta en Guatemala. El estudio se centrará en la mortalidad adulta femenina, porque es aquí donde disponemos de la mayor cantidad de datos pertinentes.

1. Métodos de estimación

Los métodos para estimar la mortalidad adulta pueden clasificarse en tres grandes grupos: métodos basados en la sobrevivencia intercensal, métodos que estiman la cabalidad del registro de defunciones en relación con el registro censal, y métodos que convierten los indicadores de niveles de mortalidad basados en la sobrevivencia de parientes cercanos en funciones estándar de las tablas de vida. Dentro de cada grupo, hay varios enfoques diferentes, que se reseñan a continuación.

a) Métodos de sobrevivencia intercensal

Los riesgos de mortalidad de cohortes sucesivas pueden estimarse a partir de dos censos. La relación de sobrevivencia del grupo etario $a, a+5$ en el primer censo con el grupo etario correspondiente $a+t, a+t+5$ en el segundo censo t años más tarde estima la función de tabla de vida ${}_5L_{a+t} / {}_5L_a$. Estas relaciones de sobrevivencia pueden compararse con los valores de tablas de vida modelo para llegar a una estimación promedio de la mortalidad después de la niñez, o si t es un múltiplo de 5, se pueden encadenar cocientes sucesivos para culminar con la estimación de un indicador único sintético.

También se pueden usar las distribuciones por edad de dos censos como base para estimar la mortalidad usando tasas de crecimiento intercensal (Preston y Bennett, 1983), y usando tasas de crecimiento intercensal en combinación con un hipotético patrón etario “estándar” de la mortalidad (Preston, 1983). Aunque no están basados en la sobrevivencia intercensal de cohortes, estos métodos comparten con la sobrevivencia intercensal la característica de que la única información empírica que se emplea son las distribuciones por edad de dos censos.

b) Estimación de la cabalidad del registro de defunciones en relación con la enumeración censal

Si puede estimarse la cabalidad del registro de defunciones en relación con el registro de la población, se puede ajustar cualquier diferencial de la cabalidad, y se pueden calcular tasas de mortalidad insesgadas y las funciones de la tabla de vida. Todos los métodos empleados suponen que la cabalidad de la cobertura no varía con la edad, y evalúan la cabalidad del registro de defunciones comparando la estructura etaria de las defunciones con la estructura etaria de los vivos. El método más sencillo supone además que la población en estudio es demográficamente estable (Brass, 1975). En cualquier segmento etario abierto $a+$ de una población cerrada, la tasa de entrada al segmento es igual a la tasa de crecimiento del segmento más la tasa de salida (defunciones) del segmento. En una población estable, la tasa de crecimiento es constante para todos los segmentos, de modo que la tasa de entrada y la tasa de defunciones tienen que estar relacionadas linealmente. Si la tasa de entrada se calcula exclusivamente a partir de la distribución etaria de la población, todo error de cobertura que sea invariante con la edad se anula, mientras que la tasa de defunción, calculada a partir de las muertes por edad y de la población por edad, se verá afectada por cualquier cobertura diferencial entre la población y las defunciones. La pendiente de la línea que relaciona la tasa de entrada con la tasa de salida estimará la cabalidad del registro de la población en relación con el registro de defunciones, y ofrecerá un factor de ajuste potencial de las defunciones.

Este método sencillo puede generalizarse cuando hay dos o más enumeraciones censales disponibles. En tales circunstancias, la tasa de crecimiento de cada segmento puede calcularse a partir de los recuentos censales, y ya no se precisa el supuesto de estabilidad. La relación de la tasa de entrada menos la tasa de crecimiento con la tasa de mortalidad, segmento por segmento, estima un intercepto que capta cualquier variación de la cobertura censal entre los dos censos, y una pendiente que estima la cobertura del registro de defunciones en relación con el promedio de la cobertura de los dos censos (Hill, 1987).

Bennett y Horiuchi (1981) proponen otra manera de utilizar dos censos y una distribución de muertes por edad. Las tasas de crecimiento por edad del período intercensal se emplean para expandir la distribución observada de muertes por edad a una población estacionaria o a una distribución de tabla de vida. Dado que las muertes de la tabla de vida por encima de la edad a son iguales a la población de la tabla de vida con la edad exacta a (puesto que todos mueren), el cociente entre las muertes expandidas por encima de la edad a y una estimación de la población de edad a derivada de las dos distribuciones etarias estima la cabalidad del registro de defunciones en relación con la cobertura censal.

c) Métodos indirectos basados en la sobrevivencia de parientes cercanos

William Brass elaboró los primeros métodos formales para convertir los indicadores de mortalidad basados en la sobrevivencia de parientes cercanos en medidas convencionales de tablas de vida ajustándolas para contemplar los confundidores. Brass y Hill (1973) propusieron métodos para estimar los cocientes de sobrevivencia de las tablas de vida a partir de las proporciones de informantes de grupos etarios quinquenales sucesivos con madre viva o padre vivo. Los métodos han sido perfeccionados por varios autores ulteriores (Hill y Trussell, 1977; Timæus, 1991 y 1992). El grupo etario de los informantes representa el tiempo de sobrevivencia de la madre, de manera que la proporción de informantes de un grupo etario dado con madre viva aproxima la relación de sobrevivencia de una edad promedio de concebir a esa edad más la edad de los informantes. Los métodos existentes modelan esta relación utilizando diferentes estructuras de fecundidad, mortalidad y distribución etaria para permitir la conversión de una proporción con padre o madre sobreviviente en una relación de sobrevivencia de la tabla de vida, considerando la estructura etaria real de aquéllas en edad de concebir. Timæus (1991) ha elaborado también métodos para los informantes cuyas madres murieron antes del matrimonio o después del matrimonio. En el anexo de este artículo se presenta una manera novedosa de utilizar la información sobre la sobrevivencia de la madre observada para la misma cohorte de informantes en diferentes momentos del tiempo.

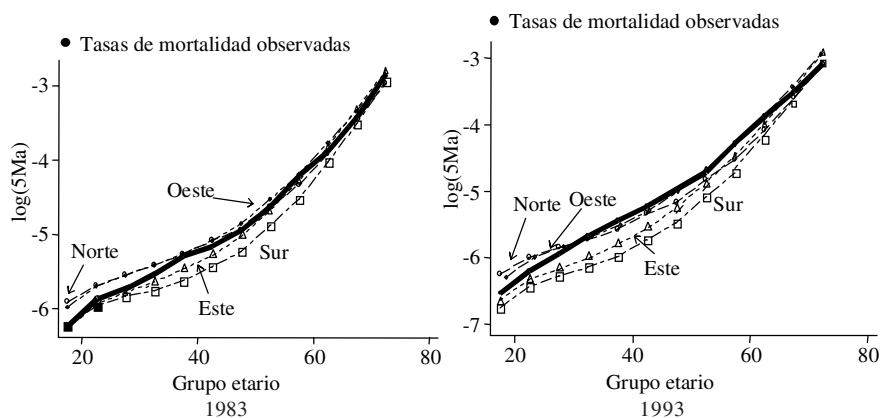
La proporción de hermanos o hermanas sobrevivientes por edad del informante es también claramente un indicador de sobrevivencia —que aproxima la probabilidad de sobrevivencia desde el nacimiento hasta la edad de los informantes (Hill y Trussell, 1977). Se han propuesto sistemas perfeccionados para utilizar dichos datos (Timæus y otros, 1997), en particular con respecto a la medición de la mortalidad materna (Graham,

Brass y Snow, 1989), y las Encuestas de Demografía y Salud han elaborado un enfoque de la historia de hermanos y hermanas para estimar la mortalidad adulta similar al enfoque de la historia de nacimientos para estimar la mortalidad infantil (Rutenberg y Sullivan, 1991).

2. La estructura etaria de la mortalidad en Guatemala

Los métodos de estimación ya esbozados dan diferentes mediciones de la mortalidad adulta. El método tradicional de sobrevivencia intercensal estima las relaciones de sobrevivencia tal como lo hacen los métodos de sobrevivencia de la madre. El método intercensal de Preston-Bennett estima las esperanzas de vida a diversas edades, mientras que los métodos de ajuste de la mortalidad brindan una base para una tabla de vida completa después de la niñez y por ende de cualquier indicador deseado. Para comparar el desempeño de los distintos métodos, es necesario adoptar un indicador común, y convertir todas las estimaciones a éste. En este artículo usaré la probabilidad de morir entre las edades de 15 y 60 años, ${}_{45}q_{15}$, como índice común. Un sistema de tablas de vida modelo es una manera conveniente de efectuar las conversiones. El gráfico 1 muestra las tasas de mortalidad por edad para las edades de 15 a 75 años de mujeres guatemaltecas basadas en las defunciones registradas en 1983 en combinación con la distribución de la edad censal en 1981 (panel A) y en 1993 en combinación con la distribución de la edad censal en 1994 (panel B) graficadas en una escala logarítmica frente a las tasas por edad de cada una de las cuatro familias de las tablas de vida modelo de Coale-Demeny (1983), usando el nivel 17 (${}_{45}q_{15} = 0,257$) en 1983 y el nivel 19 (${}_{45}q_{15} = 0,205$) en 1993. El patrón observado en Guatemala es más lineal (en una escala logarítmica) que cualquiera de las familias Coale-Demeny, pero la familia Oeste da la aproximación más cercana. Usaremos por tanto la familia "Oeste" de las tablas de vida modelo de Coale-Demeny para fines de conversión.

Gráfico 1
TASAS DE MORTALIDAD FEMENINA POR EDAD (DEFUNCIONES REGISTRADAS) EN 1983 Y 1993 PARA LAS EDADES DE 15 A 75 AÑOS COMPARADAS CON LOS PATRONES DEL MODELO DE COALE-DEMENY: GUATEMALA



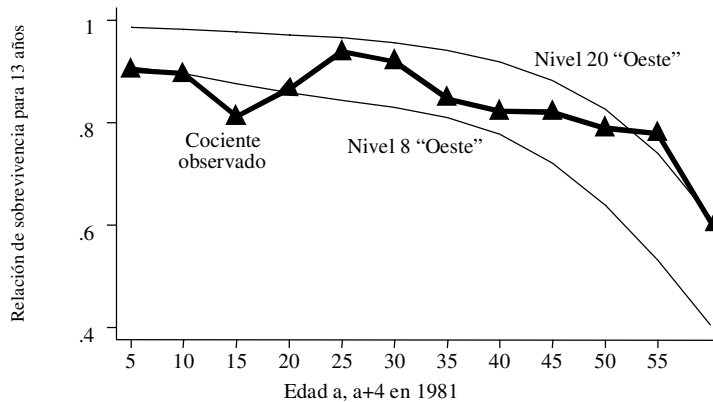
3. Resultados de las estimaciones

a) Métodos de sobrevivencia intercensal

El método tradicional de sobrevivencia intercensal no puede aplicarse fácilmente a los censos de Guatemala de 1981 y 1994 porque el intervalo intercensal es de 13 años y un mes. Se ha usado la distribución por edades simples de 1994 para crear agrupaciones etarias que se aproximan bastante a las cohortes quinquenales estándar en 1981, a saber grupos etarios de 13 a 17 (0 a 4 en 1981), 18 a 22 (5 a 9 en 1981), etc. Los cocientes de sobrevivencia resultantes no pueden encadenarse convenientemente para fines de sumarización, pues los numeradores y denominadores no se anulan. Tampoco pueden compararse directamente los cocientes con las tablas de vida modelo de Coale-Demeny. Se han calculado relaciones de sobrevivencia aproximados de 13 años para mujeres Coale-Demeny "Oeste" para los niveles de mortalidad 8 (${}_{45}q_{15} = 0,5015$) y 20 (${}_{45}q_{15} = 0,1788$). Los cocientes de sobrevivencia observados para las cohortes iniciales desde 5-9 hasta 60-64 años figuran en el gráfico 2 con los cocientes para estos dos modelos. Las relaciones de sobrevivencia observadas son (con alguna irregularidad) en gran medida uniformes entre las edades 15-19 y 55-59, partiendo bajo el nivel 8 y terminando sobre el nivel 20. Las relaciones de

sobrevivencia no parecen ofrecer ninguna base para llegar a una estimación de la mortalidad adulta para el período intercensal (y se advierte que los errores de los datos censales pueden ser considerables).

Gráfico 2
RELACIONES DE SOBREVIVENCIA ENTRE LOS CENSOS DE 1981 Y 1994.
POBLACIÓN FEMENINA: GUATEMALA



- Método de Preston-Bennett (1983)

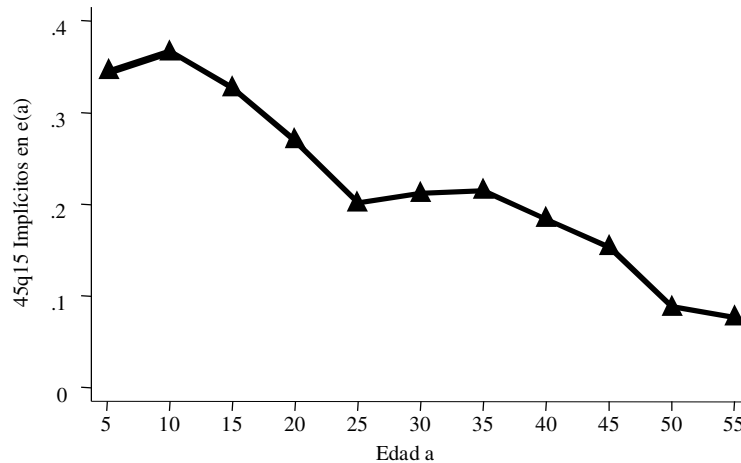
Se usan las tasas de crecimiento por edad de un período intercensal para convertir una distribución por edades no estable (habitualmente el promedio de una distribución por edades del primer y segundo censos) en la correspondiente población estacionaria o de tabla de vida, de la cual pueden derivarse las esperanzas de vida a cada edad. Este método usa sólo dos distribuciones por edades, pero puede aplicarse independientemente del intervalo intercensal, dado que las tasas de crecimiento por edad son fáciles de calcular tanto para los intervalos enteros como no enteros, y tiene la ventaja adicional de brindar suavizamiento al acumular valores por encima de la edad a . La metodología está basada en una aproximación discreta de la ecuación general para la distribución por edades de una población cerrada:

$${}_5L_a \sim {}_5N_a * \exp(2.5 * {}_5r_a + 5 \sum_{x=0}^{a-5} {}_5r_x) \quad (1)$$

Luego se estima la esperanza de vida a la edad a dividiendo la suma de valores de ${}_5L_x$ por encima de la edad a mediante la aproximación de $l(a)$ basada en un quinto del promedio ${}_5L_{a-5}$ y ${}_5L_a$.

Los resultados de aplicar este método a la población femenina enumerada en Guatemala en 1981 y 1994 se indican en el gráfico 3 en la forma de los valores ${}_{45}q_{15}$ implícitos en la familia “Oeste” de las tablas de vida modelo por cada valor de $e(a)$. A medida que aumenta la edad a , el riesgo implícito de morir cae casi monótonicamente, de un valor de 0,367 a los 10 años a un valor de 0,076 a los 55 años. Aunque algo menos extremo que las relaciones de sobrevivencia de las cohortes individuales, es claro que el método no ofrece ninguna base para llegar a una estimación única defendible del nivel de mortalidad adulta.

Gráfico 3
**APLICACIÓN DEL MÉTODO DE PRESTON-BENNETT:
 POBLACIÓN FEMENINA 1981 Y 1994, GUATEMALA**



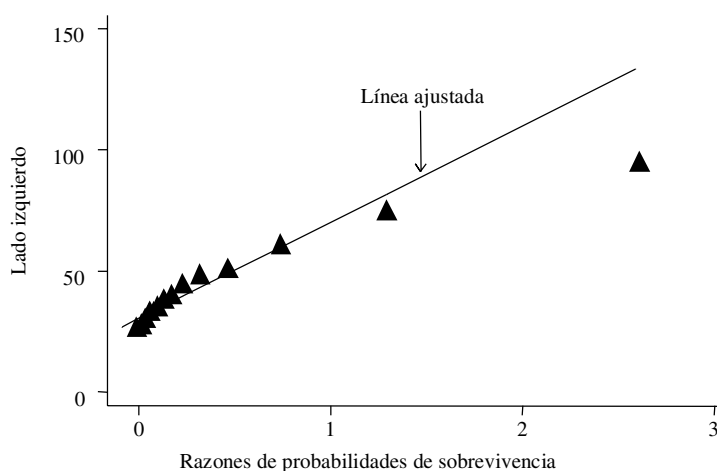
- **Método integrado de Preston**

El método integrado de Preston (Preston, 1983) también usa la ecuación general para la distribución por edades de una población cerrada, pero parametriza la mortalidad de modo que se supone que una razón de probabilidades de sobrevivencia en una población observada es una función lineal de la razón de probabilidad de sobrevivencia de una tabla de vida estándar. En notación continua,

$$\frac{p(5)}{c(a) \exp\left(\int_0^a r(y) dy\right)} = \frac{1}{b} + \frac{\gamma}{b} * \frac{p_s(5) - p_s(a)}{p_s(a)} \quad (2)$$

Donde $c(a)$ es la proporción de la población de edad a , $r(y)$ es la tasa de crecimiento instantáneo a la edad y , $p(5)$ es una estimación de la probabilidad de sobrevivir a la edad 5 en la población observada, $p_s(5)$ y $p_s(a)$ son las probabilidades de sobrevivir a las edades 5 y a respectivamente en la tabla de vida “estándar”, b es la tasa bruta de natalidad, y γ es un parámetro de escala que relaciona las relaciones de sobrevivencia observadas y de la tabla de vida estándar. El lado izquierdo (basado en la distribución por edades observada) y el lado derecho (derivado del estándar de mortalidad) están relacionados linealmente, y deberían permitir por ende estimar la tasa de natalidad b y el parámetro de escala de la mortalidad γ . El gráfico 4 muestra los puntos para las edades a de 5 a 70 usando como estándar una tabla de vida modelo femenina “Oeste” de nivel 18. La relación es claramente curvilínea. La línea recta ajustada (mediante una técnica de regresión robusta que subpondera los valores atípicos (StataCorp, 1999), tiene un intercepto de 30,4 (b estimada de 32,9 por mil) y una pendiente de 39,8 (γ estimado=1,31), lo que implica una mortalidad más elevada que la estándar, con un ${}_{45}q_{15}$ de 0,281. Sin embargo, dado el carácter curvilíneo del trazado, es aventurado tratar de interpretar el ajuste de una línea recta.

Gráfico 4
MÉTODO INTEGRADO DE PRESTON: CENSOS DE 1981 Y 1994.
POBLACIÓN FEMENINA, GUATEMALA



b) Métodos de distribución de las defunciones

La distribución de defunciones por edad y la distribución de la población por edad están vinculadas por medio de las tasas de crecimiento en varias identidades que brindan una base para verificar la consistencia. La relación más sencilla es aquella propuesta por Brass (1975) para una población estable en su método “ecuación de equilibrio del crecimiento”:

$$\frac{N(a)}{N(a+)} = r + \frac{D(a+)}{N(a+)} \quad (3)$$

donde $N(a)$ y $N(a+)$ son el número de entradas y la población del grupo etario a y más, respectivamente, r es la tasa de crecimiento de la población estable, y $D(a+)$ son las muertes a las edades a y más. La expresión establece que la tasa de entrada a la población $a+$ es igual a la tasa de salida de la población $a+$ más la tasa de crecimiento de la población $a+$ (constante a todas las edades en el caso de una población estable). Si las defunciones son declaradas cabalmente c , suponiéndose constantes por edad, en relación con la población, y $Do(a+)$ son las muertes declaradas a las edades a y más,

$$\frac{N(a)}{N(a+)} = r + \frac{1}{c} * \frac{Do(a+)}{N(a+)} \quad (4)$$

El primer interrogante es si la población femenina de Guatemala puede considerarse como aproximadamente estable. La inspección de las tasas de crecimiento por edad para el período 1981 a 1994 (no incluidas en el texto) muestra que no sólo hay irregularidades, con un crecimiento más bien bajo a las edades 20 a 30 y 45 a 60, sino que hay una tendencia ascendente sistemática de la tasa de crecimiento con la edad. Por lo tanto no se cumple el supuesto básico en que se basa el método de Brass.

Hill (1987) ha ampliado el método para que sea aplicable a una población no estable (pero cerrada) usando datos de dos censos y las tasas de crecimiento observadas:

$$\frac{N(a)}{N(a+)} - r_o(a+) = k + \frac{1}{c} * \frac{Do(a+)}{N(a+)} \quad (5)$$

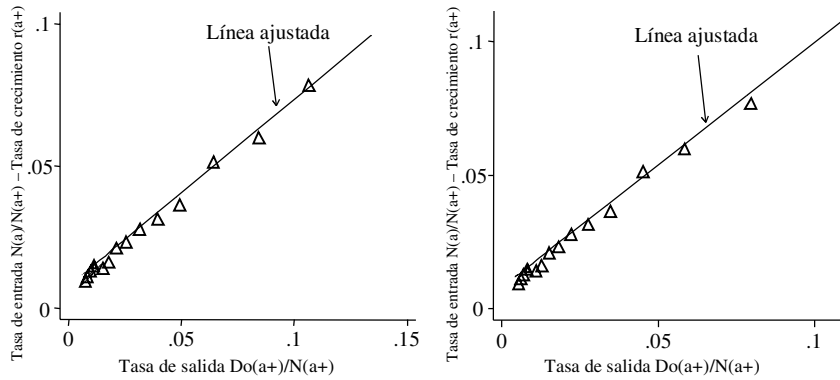
Donde $r_o(a+)$ es la tasa de crecimiento observada de la población a y más, y k es el error de la tasa de crecimiento (que se supone constante a través de las edades), que surge por ejemplo de la variación sistemática de la cobertura censal entre el primer y el segundo censo. Podemos aplicar este método a los datos de Guatemala de dos maneras: usando las defunciones registradas por edad (disponibles para los años 1983 a 1993),

o usando las defunciones de hogares declaradas en los 12 meses anteriores al censo de 1994. Las dos maneras difieren en la medida en que los datos reflejan el patrón etario de las defunciones durante el período intercensal: en la primera, está representado casi todo el período, mientras que en la segunda, sólo está representado el último año del período de 13 años.

El gráfico 5 registra los resultados de ambas aplicaciones. En ambos casos, la línea recta se ajusta con mucha aproximación a los puntos marcados, lo que sugiere que el diferente período de cobertura de los dos conjuntos de datos influye muy poco. Usando las defunciones registradas, el intercepto (interpretado como el error sistemático de la tasa de crecimiento) es 0,00786, y la pendiente (interpretada como recíproca de la cobertura de defunciones en relación con la cobertura censal promedio) es 0,655. Si el error de la tasa de crecimiento se atribuye a una variación proporcional constante de la cobertura censal en todas las edades, se estima que esa variación es una declinación de 11% de la cobertura. En relación con la cobertura del censo de 1994, la pendiente estima una cobertura de defunciones de 161%, es decir, mucho más completa que el segundo censo (y un 45% más completa que el primer censo). Usando las defunciones del censo de 1994, se estima un intercepto de 0,00807 (declinación de 12% de la cobertura) y una pendiente de 0,915 (cobertura de las defunciones de 115% en relación con el censo de 1994).

El gran intercepto indica un notorio empeoramiento de la cobertura censal entre 1981 y 1994. Sin embargo, la pendiente de la línea de defunciones registradas, indica un exceso considerable de defunciones registradas respecto de las poblaciones censales, lo que sugiere una omisión sustancial incluso en 1981. Las defunciones de 1994, registradas en los hogares entrevistados en el censo de 1994, no pueden verse afectadas por grandes errores de cobertura, y seguramente el exceso de defunciones con respecto al número intercensal anual promedio previsto en relación con la población de 1994 es sólo de un 15%, lo que puede explicarse en gran parte por los efectos del crecimiento de la población ya que mide las defunciones en relación con la población promedio de 1981-1994.

Gráfico 5
**APLICACIÓN DEL MÉTODO ECUACIÓN DE EQUILIBRIO
DEL CRECIMIENTO: POBLACIÓN FEMENINA,
GUATEMALA, 1981 A 1994**



a) Defunciones registradas, 1983-1993

b) Defunciones en el año

- **Método sintético de las generaciones extintas**

Bennett y Horiuchi (1981) proponen una metodología para estimar la cobertura del registro de defunciones mediante la distribución de las defunciones por edad y las tasas de crecimiento por edad del período. En una población estacionaria, la población de edad a es por definición igual al número de defunciones que ocurren a la edad a y más, puesto que en definitiva todos mueren. Las tasas de crecimiento por edad pueden usarse para expandir las muertes registradas a cada edad a fin de igualar el número de defunciones que habrían ocurrido en una población estacionaria. A continuación, pueden sumarse las muertes de la población estacionaria por encima de cada edad a para estimar (exclusivamente en función de las defunciones y tasas crecimiento) el número de personas de edad a . Luego puede estimarse la cabalidad del registro de defunciones en relación con el registro de la población como la razón entre la estimación de la población basada en las defunciones y la estimación de la población basada en los recuentos censales. Por consiguiente,

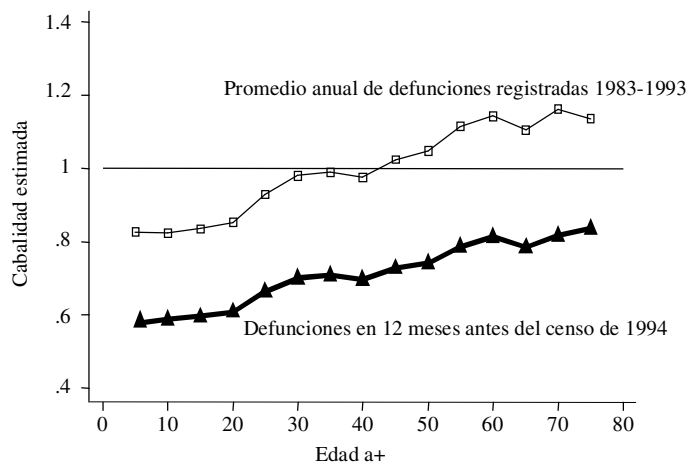
$$\hat{N}(a) = \int_a^{\omega} D_o(y) * \exp\left(\int_a^y r(z) dz\right) dy \quad (6)$$

y

$$c = \frac{\hat{N}(a)}{N(a)} \quad (7)$$

El gráfico 6 ilustra la aplicación del método de Bennett y Horiuchi a los datos de Guatemala para el período 1981-1994, usando tanto las defunciones registradas como las del censo de 1994. Las series de defunciones registradas y censales siguen un curso muy parecido, en que las registradas se sitúan muy por encima de las censales, pero en ambos casos las estimaciones de la cabalidad relativa del registro de defunciones c se eleva consistentemente con la edad, para las defunciones registradas de mucho menos de 1,0 a las edades menores de 20 a alrededor de 1,2 a las edades de 60 y más. Las series no ofrecen una base clara para escoger factores de ajuste. El problema estribaría en que la variación de la cobertura censal sugerida por el método de equilibrio del crecimiento ha afectado los resultados del enfoque de Bennett y Horiuchi.

Gráfico 6
APLICACIÓN DEL MÉTODO DE BENNETT Y HORIUCHI: POBLACIÓN FEMENINA, GUATEMALA, 1981 A 1994

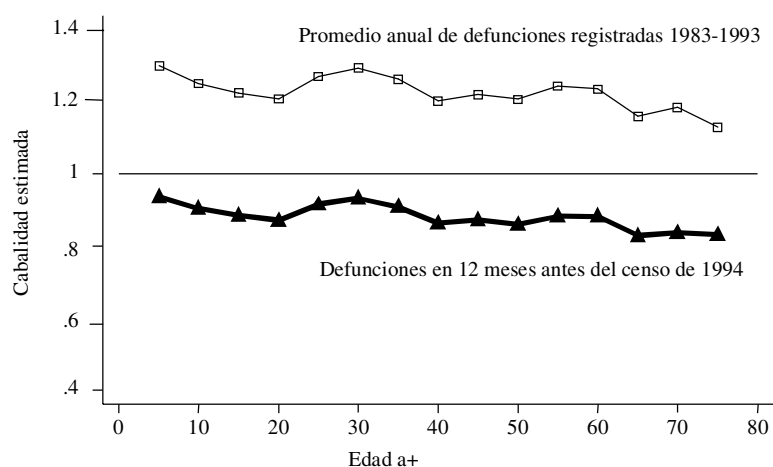


La posibilidad de variación de la cobertura censal sugiere otro uso del método de Bennett y Horiuchi, que consiste en volver a aplicarlo después de ajustar los datos censales por la variación de la cobertura estimada mediante la ecuación de equilibrio del crecimiento. Los resultados se indican en el gráfico 7. Las dos series son considerablemente más consistentes por edad, aunque ahora tienden ligeramente a una pendiente descendente.

- **Simulaciones del desempeño de los métodos de distribución de las defunciones en presencia de errores**

Las aplicaciones características de los métodos de distribución de las defunciones a los datos de los países en desarrollo tienden a encarar varios tipos de errores de los datos, de los cuales las variaciones de la cobertura censal y una sistemáticamente errada declaración de la edad serían los más importantes. Poco se sabe sobre cómo se ven afectados los métodos por tales errores. Para examinar este asunto, una población simulada no estable de mortalidad conocida (femenina “Oeste” de nivel 15), se ha proyectado para un período quinquenal y luego se la ha sometido a transferencias etarias entre grupos quinquenales de edad y a variaciones de la cobertura observada al comienzo y al final del período. Las transferencias etarias se basaron en una matriz estimada por Bhat (1990) para India; se utilizaron tres simulaciones diferentes de errores etarios: con las mismas transferencias etarias tanto para las poblaciones como para las defunciones, con transferencias sólo para la población, y con transferencias sólo para las defunciones. La variación de la cobertura poblacional fue una declinación de 2% para la segunda observación. A cada población simulada, se aplicaron los métodos de la ecuación de equilibrio del crecimiento (EEC) y de Bennett y Horiuchi (BH).

Gráfico 7
APLICACIÓN DEL MÉTODO DE BENNETT- HORIUCHI: POBLACIÓN FEMENINA, 1981 A 1994, GUATEMALA: CENSOS AJUSTADOS SOBRE LA BASE DE LA ECUACIÓN DE EQUILIBRIO DEL CRECIMIENTO (EEC)



Los factores de ajuste en cada caso se basaron en los MCO para la EEC, y en las estimaciones de cabalidad media para las edades de 5 a 75 para el BH. En cada caso, se ha calculado una estimación resumida de la mortalidad adulta, ${}_{45}q_{15}$, usando tanto los datos brutos (en algunos casos distorsionados) como los datos después del ajuste estándar. Los resultados figuran en el cuadro 1.

Es evidente que tanto la EEC como el BH dan buenas estimaciones en ausencia de errores en los datos, dentro de 1,5% y 2,5% en la estimación resumida. Los errores de declaración de la edad del tipo ensayado resultan en sobreestimaciones de la mortalidad. Para la EEC la sobreestimación es de 7% si los errores afectan a las poblaciones y defunciones, 8% si los errores sólo afectan a las poblaciones, y 3% si los errores sólo afectan a las defunciones; los errores correspondientes para BH son 3%, 6% y -1%. La declinación de la cobertura del censo 1 al censo 2 también resulta en sobreestimaciones: para la EEC, 6% sin errores de declaración de la edad y 7% con errores de declaración de la edad, y para el BH, 13% con y sin errores de declaración de la edad. Las dos últimas líneas del cuadro 1 muestran los resultados de una estrategia combinada: obtener una estimación de la variación de la cobertura de la EEC, ajustar las poblaciones censales para que sean consistentes con esa estimación, y luego aplicar el BH a los datos ajustados. Esta estrategia con estos valores simulados es notoriamente efectiva: una sobreestimación de 1% sin errores de declaración de la edad y un error minúsculo con errores de declaración de la edad en las poblaciones y defunciones.

Cuadro 1
**COMPARACIÓN DE LAS SIMULACIONES DE LOS MÉTODOS
DE DISTRIBUCIÓN DE DEFUNCIONES**

Método	Error(s)	Observado	Estimado
		${}_{45}q_{15}$	${}_{45}q_{15}$
"Oeste" nivel 15 Ecuación de equilibrio del crecimiento	Valor real	0.309	N/D
	Sin errores	0.309	0.314
Bennett-Horiuchi	Errores de edad en poblaciones y defunciones	0.313	0.331
	Errores de edad sólo en poblaciones	0.321	0.338
	Errores de edad sólo en defunciones	0.302	0.318
	Sin errores de edad, 2° pob 2% incompleta	0.312	0.328
	Sin errores en ambas, 2° pob 2% incompleta	0.315	0.331
	Sin errores	0.309	0.317
	Errores de edad en poblaciones y defunciones	0.313	0.317
	Errores de edad sólo en poblaciones	0.321	0.328
	Errores de edad sólo en defunciones	0.302	0.307
	Sin errores de edad, 2° pob 2% incompleta	0.312	0.349
	Sin errores en ambas, 2° pob 2% incompleta	0.315	0.349
	Sin errores de edad, 2° pob 2% incompleta, aj. EEC	0.312	0.312
	Sin errores en ambas, 2° pob 2% incompleta, aj. EEC	0.315	0.309

Las conclusiones de este conjunto de simulaciones (usando sólo un patrón único de declaración errada de la edad) son que tanto la EEC como el BH funcionan bien en ausencia de error, que ambos tienden a sobreestimar la mortalidad cuando se exageran las edades de los vivos (la EEC algo más que el BH) pero que la exageración de las edades de los muertos los afectan menos, que ambos tienden a sobreestimar la mortalidad cuando declina la cobertura del primer al segundo censo (el BH mucho más que la EEC), y que la estrategia combinada de usar la EEC para ajustar las poblaciones antes de aplicar el BH funciona notablemente bien.

- **Estimación resumida de la mortalidad a partir de los métodos de distribución de defunciones , Guatemala, 1981 a 1994**

El cuadro 2 muestra las estimaciones del ${}_{45}q_{15}$ basadas en las defunciones registradas y las poblaciones por edad, ajustadas con la EEC, el BH y la estrategia combinada. Sin ajuste, las defunciones registradas y las defunciones censales dan estimaciones muy diferentes, con probabilidades de morir entre 15 y 60 de 22% y 16%, respectivamente. Con los métodos de ajuste, las estimaciones varían muy poco según la fuente de las defunciones (porque cada una está escalonada según la información sobre la distribución de la edad) pero la variación entre los métodos es considerable: estimaciones del ${}_{45}q_{15}$ de 15% con la EEC, 22% con el BH y 17,5% con la estrategia combinada.

Cuadro 2
ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD ADULTA CON LOS MÉTODOS DE DISTRIBUCIÓN DE DEFUNCIONES, GUATEMALA, 1981 A 1994

Método de ajuste	Fuente de las defunciones	Factor de ajuste	Estimación ${}_{45}q_{15}$
Ninguno	Registro 1983-1993	Ninguno	0,2197
	Censo 1993-1994	Ninguno	0,1630
EEC	Registro 1983-1993	0,6551	0,1500
	Censo 1993-1994	0,9149	0,1502
BH	Registro 1983-1993	1,0041	0,2205
	Censo 1993-1994	1,4083	0,2217
EEC	Registro 1983-1993	0,7965 ^a	0,1750
EEC y BH	Censo 1993-1994	1,0706 ^a	0,1745

^a Efecto neto de ajustar la población y las defunciones de 1994.

c) **Métodos basados en la sobrevivencia de parientes cercanos**

- **Sobrevivencia de la madre (y el padre)**

La proporción de personas de un grupo etario dado con madre viva es un indicador del riesgo de mortalidad: en igualdad de circunstancias, mientras mayor sea el riesgo menor será la proporción de sobrevivientes, y viceversa. La proporción de sobrevivientes se ve afectada también por la distribución de la edad de las madres en la época en que nació la cohorte de informantes: mientras más viejas sean las madres menor será la proporción de sobrevivientes. Los métodos analíticos existentes (Brass y Hill, 1973; Hill y Trussell, 1977; Naciones Unidas, 1983; Timæus 1991 y 1992), utilizan modelos de fecundidad, mortalidad y la estructura por edades resultante para calcular las relaciones entre las proporciones de informantes de un grupo etario dado con madre viva y las mediciones de una tabla de vida estándar. En el cuadro 3 figuran los resultados de aplicar el análisis estándar del Manual X de las Naciones Unidas (1983) (que incluye la ubicación en el tiempo de las estimaciones usando el procedimiento propuesto por Brass y Bamgboye (1981)) a las proporciones con madre sobreviviente de la EDS de 1987 y el censo de 1994. Se ha restringido el análisis a las declaraciones de las mujeres informantes, en parte porque la EDS sólo aporta datos sobre aquéllas, y en parte porque un análisis de los datos de 1994 por edades simples y sexo muestra desviaciones extrañas y sistemáticas en las declaraciones por sexo del informante, en las que la proporción de informantes femeninas con madre sobreviviente es casi 10% menor que la de los hombres (0,313 a 0,343, respectivamente) para los informantes en los albores de la cincuentena. Que este efecto está de algún modo relacionado con la declaración errada de la edad lo indica el hecho de que las discrepancias son mucho mayores para los informantes que declaran edades terminadas en los dígitos 0 o 5, que para los que declaran otros dígitos terminales (véase el gráfico 1 del apéndice). Cabe señalar además que la encuesta de 1987 limitó la recopilación de datos sólo a las mujeres que se han casado alguna vez. En la medida en que la edad al matrimonio y la sobrevivencia de la madre puedan estar relacionadas, los resultados no representarían el nivel de mortalidad nacional.

Cuadro 3
**ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD ADULTA A PARTIR DE LAS
 PROPORCIONES CON MADRE SOBREVIVIENTE:
 EDS 1987 Y CENSO 1994**

Grupo etario (N-5,N)	Proporción con madre viva 1987	R(25+N)/R(25)	${}_{45}q_{15}$ derivada	Período de referencia previo a la encuesta	Proporción con madre viva 1994	R(25+N)/R(25)	${}_{45}q_{15}$ derivada	Período de referencia previo a la encuesta
15-19	0.9159	0.9108	0.2488	1980.0	0.9329	0.9288	0.2123	1986.6
20-24	0.8817	0.8796	0.2462	1978.2	0.8828	0.8808	0.2436	1984.7
25-29	0.8427	0.8455	0.2305	1976.8	0.8289	0.8314	0.2515	1983.2
30-34	0.7628	0.7707	0.2515	1975.5	0.7654	0.7734	0.2488	1982.0
35-39	0.6265	0.6349	0.3038	1974.1	0.6811	0.6941	0.2462	1981.1
40-44	0.5643	0.5751	0.2541	1973.8	0.5762	0.5885	0.2410	1980.5
45-49	N/D	N/D	N/D	N/D	0.4621	0.4640	0.2227	1980.3

En los cálculos se ha usado la constante M, como la diferencia media de edad de 27,0 años entre madres e informantes.

Timæus (1991) ha propuesto un método para estimar la mortalidad adulta a partir de la sobrevivencia parental desde el primer matrimonio. Las primeras encuestas de demografía y salud (entre ellas la encuesta de Guatemala de 1987) incluían preguntas sobre la sobrevivencia de la madre y el padre y sobre si uno de ellos estaba vivo al momento del primer matrimonio del informante. Timæus elaboró un método para llegar a estimaciones de la mortalidad a partir de tales datos. Reviste particular interés el análisis de las proporciones con padre muerto desde el matrimonio: el período de referencia de las estimaciones es más reciente que para la sobrevivencia parental total, y todo sesgo sistemático debido a la adopción de hijos jóvenes no debería afectar los datos del primer matrimonio en adelante. Las desventajas del método son que requiere más supuestos (por ejemplo, independencia de la edad al matrimonio y sobrevivencia parental) y exige controlar no sólo las edades de los padres al nacimiento de los informantes, sino también la distribución de los informantes por edad al matrimonio. Este control no puede efectuarse hasta que han ocurrido la mayoría de los primeros matrimonios, de modo que no pueden utilizarse los datos de los informantes menores de 25 años.

En el cuadro 4 figura la aplicación del método a los datos de la EDS en Guatemala de 1987. Se ha utilizado una edad media de la madre al nacimiento de los informantes de 27 años, y una edad media al primer matrimonio de 20,75 años.

Cuadro 4
**ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD ADULTA FEMENINA A PARTIR
DE LAS PROPORCIONES CON MADRE VIVA DESDE EL PRIMER
MATRIMONIO DEL INFORMANTE, GUATEMALA, EDS 1987**

Grupo etario de informantes	N	Proporción con madre todavía viva	Estimado $R(25+N)/R(45)$	Fecha de referencia	Nivel "Oeste"	${}_{45}Q_{15}$ implícito
25 a 29	30	0.9328	0.9107	1984.1	16.9	0.2593
30 a 34	35	0.8628	0.7881	1982.3	12.6	0.3697
35 a 39	40	0.7158	0.7408	1980.9	16.4	0.2724
40 a 44	N/D	0.6607	N/D	N/D	N/D	N/D

Las estimaciones no son muy consistentes (la estimación de la mortalidad tan considerable de $P(60)/P(45)$, basada en las declaraciones de los informantes de 30 a 34 y 35 a 39 años, se ve afectada por la gran ponderación que el método asigna a la proporción de informantes de 35 a 39 años, un grupo etario que tiene una baja proporción con madre sobreviviente en el análisis de todos los informantes) y sugieren generalmente una mortalidad mayor que el análisis de todos los informantes. Esta mayor mortalidad podría ser el resultado del sesgo depurador del método debido a un efecto de adopción.

- **Sobrevivencia de la madre interencuestas**

Cuando existe información sobre la sobrevivencia de la madre de dos censos o encuestas sucesivos, la variación de la proporción con madre sobreviviente para una cohorte de informantes entre una encuesta y la siguiente refleja solamente los riesgos de mortalidad del período interencuestas. Se han propuesto varios enfoques para estimar tales riesgos (Zlotnik y Hill, 1981; Timæus, 1986). Conviene obtener directamente las relaciones de sobrevivencia de las variaciones de las cohortes. Se han empleado simulaciones para efectuar un análisis por cohortes para este artículo. El enfoque por cohortes tiene dos ventajas importantes. Primero, la razón entre la proporción con madre sobreviviente en la segunda observación y en la primera observación no se ve afectada por ningún error preexistente (como el que podría causar un efecto de adopción) que afecte por igual a ambas proporciones. Segundo, si la fecundidad ha variado previamente y se dispone de información sobre estos cambios, la distribución de la cohorte de informantes por edad de la madre al momento de su nacimiento puede incorporarse para cada cohorte. Sobre la base de las simulaciones, se elaboró una ecuación de estimación de la siguiente forma para un intervalo de cinco años:

$$\frac{\ell_{35+a}}{\ell_{30+a}} = \alpha_a^5 + \beta_a^5 * \overline{M}_c + \gamma_a^5 * \frac{PMS_{a+5,a+10}^{t+5}}{PMS_{a,a+5}^t} + \delta_a^5 * \overline{M}_c * \frac{PMS_{a+5,a+10}^{t+5}}{PMS_{a,a+5}^t} \quad (8)$$

y de la siguiente forma para un intervalo de diez años:

$$\frac{\ell_{40+a}}{\ell_{30+a}} = \alpha_a^{10} + \beta_a^{10} * \overline{M}_c + \gamma_a^{10} * \frac{PMS_{a+10,a+15}^{t+10}}{PMS_{a,a+5}^t} + \delta_a^{10} * \overline{M}_c * \frac{PMS_{a+10,a+15}^{t+10}}{PMS_{a,a+5}^t} \quad (9)$$

Los coeficientes de ambas ecuaciones figuran en el anexo, cuadro 1.

Se pueden obtener medidas de resumen de la mortalidad adulta que incorporen cierto suavizamiento mediante el encadenamiento de las relaciones de sobrevivencia quinquenales o decenales. Por ejemplo, en el caso de un intervalo quinquenal, y de cohortes más jóvenes y más viejas de 15 a 19 y 40 a 44 años, respectivamente, en la primera encuesta multiplicando juntos las relaciones de sobrevivencia y restando el resultado de una estimación ${}_{30}q_{45}$ para el período interencuestas.

En el caso de Guatemala, tenemos datos sobre la sobrevivencia de la madre para informantes de los grupos etarios 15-19 a 40-44 de la EDS 1987, y para todos los grupos de edades del censo de 1994. Cabe señalar que los datos de 1987 corresponden solamente a mujeres que alguna vez se casaron: si el matrimonio y la sobrevivencia materna están relacionados, las proporciones con madres sobrevivientes no serán representativas de la población en su conjunto, sobre todo para los informantes más jóvenes. El intervalo interencuestas es de casi 7 años en este caso. Para aproximar un intervalo quinquenal, las proporciones con madre sobreviviente para 1989 se estimaron grupo por grupo etario mediante la interpolación lineal entre los valores de 1987 y 1994. Luego se utilizaron los nacimientos registrados por edad de 1948 para estimar los valores de M por cohortes. A continuación, se utilizó la ecuación (8) para estimar las relaciones de sobrevivencia quinquenales que entonces se multiplicaron en cadena para estimar ${}_{30}q_{45}$ para el período 1989 a 1994. Los resultados figuran en el cuadro 5.

Cuadro 5
**APLICACIÓN DEL ANÁLISIS DE LA SOBREVIVENCIA MATERNA
 INTERENCUESTAS, GUATEMALA 1987 A 1994**

Grupo etario a,a+5	Prop. con madre viva 1987	Prop. con madre viva 1994	Prop. interpolada con madre viva 1989	Cociente de sobrevivencia materna de "cohorte" por grupo etario de 1987	Cohorte M	R(35+a)/ R(30+a)
15 a 19	0.9359	0.9329	0.9207	0.9588	26.80	0.9669
20 a 24	0.8828	0.8828	0.8820	0.9398	27.05	0.9502
25 a 29	0.8289	0.8289	0.8387	0.9125	27.10	0.9279
30 a 34	0.7628	0.7654	0.7635	0.8921	26.90	0.9064
35 a 39	0.6265	0.6811	0.6421	0.8974	26.80	0.9146
40 a 44	0.5643	0.5762	0.5677	0.8139	(26.80)	0.8088
45 a 49	N/D	0.4621	N/D	N/D	N/D	N/D

Los cocientes de sobrevivencia quinquenales encadenados estiman ${}_{30}q_{45}$ como 0,4285, equivalente a ${}_{45}q_{15}$ de 0,1513 en las tablas de vida modelo "Oeste", una cifra algo menor que las estimaciones intercensales basadas en las distribuciones de defunciones por edad. Cabe recordar, no obstante, que los períodos cronológicos cubiertos por estas estimaciones no son los mismos: las estimaciones de la distribución de defunciones son el promedio del período 1981 a 1994, mientras que la estimación de la sobrevivencia materna interencuestas corresponde al período 1989 a 1994.

- **Sobrevivencia de hermanas**

La EDS 1995 incluía una historia completa de la historia de hermanos de cada informante. Aunque destinada primordialmente a brindar estimaciones de la mortalidad materna, dicha historia también da estimaciones de la mortalidad total, al menos para la gama de edades cubiertas por una experiencia de hermanos considerable. Las tasas de mortalidad para períodos cronológicos definidos pueden calcularse directamente de los datos de la historia de hermanos, puesto que suministran tanto las muertes por edades como el tiempo de exposición por edad (Rutenberg y Sullivan, 1991). Sin embargo, los eventos tienden a ser bastante escasos sobre la base de una encuesta de hogares, de modo que las estimaciones se calculan para períodos cronológicos muy prolongados, en este caso el período es de 0 a 6 años previos a la encuesta. Se han

calculado las tasas de mortalidad femenina para los grupos etarios 15-19 a 45-49, y se han utilizado para calcular la medida resumida de la mortalidad ${}_{35}q_{15}$. Stanton, Abderrahim y Hill (2000) citan este valor como 0,064, que corresponde a un valor de ${}_{45}q_{15}$ de 0,1345 en la familia “Oeste” de las tablas de vida modelo. El período de referencia de esta estimación es 1988 a 1995, muy similar al de la estimación de la sobrevivencia materna interencuestas, aunque la propia estimación es un 15% menor.

4. Discusión

Pese al hecho de que el registro de defunciones en Guatemala tiene la reputación de ser de buena calidad, es claro que no ofrece un “ideal de referencia” que permita calibrar los métodos indirectos de estimación de la mortalidad adulta. Los análisis que se han presentado muestran claramente que hay grandes problemas con la enumeración censal, y que no es posible llegar a conclusiones firmes sobre los niveles de mortalidad adulta. Otro elemento desconocido, que no se considera aquí en detalle, es la migración: es posible (aunque los patrones internos de resultados no lo sugieren) que la migración haya afectado los métodos intercensales y de distribución de defunciones. Incluso dadas estas advertencias, es posible comparar las estimaciones de diversas metodologías, usando una variedad de fuentes de datos, y sacar algunas conclusiones sobre el desempeño de las metodologías y sobre los niveles probables de mortalidad adulta.

La gama de estimaciones para el período 1981 a 1994 es muy amplia. En términos del indicador resumido ${}_{45}q_{15}$, las estimaciones varían de un mínimo de 0,08 (sobrevivencia intercensal de Preston-Bennett para los informantes de 50 años y más) a un máximo de 0,50 (sobrevivencia intercensal tradicional, informantes menores de 20 años en 1981). Los métodos de sobrevivencia intercensal muestran tanta variabilidad por edad que resultan inútiles para llegar a una estimación óptima.

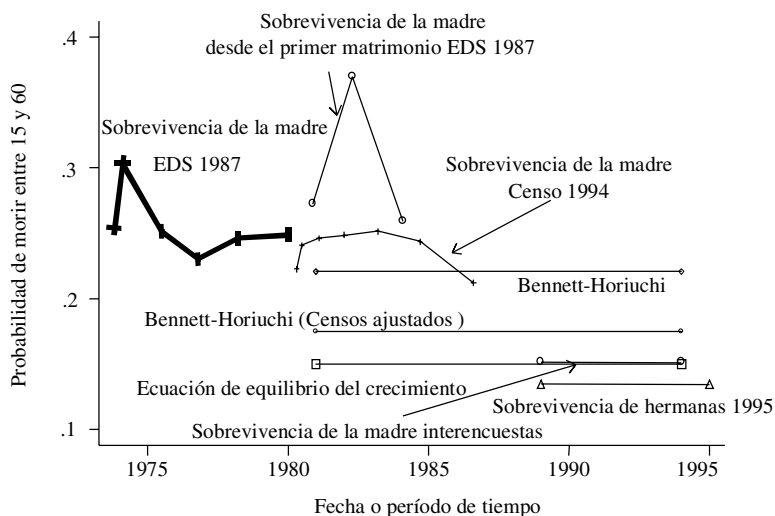
Los métodos de distribución de las defunciones, suponiendo una población cerrada pero no estable, dan resultados mucho más consistentes, con estimaciones de ${}_{45}q_{15}$ que van de 0,15 (ecuación de equilibrio del crecimiento) a 0,22 (Bennett-Horiuchi). La gama utilizando datos no ajustados es muy similar: 0,22 con las defunciones registradas y los dos censos, y 0,16 con el censo de 1994 y las defunciones del año precedente. El uso de una estrategia doble –la ecuación de equilibrio general para ajustar los censos en cuanto a consistencia de cobertura, y el Bennett-Horiuchi para estimar el registro de defunciones– da una estimación intermedia de 0,175, independientemente de si se utilizan las defunciones registradas o

las defunciones de hogares declaradas en el censo de 1994. Resulta tranquilizador que la pregunta del censo sobre las defunciones en los hogares parece haber dado resultados equivalentes a aquéllos de las defunciones registradas en esta aplicación.

Los métodos basados en la sobrevivencia de parientes dan resultados algo más consistentes que los de sobrevivencia intercensal, pero menos consistentes que los métodos de distribución de las defunciones. Las proporciones con madre sobreviviente en la EDS 1987 y el censo de 1994 dan estimaciones de ${}_{45}q_{15}$ que van de 0,21 a 0,30, las proporciones con madre sobreviviente entre aquéllos con madre viva en el primer matrimonio dan estimaciones que oscilan entre 0,26 y 0,37, y la sobrevivencia materna interencuestas (encadenamiento de los cocientes de sobrevivencia individuales) da una estimación en torno a 0,15. La sobrevivencia de hermanas, de historias de hermanas recopiladas por la EDS 1995, da una estimación para el período 1988 a 1995 equivalente en la tabla de vida modelo "Oeste" a un ${}_{45}q_{15}$ de 0,135.

En el gráfico 8 figuran las diversas estimaciones de la mortalidad adulta en términos del indicador resumido ${}_{45}q_{15}$.

Gráfico 8
COMPARACIÓN DE LAS ESTIMACIONES DE LA MORTALIDAD FEMENINA ADULTA MEDIANTE LA DISTRIBUCIÓN DE DEFUNCIONES Y LA SOBREVIVENCIA DE PARIENTES, GUATEMALA, 1975 A 1995



Las estimaciones de la mortalidad femenina adulta derivadas de la sobrevivencia de la madre parecen mostrar cierta tendencia descendente durante el período comprendido entre 1975 y fines de los años ochenta, pero los niveles de mortalidad son más elevados que en la mayoría de las estimaciones alternativas, sobre todo con el método de la sobrevivencia de la madre desde el primer matrimonio. Según lo sugerido por Chackiel y Orellana (1985), el fechamiento de estas estimaciones puede ser problemático. El método de la sobrevivencia de hermanas da las estimaciones de mortalidad más bajas, aunque bien avanzado el período. Los métodos de distribución de defunciones se aglomeran en el medio, junto con la estimación interencuestas derivada de la sobrevivencia de la madre. En vista de la simulación de resultados, parece razonable preferir los resultados del método Bennett-Horiuchi tras ajustar el recuento censal para aproximar una cobertura consistente, si bien pese a la gama de métodos aplicados, la conclusión en torno a él sigue siendo muy incierta.

5. Conclusión

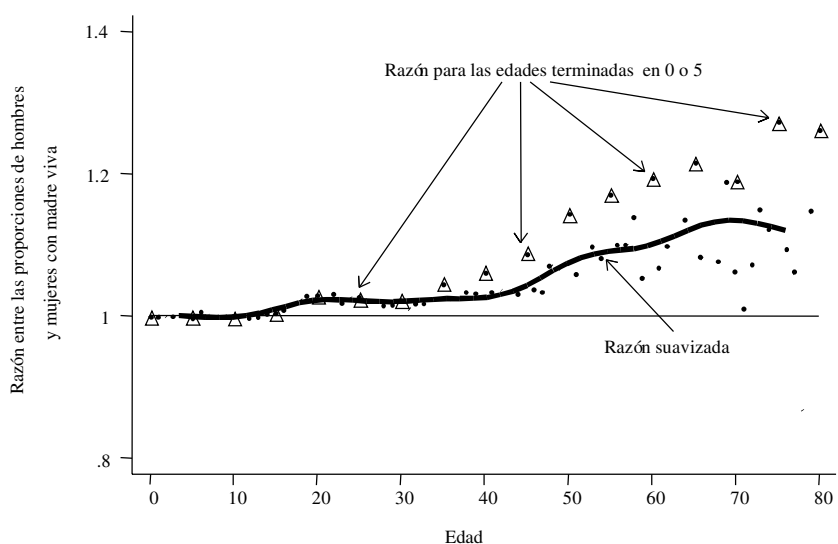
Pese al número de métodos y la amplia gama de datos disponibles, la estimación definitiva de la mortalidad adulta con límites de confianza estrechos sigue siendo escurridiza en Guatemala. Queda razonablemente claro que las enumeraciones censales tienen serios problemas, con una cobertura aparentemente inferior al del registro de defunciones. La simulación sugiere que una estrategia combinada de usar un patrón etario de defunciones en combinación con recuentos censales, y aplicar los métodos de análisis de la ecuación de equilibrio del crecimiento y el de Bennett-Horiuchi, puede ser una estrategia robusta. Parece dar resultados lógicos, aunque no definitivos, en el caso de Guatemala. Otra conclusión es que la inclusión de una pregunta sobre las defunciones en los hogares en un censo nacional puede ser también una alternativa satisfactoria a los datos del registro de defunciones: en el caso de Guatemala, la selección de la fuente de datos sobre el patrón etario de las defunciones sólo significó una diferencia despreciable para las estimaciones resultantes; la elección del método tuvo un impacto mucho más importante.

Anexo

Cuadro A1
COEFICIENTES PARA ESTIMAR LOS COCIENTES DE SOBREVIVENCIA
DE LA TABLA DE VIDA A PARTIR DE LOS COCIENTES DE
SOBREVIVENCIA MATERNA

Grupo etario inicial de la cohorte a,a+5	Intervalo quinquenal interencuestas				Intervalo quinquenal interencuestas			
	α_a	β_a	γ_a	δ_a	α_a	β_a	γ_a	δ_a
10 a 14	-0,2911	0,01380	1,2685	-0,0129	-0,3935	0,01642	1,3361	-0,0141
15 a 19	-0,3131	0,01767	1,2806	-0,0164	-0,5857	0,02323	1,5032	-0,0199
20 a 24	-0,6537	0,02755	1,6088	-0,0257	-0,8599	0,03131	1,7403	-0,0262
25 a 29	-0,8460	0,03378	1,7808	-0,0310	-1,1278	0,03731	1,9312	-0,0284
30 a 34	-1,1902	0,04056	2,0767	-0,0353	-1,2013	0,03740	1,8573	-0,0221
35 a 39	-1,1152	0,03740	1,9168	-0,0288	-1,1308	0,03351	1,5626	-0,0095
40 a 44	-1,1451	0,03548	1,8139	-0,0217	-0,9953	0,02808	1,1633	0,0046

Gráfico A1
RAZÓN ENTRE LAS PROPORCIONES DE INFORMANTES MASCULINOS
Y FEMENINOS CON MADRE VIVA POR EDADES SIMPLES:
GUATEMALA, CENSO DE 1994



BIBLIOGRAFÍA

- Bennett, N.G. y Shiro Horiuchi (1981), "Estimating the completeness of death registration in a closed population", *Population Index*, vol. 47, N° 2.
- Bhat, P.N. Mari (1990), "Estimating transition probabilities of age misstatement", *Demography*, vol. 27, N° 1.
- Brass, William (1975), *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*, Chapel Hill, North Carolina, Universidad de Carolina del Norte.
- Brass, William y E. Bamgboye (1981), *The Time Location of Reports of Survivorship: Estimates for Maternal and Paternal Orphanhood and the Ever-Widowed*, Londres, Escuela de Higiene y Medicina Tropical de Londres.
- Brass, William y Kenneth Hill (1973), "Estimating adult mortality in Africa from orphanhood", *International Population Conference*.
- Chackiel, Juan y Hernán Orellana (1985), "Adult female mortality trends from retrospective questions about maternal orphanhood included in censuses and surveys", *International Population Conference*.
- Coale, Ansley J. y Paul Demeny (1966), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton, New Jersey, Princeton University Press.
- Graham, Wendy, William Brass y Robert W. Snow (1989), "Estimating maternal mortality: the sisterhood method", *Studies in Family Plan*, vol. 20, N° 3.
- Hill, Kenneth (1987), "Estimating census and death registration completeness", *Asian and Pacific Population Forum*, vol. 1, N° 3, mayo.
- Hill, Kenneth y James Trussell (1977), "Further developments in indirect mortality estimation", *Population Studies*, vol. 31, N° 2.
- Naciones Unidas (1997), *Manual X: Indirect Techniques for Demographic Estimation*, Nueva York, División de Población. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: E.83.XIII.2.
- ____ (1983), "Manual X: Indirect Techniques for Demographic Estimation", *Population Studies*, N° 81, Nueva York.
- Preston, Samuel H. (1983), "An integrated system for demographic estimation from two age distributions", *Demography*, vol. 20, N° 2.
- Preston, Samuel H. y N.G. Bennett (1983), "A census-based method for estimating adult mortality", *Population Studies*, vol. 37, N° 1.
- Rutenberg, Naomi y Jeremiah Sullivan (1991), "Direct and Indirect Estimates of Maternal Mortality from the Sisterhood Method", *Proceedings of the Demographic and Health Surveys World Conference*, Washington, D.C., 1991, vol. 3, Columbia, Maryland, Institute for Resource Development (IRD)/Macro International Inc.

- Stanton, Cynthia, Noureddine Abderrahim y Kenneth Hill (2000), "An Assessment of DHS Maternal Mortality Indicators", *Studies in Family Planning*, vol. 31, N° 2.
- StataCorp. (1999), *Stata Statistical Software: Release 6.0*, College Station, Texas, Stata Corporation.
- Timæus Ian M. (1992), "Estimation of adult mortality from paternal orphanhood: a reassessment and a new approach", *Population Bulletin of the United Nations*, N° 33.
- ____ (1991), "Estimation of adult mortality from orphanhood before and since marriage", *Population Studies*, vol. 45, N° 3.
- ____ (1986), "An assessment of methods for estimating mortality from two sets of data on maternal orphanhood", *Demography*, vol. 23, N° 3.
- Timæus, Ian M., Basia Zaba y Mohamed Ali (1997), "Estimation of adult mortality from data on adult siblings", inédito.
- Zlotnik, Hania y Kenneth Hill (1981), "The use of hypothetical cohorts in estimating demographic parameters under conditions of changing fertility and mortality", *Demography*, vol. 18, N° 1, febrero.

**EFFECTOS DE LAS CLÍNICAS DE PLANIFICACIÓN
FAMILIAR EN EL USO DE ANTICONCEPTIVOS
EN LAS ZONAS RURALES DE BIOBÍO
CHILE: UN ANÁLISIS MULTINIVELES**

José Manuel Merino Escobar*
Thomas W. Pullum**

RESUMEN

El estudio analiza la forma en que los consultorios de planificación de la familia y el contexto social influyen en las decisiones relativas al uso de anticonceptivos. Para estimar los efectos contextuales en la elección de anticonceptivos que efectúan las mujeres que viven en la segunda región más grande de Chile, se utilizó un modelo estadístico multiniveles. Los datos se recolectaron mediante un análisis de situación que comprendió un inventario de los servicios disponibles en 49 policlínicos rurales. La calidad de la atención médica fue medida observando 245 interacciones entre los proveedores de servicios y las pacientes. Se realizó una encuesta de salida a diez pacientes que habían sido atendidas en cada consultorio, con un total de 490 pacientes.

Los datos revelaron que 15% a 20% de la variación total en la elección de anticonceptivo correspondía a diferencias entre localidades, vinculadas con la calidad de los servicios de planificación de la familia, tales como disponibilidad de una combinación adecuada de métodos, disponibilidad

* José Manuel Merino Escobar es profesor del Departamento de Sociología de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de Concepción. Su dirección es Casilla 1047, Correo 3, Concepción, Chile, e-mail <jmerino@udec.cl>.

** Thomas W. Pullum es profesor del Departamento de Sociología y del Centro de Investigaciones sobre Población de la Universidad de Texas en Austin, Estados Unidos. Investigación financiada por los proyectos 94155 BSDA WHO y 1990392 FONDECYT, Conicyt, Chile.

de materiales de información, educación y comunicaciones (IEC), y otros. Tras ajustar por grado de desarrollo de la localidad, estos indicadores siguen influyendo en el tipo de método elegido, aunque no en el uso. La principal recomendación de política para lograr que aumente el uso de anticonceptivos es mejorar la calidad de los servicios rurales de planificación de la familia, independientemente de otras características individuales de las distintas mujeres y del medio social en que viven.

ABSTRACT

This study focuses on how family planning clinics and social context affect decisions about contraceptive use. A multilevel statistical model was used to estimate contextual effects on the contraceptive choices of women living in Biobío, the second largest region of Chile. Data were collected with by means of a Situation Analysis consisting of an inventory of the facilities available at 49 rural clinics. The quality of health care was evaluated by observing 245 interactions between providers and clients. An exit questionnaire was administered to ten clients at each clinic, for a total of 490 clients.

The data show that 15% to 20% of the total variation in contraceptive choice is accounted for by differences between localities linked to the quality of family planning facilities such as the availability of an adequate method mix, the availability of materials for IEC, among other measures. After adjusting for level of development, such measures continue to affect the choice of method but not the use of any method. The main policy recommendation to increase contraceptive use is to improve the quality of rural facilities for family planning, independently of other characteristics of the individual women and the social context.

RÉSUMÉ

Cette étude a pour objet d'évaluer l'influence des consultations de planning familial et du contexte social sur les décisions relatives à l'utilisation de contraceptifs. Un modèle statistique à niveaux multiples a été utilisé pour mesurer les effets du contexte sur le choix de contraceptifs effectué par les femmes habitant la deuxième région du Chili en termes de grandeur. Les données ont été collectées moyennant une analyse de situation comprenant un inventaire des services disponibles dans 49 dispensaires ruraux. La qualité de la prise en charge médicale a été mesurée par le biais de l'observation des interactions entre les prestataires des services et les patients. Une enquête de sortie a été menée auprès de dix patients qui avaient reçu des soins dans chaque dispensaire, sur un total de 490 patients.

L'information recueillie indique que 15 à 20 p.100 de la variation totale dans le choix de contraceptifs correspondait à des différences entre localités, associées à la qualité des services de planning familial, ainsi qu'à la disponibilité d'une combinaison adéquate de méthodes, de matériel d'information, d'éducation et communication (IEC), et autres. Après avoir été ajustés en fonction de degré de développement de la localité, ces indicateurs conservent une incidence sur le type de méthode choisi, mais non plus sur son utilisation. La principale recommandation en termes de mesures visant à promouvoir l'utilisation de contraceptifs consiste à améliorer la qualité des services ruraux de planning familial, quelles que soient les autres caractéristiques individuelles des différentes femmes concernées et de leur milieu social.

INTRODUCCIÓN

En los años ochenta la fecundidad tuvo una importante caída en la mayoría de los países de América Latina, que se asocia al incremento de la prevalencia de los anticonceptivos y al mejoramiento de los programas de planificación de la familia (Mauldin y Ross, 1991; Moreno y Singh, 1990). Sin embargo, actualmente la disminución de la fecundidad en la región parece haberse desacelerado, y las tasas de fecundidad han permanecido entre 3.0 y 4.0. Se ha observado una creciente resistencia al descenso más allá de estos límites. Para lograr esta meta posiblemente deberá cambiar radicalmente el interés de las personas por tener hijos, objetivo de política más difícil de alcanzar (Bilsborrow y Guilkey, 1987). Esta situación renueva la importancia de investigar los factores que determinan la fecundidad en los países en desarrollo (Casterline, 1985).

Uno de los campos que ofrece perspectivas favorables para el estudio de los factores determinantes de la fecundidad es el análisis de las influencias del medio. La razón para adoptar un criterio contextual es que si bien la reproducción humana es responsabilidad de las personas, ella puede entenderse mejor en su contexto social, económico, cultural, político y natural (Billy y otros, 1989). Desde el punto de vista sociológico, la premisa fundamental es que el comportamiento humano, al menos en parte, recibe influencias desde la estructura comunitaria que crea oportunidades, establece restricciones conductuales y fortalece estándares normativos (Hirschman y Guest, 1990; Goldstein, 1995).

En el presente estudio medimos específicamente los efectos de variables de nivel comunitario en el uso de anticonceptivos entre mujeres de edad fértil (15 a 49 años) residentes en el sector rural de la Región del Biobío, Chile. Sólo se utilizó la zona rural de la Región debido a que en las zonas urbanas el acceso a los anticonceptivos es casi universal, motivo por el cual las conclusiones de nuestro estudio no deben extenderse a lo urbano. A nivel individual, la variable dependiente es el uso (o el no uso) actual de métodos anticonceptivos modernos. Para construir un modelo de la variación entre comunidades en el uso de anticonceptivos se seleccionaron varios predictores importantes de nivel comunitario. Asimismo, se seleccionaron los predictores de nivel individual en el uso de

anticonceptivos al interior de las comunidades. Ambos componentes, considerados en su conjunto, forman parte de la estrategia multiniveles del estudio.

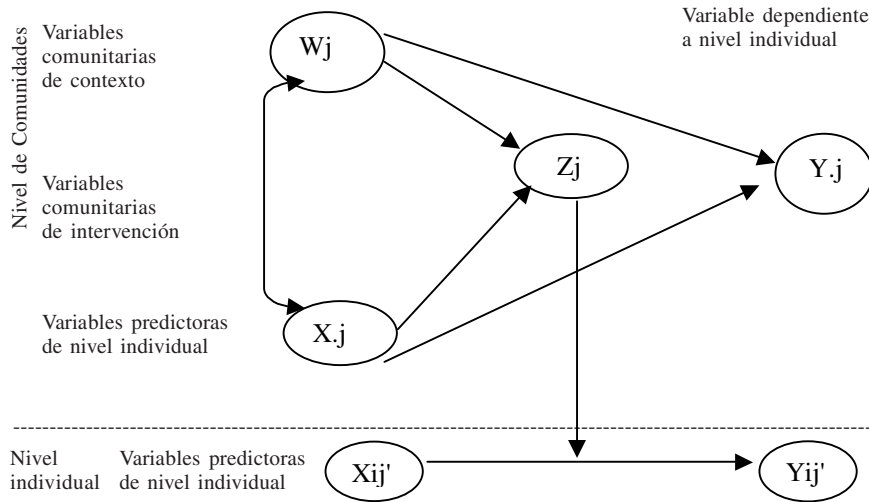
MARCO CONCEPTUAL

El modelo analítico subyacente se describe en el gráfico 1. Al igual que en Pullum (1989a; 1989b; 1991), la variación en el resultado a nivel micro se divide en dos componentes. Las variables de nivel macro o grupales pueden contribuir a explicar la variación del resultado entre grupos, no así las diferencias al interior de ellos, debido a que todos los miembros del grupo tienen características análogas. La variación de los resultados al interior de los grupos sólo puede explicarse mediante variables de nivel micro o individuales. Es posible que estos dos niveles en que se organizaron los datos tengan relaciones condicionales, puesto que algunos predictores de nivel micro podrían interactuar con algunas variables de nivel macro o ser condicionadas por ellas, en sus efectos en la variable dependiente de nivel micro.

La parte superior del gráfico 1 describe la variación entre grupos, en este caso comunas, de la Región del Biobío. La parte inferior del gráfico describe la variación al interior de los grupos, esto es, las desviaciones de las respuestas individuales respecto de la media de cada grupo. En su conjunto, ambas explican el total de la variación de la variable dependiente de nivel individual. Los bloques formados por una o más variables se denominaron con la siguiente notación: Y_j es la media de la variable dependiente al interior del grupo; Y_{ij}' es la desviación de cada individuo respecto de la media de una variable dependiente del grupo; X_j es la media de una variable predictora dentro de un agregado; X_{ij}' es la desviación de cada individuo en una variable predictora respecto del promedio local de la variable; W_j es una variable socioeconómica de nivel macro; y Z_j una variable programática de nivel macro.

Gráfico 1

REPRESENTACIÓN ESQUEMÁTICA DE UN MODELO DEL USO DE ANTICONCEPTIVOS DE DOS NIVELES



La variable dependiente de nivel individual es binaria (0/1). Le asignamos un valor igual a 1 si la mujer estaba utilizando actualmente el dispositivo intrauterino (DIU) o la píldora, y 0 si no utilizaba ninguno de estos métodos anticonceptivos. El promedio de la variable dependiente al interior de la localidad, $Y.j$, es la proporción de mujeres de una localidad rural que utilizan actualmente el DIU o la píldora. Y_{ij}' es la medida en que una mujer determinada se aparta de esa proporción (como se describe en una regresión logística). Posteriormente, el análisis se limitó a las mujeres que estaban utilizando el DIU en vez de la píldora, asignándose el valor 1 en la nueva variable dependiente cuando la mujer utilizaba el DIU y 0 cuando utilizaba la píldora. $Y.j$ y Y_{ij}' se redefinieron de manera similar.

Las variables del bloque X son distribuciones o promedios (expresados como un conjunto de proporciones) del grado de instrucción formal, número de hijos, estado civil, y otros predictores extraídos de los datos individuales de las mujeres. Por ejemplo, primero preguntamos “¿hasta qué punto influye el nivel de alfabetización de una comunidad rural en la elección de anticonceptivo?” y luego “¿cómo afecta la desviación de una mujer individual respecto del promedio de su grupo las desviaciones de éste respecto del total del grupo?” En conjunto, las respuestas estadísticamente independientes a estas dos preguntas nos indican en qué medida el nivel de alfabetización de una mujer influirá en su elección de anticonceptivo,

mientras que la clasificación jerárquica nos permitirá determinar el grado de homogeneidad –o de heterogeneidad– interna de las comunidades en la conducta analizada.

Las variables denominadas W fueron tomadas del Censo Nacional de Población de 1992 y constituyen indicadores de nivel macro del medio socioeconómico o del grado de desarrollo relativo de una comunidad rural. Incluyen el promedio de hijos nacidos en la localidad, el grado de instrucción promedio de las mujeres de la localidad, la proporción de viviendas locales que cuentan con energía eléctrica, etc. Este bloque W no incluye variables programáticas o de intervención; al igual que las variables del bloque X, será utilizado como control estadístico para evaluar los efectos de las variables de intervención.

Finalmente, el bloque Z se refiere a las variables específicas del inventario del análisis de situación que se supone, influyen en la elección de anticonceptivo. Un ejemplo de estas variables es la calidad de los servicios. Específicamente, se postula que mientras mejor sea la calidad de éstos, mayor será el uso de anticonceptivos y la opción por el DIU, incluso tras haber controlado otros factores determinantes.

Las flechas del gráfico 1 describen la estructura causal postulada entre las variables de distintos tipos. Se contemplan los efectos de W_j y $X_{.j}$ a Z_j debido a que los servicios probablemente serán mejores en aquellas localidades cuya infraestructura es más desarrollada. La flecha que une Z_j con la flecha que va de X_{ij}' a Y_{ij}' representa las posibles interacciones. En consecuencia, es posible que el efecto de X_{ij}' en Y_{ij}' sea diferente según el valor de Z_j . La flecha curva que une los bloques de variables W_j y $X_{.j}$ indica que no se postula una estructura causal entre ambos.

En este modelo, el efecto de la calidad de los servicios en el uso actual y en la elección de anticonceptivo puede describirse de varias maneras. En el presente trabajo, se procedió como sigue:

- Se predijo $Y_{.j}$ utilizando únicamente Z_j , obteniéndose entonces valores no ajustados de los efectos de la calidad de los servicios en el uso actual y la elección de anticonceptivo.
- Se estimó una regresión de $Y_{.j}$ utilizando W_j , $X_{.j}$ y Z_j , para calcular los efectos de Z_j en la variable dependiente, ajustados o netos respecto de las variables W_j y $X_{.j}$.
- Se ajustó Z_j con W_j y $X_{.j}$, para luego estimar los efectos indirectos de W_j a $Y_{.j}$ y de $X_{.j}$ a $Y_{.j}$ que actúan a través de Z_j . Los efectos de W_j y $X_{.j}$ pueden expresarse o hacerse efectivas por la vía de la calidad de los servicios. Por ejemplo, si generalmente los servicios de mejor calidad se encuentran en comunidades en que las condiciones de vida

son mejores, entonces los servicios serán un mecanismo en virtud del cual las mejores condiciones de vida llevan a aumentar la utilización de métodos anticonceptivos.

- Finalmente, a nivel micro, se puede mejorar el ajuste de Y_{ij} con X_{ij} incluyendo las interacciones entre X_{ij} y Z_j .

MÉTODOS

Datos

Los datos para el presente estudio fueron recogidos entre abril y julio de 1996 mediante un Análisis de Situación Demográfica de la Región del Biobío. Los análisis de situación son un tipo específico de estudio en profundidad de los lugares de suministro de servicios de planificación de la familia desarrollado por el Population Council y que comprende una descripción de las instalaciones, entrevistas de salida con personal de los consultorios y con pacientes, y la observación de las interacciones entre pacientes y proveedores del servicio (Fisher, 1992; Mensh, 1994). En este caso, el estudio fue llevado a cabo por investigadores de la Facultad de Ciencias Sociales y la Facultad de Medicina de la Universidad de Concepción, Chile, con arreglo a un contrato suscrito con el componente del Programa Estratégico sobre Investigación Social en Salud Reproductiva de la Organización Mundial de la Salud. El estudio comprendió tres cuestionarios independientes que versaron sobre lo siguiente:

- Una descripción de las instalaciones disponibles y de los servicios proporcionados en los lugares de atención. Este instrumento, basado fundamentalmente en el análisis de situación del Population Council (Miller, 1991), fue aplicado en cada uno de los 49 consultorios de salud rurales. Incluyó un catastro de los métodos anticonceptivos, el equipamiento, los servicios de salud disponibles y un examen de diferentes características de los servicios, tales como limpieza, abastecimiento de agua potable, servicios higiénicos y condiciones de privacidad.
- Una guía de observación relativa a las interacciones entre proveedores de los servicios y pacientes en los 49 policlínicos, incluyó los detalles de la información sobre cada método proporcionada a las pacientes y una evaluación de los procedimientos y de los tratamientos utilizados. Fue aplicado a 245 interacciones entre proveedores de servicios y pacientes (5 por cada consultorio).

- Un cuestionario de salida fue aplicado a cada una de las 245 pacientes cuya interacción con el proveedor de salud fue objeto de observación. También se aplicó a otras 245 mujeres de edad fértil que visitaron el consultorio el día de la encuesta, pero por razones distintas de la planificación familiar. Sea o no que estas mujeres estuvieran utilizando métodos de planificación familiar, presuntamente todas tenían conocimiento de que el policlínico prestaba esta clase de servicios. Sus respuestas fueron en parte un reflejo del acceso a los servicios y de su calidad. La entrevista de salida incluyó preguntas sobre los antecedentes familiares de la encuestada, su situación socioeconómica, su historial en materia de matrimonio y fecundidad, su conocimiento y experiencia en métodos anticonceptivos y el grado de satisfacción con los servicios de salud o planificación familiar proporcionados por el consultorio.

Estrategia de muestreo

La octava Región Administrativa de Chile, Biobío, comprende cuatro provincias, a saber, Ñuble, Biobío, Concepción y Arauco y un total de 49 comunas. De acuerdo con cifras del Censo Nacional de Población de 1992, su población total era de 1 732 000 personas, 400 000 de las cuales vivían en zonas rurales. Casi 100 000 de los residentes en zonas rurales eran mujeres en edad fértil, que son las que componen la población del estudio. A fin de maximizar la diversidad, se incluyó un consultorio de cada una de las 49 comunas –ya sea el único disponible o uno elegido al azar si en la comuna había más de uno.

Las diez mujeres observadas o entrevistadas en cada consultorio (cinco que acudieron en busca específica de servicios de planificación de la familia y cinco que visitaron el consultorio por diversas razones relacionadas con la salud) no fueron elegidas al azar, pero no hay razones para pensar que puedan tener un sesgo. No obstante que esta manera de elegir los casos puede haber llevado a considerar un número superior al normal de mujeres que recurren ordinariamente al policlínico e incluso no representar adecuadamente a mujeres que nunca acuden al consultorio, la mayoría de las mujeres de la comunidad visita el consultorio al menos ocasionalmente, de tal modo que puede esperarse que no haya existido un elemento importante de selectividad. Prácticamente ninguna de las mujeres se negó a ser encuestada.

Variables

En el cuadro 1 se definen las variables predictoras y de respuesta utilizadas en el análisis tabular y de regresión logística multiniveles. Las variables dependientes se construyeron a partir del método anticonceptivo actualmente en uso declarado. De las 490 mujeres entrevistadas, alrededor de la décima parte, esto es, cerca de 46, no contestaron la pregunta y se descartaron. De las 444 que respondieron, 119 (26.8%) no estaban utilizando ningún método anticonceptivo; 135 (30.4%) utilizaban la píldora y 190 (42.8%) tenían DIUs.

El estudio no incluyó mujeres que habían sido esterilizadas o que utilizaban un método anticonceptivo distinto del DIU o la píldora. Como la esterilización se realiza una sola vez, generalmente en un hospital, no requiere visitas posteriores a un policlínico y, en consecuencia, no pueden verse afectadas por las características del establecimiento. La prevalencia de otros métodos es muy baja.

El análisis se centró primero en la distinción entre el uso y el no uso de métodos anticonceptivos, asignándose el valor 1 a la variable dependiente si la mujer usaba actualmente el DIU o la píldora, y 0 en caso contrario. En esta etapa, la muestra comprendió la totalidad de las 444 mujeres encuestadas. En segundo lugar, se descartó a las no usuarias y se centró la atención en la opción entre el DIU y la píldora.

A nivel individual, los predictores más importantes del uso de anticonceptivos fueron la edad de la encuestada, el grado de instrucción formal, la movilidad de la familia, la situación económica de la familia (indicada por los enseres disponibles) y el estado civil. Para formar el bloque de las variables X del modelo causal se obtuvo el promedio de estas variables a nivel de localidades.

Para complementar la descripción de las localidades rurales, agregamos información tomada del Censo Nacional de 1992 (Merino, 1998). En el caso de las mujeres de 15 a 49 años de edad de cada localidad, estas variables del bloque W incluyeron el promedio de hijos nacidos, la edad promedio, el promedio de años de escolaridad, el porcentaje que se había mudado de vivienda en los últimos cinco años, el porcentaje que profesaba la religión católica, el porcentaje de mujeres que vivían en unión consensual, y el porcentaje que disponía de energía eléctrica, agua potable y televisión.

Cuadro 1

DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES INCLUIDAS EN EL ANÁLISIS

Variable	Definición operativa
VARIABLES DEPENDIENTES	
<i>(variable Y)</i>	
Usaria actual	Variable binaria que indica si la mujer usa actualmente el DIU o la píldora (Y=1 si usa uno de los dos métodos; 0 en caso contrario)
Método elegido	Variable binaria que indica si la mujer usa actualmente el DIU o la píldora (Y=1 si utiliza DIU; 0 si utiliza la píldora)
VARIABLES INDEPENDIENTES	
<i>Bloque de variables X</i>	
Edad	Años de edad cumplidos
Grado de instrucción	Años de escolaridad completados
Traslados de domicilio	Variable binaria con código 1 si la mujer declaró que se había cambiado de casa en los últimos 5 años y 0 en caso contrario
Enseres domésticos	Conjunto de 6 variables binarias con código 1 según si el hogar disponía de radio, teléfono, televisión, energía eléctrica, refrigerador, bicicleta, y 0 de lo contrario
Estado civil	Conjunto de 3 variables binarias que indican si la encuestada era casada (al momento de la encuesta), nunca había contraído matrimonio o tenía otro estado civil (separada, viuda o divorciada) Como categoría de referencia se utilizó el no haber estado casada
<i>Bloque de variables W</i> (calculadas respecto de la localidad a partir de datos del censo de 1992)	
Número de hijos nacidos	Promedio de hijos nacidos
Edad	Edad promedio de la mujer (15 a 49) en años cumplidos
Grado de instrucción	Promedio de años de escolaridad completados
Traslados de domicilio	Porcentaje de mujeres que registraron un traslado de domicilio en los últimos 5 años
Religión católica	Porcentaje de mujeres que profesaba la religión católica
En unión consensual	Porcentaje de mujeres que viven en unión consensual
Grado de desarrollo	Porcentaje de mujeres que contaba con energía eléctrica, agua potable y televisión en el hogar
<i>Bloque de variables Z</i>	
Acceso	Conjuntos de variables binarias que describen la distancia, el tiempo de viaje y las alternativas al consultorio a que se recurría actualmente
Combinación de	Conjunto de variables binarias que describen el métodos disponible conocimiento, uso experiencia y grado de satisfacción con el conjunto de métodos disponible, así como una enumeración de los métodos con que contaba el consultorio
Profesionales de servicios de salud	Enumeración de los médicos, parteras y enfermeras de que disponía el consultorio para servicios de planificación de la familia. Además, conjunto de indicadores de la valoración que tenían las pacientes acerca de la idoneidad del personal
Servicios de salud	Enumeración de los servicios de salud disponibles en los consultorios rurales con distintos grados de especialización. Incluye indicadores de la valoración que tenían las pacientes acerca de la disponibilidad de estos servicios
Calidad del consultorio	Siete indicadores de la calidad de la atención (disponibilidad, información, formación de los proveedores de servicios, higiene, privacidad, servicios de salud reproductiva y general) y un índice combinado

Las variables programáticas, esto es, la del bloque Z, se obtuvieron principalmente de la descripción de las instalaciones y servicios disponibles en el consultorio y de las observaciones de las interacciones entre el proveedor de los servicios y la paciente. Se considera que estos aspectos son variables programáticas porque captan el efecto de los servicios de planificación familiar en el comportamiento reproductivo local. El análisis de situación proporcionó indicadores de la disponibilidad de métodos, equipo, instalaciones, registros, dotación y capacitación del personal, fiscalización, gestión, e información, educación y comunicaciones (IEC). A diferencia del módulo de disponibilidad de servicios utilizado en la Encuesta Demográfica y de Salud, el análisis de situación no proporciona información sobre la comunidad u otras influencias no programáticas en el comportamiento demográfico. Como consecuencia de ello, el estudio no incluye predictores de nivel comunitario aparte del constituido por los descriptores de los servicios de planificación de la familia y tampoco incluye indicadores del acceso a estos servicios.

La interacción entre paciente y proveedor de servicios tomaba un promedio de quince minutos, durante los cuales el personal del policlínico (principalmente parteras) proporcionaba información a las pacientes. Las variables correspondientes a esta fuente incluyeron las preferencias del personal en materia de métodos, el tipo de material de IEC utilizado, el tipo de relaciones interpersonales establecidas por el personal, el comportamiento técnico durante la entrevista y el examen físico.

Estrategia de análisis

De acuerdo con la terminología utilizada en los modelos lineales generalizados (McCullagh y Nelder, 1983) llamamos “desviación de base” a la variación total de una variable dependiente de nivel individual. Cuando se trata de una variable de nivel intervalar, esto sería equivalente a la suma de los cuadrados. En nuestro caso, la variable dependiente es binaria. La distribución binomial y función logito generalmente son apropiadas respuestas dicotómicas (para detalles conceptuales y técnicos del modelo lineal generalizado, véase Liao, 1994). La desviación de base de las variables dependientes binarias es -2 veces el logaritmo natural del valor maximizado de la función de verosimilitud del modelo sin covariables (McCullagh y Nelder, 1983: 81). La desviación de base puede clasificarse según los niveles de análisis utilizados en el estudio –en nuestro caso, localidades rurales y mujeres individuales residentes en cada localidad. La significación estadística del componente correspondiente a las localidades, verificada mediante el chi cuadrado indicará la presencia de efectos contextuales.

Tras dividir la variación total en los dos componentes principales, el modelo multiniveles identifica los predictores que reducen significativamente, o “explican”, cada componente. El componente correspondiente a la variación entre consultorios sólo puede reducirse mediante variables a nivel de consultorios, que denominamos variables X, W y Z. Por ejemplo, la estructura de un modelo macro de carácter genérico que incluya un efecto de X, uno de W y uno de Z, sería $\log it(\hat{Y}_{.j} / R_{.j}) = c_0 + c_x X_{.j} + c_w W_j + c_z Z_j$. En este caso, $Y_{.j}$ es el número de mujeres de la entrevista de salida de la localidad j en que la variable dependiente fue igual a 1. Se considera que éste es un conteo con distribución binomial en que el denominador es $R_{.j}$, el número de encuestados de la localidad j. $\hat{Y}_{.j}$ el valor ajustado de $Y_{.j}$. El coeficiente c_0 es el intercepto, c_x mide los efectos de un cambio en una unidad en X, c_w mide el efecto de un cambio en una unidad en W, y c_z mide el efecto de un cambio en una unidad en Z.

A continuación, las variables X se expresan como desviaciones a partir de sus medianas o promedios aritméticos (dentro de cada consultorio o localidad). Para describir estas desviaciones utilizamos la notación $X_{ij}'' = X_{ij} - X_{.j}$. Los valores originales de las variables predictoras están directamente relacionadas con los promedios de la localidad, pero las desviaciones son estadísticamente independientes de éstas. En nuestro modelo, la variación de la variable dependiente Y al interior de la localidad sólo puede verse afectada por desviaciones de X, y por las *interacciones* entre las desviaciones de X y las variables de nivel macro.

Un modelo micro de carácter genérico que incluyera un efecto de X, uno de W y uno de Z se estimaría mediante la ecuación $\log it(\hat{Y}_{ij}) = \log it(\bar{Y}_{.j}) + b_0 + b_x X_{ij}' + b_{xx} X_{ij}' X_{.j} + b_{xw} X_{ij}' W_j + b_{xz} X_{ij}' Z_j$. En este caso, $Y_{ij} = 1$ si la persona i de la localidad j se encuentra en la categoría de la variable dependiente por modelar en el estudio, de lo contrario su valor sería 0. La expresión $\log it(\bar{Y}_{.j}) = \log it(Y_{.j} / R_{.j})$ del lado derecho es un término aditivo de la ecuación (McCullough y Nelder, 1983) y se considera como parte del intercepto. Si no hay variación al interior de la localidad, todos los coeficientes del lado derecho serían iguales a cero y \hat{Y}_{ij} sería simplemente $Y_{.j}$. El intercepto b_0 siempre es igual a cero debido al uso de desviaciones, y podría omitirse; optamos por incluirlo simplemente porque una estimación de cero confirmará que el modelo se construyó adecuadamente.

El coeficiente b_x describe el efecto del cambio de una unidad en el predictor de nivel individual X' en la desviación del logito de nivel individual respecto del de la localidad. El coeficiente b_{xz} describe el efecto interactivo de X' y Z en la variable dependiente. Cuando es significativa,

esta interacción representa otra manera en que la localidad puede influir en la elección de anticonceptivo, ya sea intensificando o atenuando los efectos de las variables X' . En la literatura teórica, estas relaciones condicionales o interactivas son las principales manifestaciones de los efectos contextuales. Los coeficientes b_{xx} y b_{xw} pueden interpretarse de manera similar.

Procesamiento de la información

Se crearon dos bases de datos separadas, una para construir un modelo de la variación entre localidades y la otra para modelar la variación al interior de éstas. La primera base de datos incluye las 49 localidades rurales como unidades y se utiliza para el análisis entre localidades. Los datos provenientes de la descripción de cada servicio de salud (bloque Z) se complementan con información sobre el grado de desarrollo local que figura en el Censo Nacional de Población de 1992 (bloque W). Los datos de cada localidad incluyen además los valores agregados de las respuestas proporcionadas por personas de la localidad (el bloque X y la variable dependiente Y). La segunda base de datos incluye como unidades a las 490 mujeres que participaron en la encuesta de salida. Las variables categóricas se convirtieron en conjuntos constituidos por una o más variables binarias. Se agregaron todas las variables relacionadas con la localidad a la que pertenecía la encuestada. En consecuencia, este registro de las mujeres incluyó variables de nivel individual, variables categóricas recodificadas, los promedios de las localidades de las variables de nivel individual y variables de nivel de localidad.

CARACTERÍSTICAS SOCIODEMOGRÁFICAS Y ECONÓMICAS DE LAS ENCUESTADAS

El cuadro 2 muestra los promedios de las variables más importantes correspondientes a las 490 mujeres residentes rurales entrevistadas en los lugares de prestación de servicios de planificación de la familia en el período comprendido entre abril y junio de 1996. La edad promedio fue de 28 años y la escolaridad promedio de ocho años completos. La mayoría de las mujeres había terminado con éxito al menos la enseñanza básica del sistema educacional nacional, y más de un tercio tenía más de nueve años de escolaridad. Es un grado de instrucción elevado para un segmento de la población rural chilena, era un grado de instrucción elevado.

Casi dos tercios de las mujeres estaban actualmente casadas, sólo un 15% nunca había contraído matrimonio y las demás tenían otro estado

civil. Más de la mitad (57%) declaró profesar la religión católica y un tercio dijo ser pentecostal, secta cristiana que, según datos nacionales, ha estado ganando adeptos en los últimos 25 años. Cerca de un tercio de las mujeres trabajaba fuera del hogar, proporción superior a la de la mayoría de las zonas rurales chilenas. Esta alta tasa de nuestra muestra probablemente se relacione con el alto grado de instrucción detectado.

Cuadro 2
**ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES A NIVEL
INDIVIDUAL Y CONTEXTUAL DE LAS MUJERES RURALES
QUE VIVEN EN LA REGIÓN DEL BIOBÍO, CHILE, 1996**

Variable	Definiciones	Media	Desviación estándar
Nivel individual (variables X)			
Edad	Años de edad	28.53	7.14
	14-19 años (0=no; 1=sí)	0.10	0.30
	20-24 años (0=no; 1=sí)	0.24	0.43
	25-29 años (0=no; 1=sí)	0.24	0.43
	30-34 años (0=no; 1=sí)	0.18	0.39
	35-39 años (0=no; 1=sí)	0.16	0.36
	40-44 años (0=no; 1=sí)	0.06	0.23
Grado de instrucción	45-49 años (0=no; 1=sí)	0.02	0.13
	Años de escolaridad	8.05	3.13
	Enseñanza básica completa	0.61	0.49
Estado civil	Enseñanza secundaria o más	0.39	0.49
	Casada (0=no; 1=sí)	0.64	0.48
Religión	Soltera (0=no; 1=sí)	0.14	0.35
	Unión consensual u otra	0.21	0.41
	Católica (0=no; 1=sí)	0.57	0.50
	Pentecostal (0=no; 1=sí)	0.32	0.47
Paridez	Sin religión	0.10	0.31
Ocupación	Número de hijos nacidos	1.98	1.36
	No trabaja fuera del hogar	0.65	0.48
Edad al contraer matrimonio por primera vez	Asalariada o trabaja fuera del hogar	0.35	0.48
	Edad en la primera unión	20.94	4.20
Fecundidad deseada	Desea tener más hijos (0=no; 1=sí)	0.36	0.48
Alumbramientos en período de 5 años	Ninguno (0=no; 1=sí)	0.38	0.48
	Uno (0=no; 1=sí)	0.48	0.50
Traslados de domicilio	Dos o más (0=no; 1=sí)	0.14	0.35
	Al menos una vez en los últimos 5 años (0=no; 1=sí)	0.22	0.41
Nivel contextual (variables X_j y W_j)			
Condición en que ocupa la vivienda	Proporción de propietarios	0.43	0.50
	Proporción de arrendatarios	0.21	0.41
	Proporción de comodatarios	0.23	0.42
Energía eléctrica	Proporción que tiene energía eléctrica	0.85	0.36
Agua potable	Proporción que tiene agua potable	0.70	0.46
Servicios higiénicos	Proporción que tiene servicios higiénicos	0.38	0.48
Radio	Proporción que tiene radio	0.89	0.31
Televisión	Proporción que tiene televisión	0.85	0.36
Refrigerador	Proporción que tiene refrigerador	0.38	0.48
Teléfono	Proporción que tiene teléfono	0.05	0.22
Combustible utilizado en el hogar	Proporción que utiliza gas o queroseno	0.53	0.50
	Proporción que utiliza carbón o leña	0.43	0.50

La paridez promedio de estas mujeres era de casi dos hijos (1.98). Un 62% había tenido hijos en los últimos cinco años y el 38% restante declaró no haber dado a luz en el mismo período. Pese a la baja edad promedio, sólo un 14% declaró haber tenido dos o más hijos en los últimos cinco años. Sólo un 36% de las mujeres dijo querer tener más hijos. En consecuencia, se obtuvo un perfil de mujeres de procreación temprana y baja fecundidad.

De haberse prevenido todos los nacimientos no deseados, la tasa de fecundidad habría sido de 1.11 por mujer, en promedio. Como hasta entonces no se evitaba la procreación, la tasa global de fecundidad real era de 1.98 niños por mujer, es decir, uno más de los realmente deseados o casi 44% más que la tasa total de fecundidad deseada. Naturalmente, la diferencia entre la fecundidad deseada y la observada era superior en las cohortes de mujeres mayores que en aquellas de las más jóvenes. Esto puede explicarse por las variaciones en la exposición al riesgo de embarazo, así como por el cambio de actitud frente a la planificación de la familia, especialmente entre los más jóvenes.

Cabe destacar que la muestra tiene un sesgo en favor de las mujeres que utilizaban anticonceptivos pero no habían sido esterilizadas. La mitad de la muestra estaba constituida por mujeres que deseaban información o servicios de planificación de la familia.

De acuerdo con la información contextual, un 43% eran mujeres propietarias de su tierra, 21% eran arrendatarias y el resto tenía otros arreglos. Un 85% contaba con energía eléctrica, 89% tenía radio, 85% tenía televisión y 70% disponía de agua potable en el hogar. Poco más de un tercio contaba con baño, 38% tenía refrigerador, 53% cocinaba con gas licuado o queroseno y sólo un 5% tenía teléfono.

RESULTADOS

Uso actual de anticonceptivos (DIU o píldora versus ningún método de control de la natalidad)

El análisis que sigue se refiere a las 444 mujeres que respondieron a la pregunta sobre el uso actual de anticonceptivos. La sección A del cuadro 3 muestra la distribución de la variación total de nuestra variable dependiente, uso actual de DIU o de la píldora frente a ningún método, en dos categorías separadas, a saber, entre comunidades rurales y dentro de ellas. La variación o desviación inicial de la respuesta fue 516.2. De esta cifra, 15.5% se dio entre localidades y representa el máximo valor

explicativo posible de aspectos que varían de una localidad a otra. La mayor parte de la variación total, esto es, el 84.5%, se dio dentro de las localidades. La razón entre la desviación entre localidades y el grado de libertad es de $80.2/48 = 1.67$; la razón entre la desviación al interior de las localidades y el grado de libertad es de $436/395 = 1.10$. El coeficiente de ambas razones tiene una distribución F. El valor calculado de F, 1.52, es altamente significativo y revela que, como fuente de variación, la importancia de las localidades rurales es cerca de la mitad de las personas individualmente consideradas.

Cuadro 3

DESVIACIÓN DEL USO ACTUAL (DIU O PÍLDORA VERSUS NINGÚN MÉTODO) Y DE LA ELECCIÓN DE ANTICONCEPTIVO (DIU O PÍLDORA) EN ZONAS RURALES DEL BIOBÍO, CHILE (1=SI; 0=NO) ENTRE LOCALIDADES RURALES Y AL INTERIOR DE ELLAS

	Desviación entre localidades		Desviación al interior de las localidades		Desviación total	
A. Uso de anticonceptivos (Y1)	80.2 (15.5%)	48 g.l	436.0 (84.5%)	395 g.l	516.2 (100%)	443 g.l.
B. Anticonceptivo elegido (Y2)	88.2 (20%)	48 g.l	353.0 (80%)	276 g.l	441.2 (100%)	324 g.l

Predictores del uso actual de anticonceptivos a nivel de localidades

Quisimos identificar las características de las localidades que explican la variación en el uso de anticonceptivos. El primer grupo de variables explicativas, denominado X, se compone de las medias y distribuciones de los datos reunidos en la entrevista de salida realizada a las mujeres. Estas variables actúan como indicadores del medio demográfico, social y económico de la localidad rural, que presuntamente influyen en la disponibilidad y calidad de los servicios de planificación de la familia y en consecuencia, en el uso de anticonceptivos.

Las variables X se seleccionaron según un nivel de significación de .05. Sólo cuatro de ellas resultaron tener una relación significativa de orden cero con el uso de anticonceptivos. La edad promedio al momento de la primera unión y el estado civil actual se interpretaron como indicadores de la exposición al riesgo de embarazo. La proporción de hogares que disponía de energía eléctrica y la proporción de personas que se habían cambiado de casa se interpretaron como indicadores del grado de desarrollo local. El cuadro 4 resume el efecto de estas variables en función de la medida en que reducen la desviación inicial entre localidades, de 80.2.

Cuadro 4
**REDUCCIÓN DE LA DESVIACIÓN EN EL USO ACTUAL
 DE ANTICONCEPTIVOS ENTRE LOCALIDADES
 DEBIDO A LAS VARIABLES DE TIPO X,j, Wj y Zj**

Variables	Disminución de la desviación
1. Disminución de la desviación debida a variables del tipo X	
Indicador de exposición al riesgo	
Estado civil (3 categorías)	6.52
Edad a la primera unión	4.28
Indicador del grado de desarrollo	
Disponibilidad de energía eléctrica (2 categorías)	11.80
Traslados de domicilio (2 categorías)	4.43
Total variables X	20.30
2. Disminución de la desviación debida a variables del tipo Wj	
Promedio local de años de escolaridad (variable continua)	3.99
Total variables de tipo Wj	3.99
3. Disminución de la desviación entre localidades debida a variables del tipo Zj	
Índice de métodos disponibles	12.91
Índice de material de IEC disponible en los consultorios	4.10
Índice de afiches disponibles sobre salud en general	5.05
Combinación de métodos: disponibles comprimidos progesterona (2 categorías)	7.67
Combinación de métodos: disponibles métodos naturales de planificación de la familia (2 categorías)	6.55
Total variables	26.90

La edad promedio en el momento de la primera unión se agregó al registro de cada localidad rural y luego se utilizó como predictor de la proporción de mujeres de la localidad que estaban utilizando un método anticonceptivo, reduciéndose así la desviación inicial entre localidades en significativos 4.28 puntos. Del mismo modo, se agregaron al registro las proporciones de cada categoría de estado civil, lo que redujo la desviación inicial en 6.52 puntos. La disponibilidad de energía eléctrica redujo la desviación 11.8 puntos y el hecho de haberse cambiado de domicilio la bajó 4.43 puntos. Al agregar los dos tipos de predictores X, el efecto fue de 20.30, es decir, alrededor de 25% de la variación total entre consultorios.

El bloque W se compone de variables que describen más detalladamente la localidad, pero no corresponden a datos individuales, esto es, no se construyen sumando las respuestas individuales. En aplicaciones anteriores de esta estrategia multiniveles (Pullum, 1991a, Merino, 1993), las variables W se obtuvieron de un módulo de disponibilidad de servicios utilizado por las Encuestas Demográficas y de Salud que incluyen una descripción general de cada comunidad. A falta de este módulo, la mejor fuente para encontrar las características de las comunidades fue el Censo Nacional de Población realizado en Chile en 1992, del que extrajimos veinte variables socioeconómicas a nivel de

localidades. La columna 2 del cuadro 4 muestra que la única variable W significativa era el grado de instrucción formal de las mujeres. Supuestamente describe cierto grado de cierta amplitud de criterio a nivel local y explica un 5% de la variación total entre consultorios.

Las variables más importantes del bloque Z corresponden a la descripción de las instalaciones y servicios del policlínico rural y a las observaciones de la interacción entre pacientes y proveedores de servicios. Estas variables describen el acceso, la infraestructura, el personal, el material de IEC, las instalaciones disponibles para exámenes médicos, el equipo, los métodos disponibles, las instalaciones especiales para el diagnóstico de ETS, SIDA y VIH, los registros, la gestión, la supervisión y el procesamiento estadístico. Mediante la observación de la interacción entre proveedores de servicios y pacientes se obtuvo información cualitativa y cuantitativa sobre los servicios de planificación de la familia.

Para determinar las características de los consultorios que se relacionaban con el uso actual de anticonceptivos, se examinaron cuidadosamente numerosos aspectos y características de los servicios de planificación de la familia. Se encontraron cinco aspectos relacionados significativamente con el resultado, los que se enumeran en la tercera parte del cuadro 4.

El primer predictor importante de Z fue un índice de los métodos disponibles en el consultorio, que redujo la desviación inicial en 12.91 puntos. Otro fue la cantidad de material de IEC sobre planificación de la familia que había en el consultorio, que redujo esa desviación en 4.10 puntos. Un índice global de los afiches impresos relacionados con la salud en general explicó otros 5.05 puntos de la variación. Dos indicadores de la combinación de métodos resultaron significativos, a saber, la disponibilidad de comprimidos de progesterona y de métodos naturales de planificación de la familia, que redujeron la desviación inicial en 7.67 y 6.55 puntos, respectivamente. Combinadas en el mismo modelo, estas cinco variables redujeron la desviación inicial en 26.9 puntos (33% del total), a expensas de 7 grados de libertad.

En síntesis, 80.2 puntos o 15.5% de la variación total en el uso actual de métodos anticonceptivos se dio entre consultorios, esto es, tiene orígenes contextuales. Tres conjuntos de variables captan potencialmente esta variación entre consultorios. El bloque X, que correspondía a las características agregadas de las mujeres encuestadas, explicó 20.3 puntos, o 25%, de la variación entre localidades. El bloque W, correspondiente a la información socioeconómica y demográfica tomada del censo de 1992, solo explicó 3.99 puntos, o 5% de la variación entre localidades. Finalmente, el bloque Z, que describía la accesibilidad y la calidad de la atención de los policlínicos de planificación de la familia, explicaron 26.9 puntos, o 33%, de la variación registrada entre localidades.

Asociación entre los predictores del uso de anticonceptivos a nivel de localidades

A continuación, centramos la atención en las combinaciones de bloques a fin de comprobar si los índices agregados de IEC y de calidad del bloque Z seguían siendo importantes cuando se incluían las variables X y W. Ésta fue nuestra evaluación más estricta de los efectos de la calidad en el uso actual de anticonceptivos. El cuadro 5 describe los efectos ajustados de estos bloques de variables en función de las variaciones de la desviación o de la variación no explicada.

El cuadro 5 muestra un apreciable traslapo de la información de los bloques de variables X y W. Al incluir ambos bloques como predictores de la variación entre consultorios del uso de anticonceptivos, el efecto sólo resultó levemente mejor que cuando se considera únicamente el bloque X. El modelo X + W reduce la variación no explicada a nivel de localidades a 59.8 puntos, esto es, una disminución de 25% a partir de los 80.2 puntos originales. Aunque el modelo X+W no constituye una mejora significativa respecto del modelo X, la lógica de nuestro enfoque se comprende mejor si tomamos como base de comparación el modelo más amplio. Esta decisión no influye en la evaluación del bloque Z.

Cuadro 5

BONDAD DEL AJUSTE DE LOS MODELOS PARA EL USO ACTUAL DE ANTICONCEPTIVOS EN ZONAS RURALES DEL BIOBÍO, CHILE, UTILIZANDO LOS BLOQUES X Y W, DE INDICADORES SOCIOECONÓMICOS Y LOS COMPONENTES DEL BLOQUE Z, DE INDICADORES DE LOS SERVICIOS

Modelo	Predictores	Desviación (g.l.)	Mejoramiento	
			Respecto de	Desviación (g.l.)
Básico original	Ninguno	80.2 (48)	Inicial	
Modelo X.j	Socioeconómicos, tomados del cuestionario de salida a nivel individual	59.9 (43)	Inicial	20.3 ^a (5)
Modelo Wj	Socioeconómicos, tomados de datos del censo de 1992	76.2 (47)	Inicial	4.0 ^a (1)
Modelo X.j + Wj	Socioeconómicos, tomados de ambas fuentes	59.8 (42)	Inicial	20.4 ^a (6)
			Modelo X.j	0.01 (1)
			Modelo Wj	16.4 ^a (5)
Modelo X.j + Wj + Zj (variables de la IEC)	Socioeconómicos, más índices de material de IEC	53.4 (39)	Modelo X.j + Wj	6.4 (3)
Modelo X.j + Wj + Zj (calidad)	Socioeconómicos, más combinación métodos disponibles en consultorios	55.6 (40)	Modelo X.j + Wj	4.2 (2)

^a El mejoramiento es significativo a nivel de .05.

A continuación, los componentes del bloque Z se agregaron uno por uno al modelo X + W. Al agregar los indicadores globales de IEC, la nueva desviación básica sólo se redujo 6.4 puntos, a expensas de tres grados de libertad. *Esta reducción no es estadísticamente significativa.* Es decir, cuando se controla la composición socioeconómica y demográfica de la localidad rural, ninguna medida global de la información, educación y comunicaciones (IEC) disponible en el consultorio resulta estadísticamente significativa.

Cuando se agregan al modelo X + W los demás indicadores de la calidad de los servicios, la desviación se reduce 4.2 puntos, a expensas de dos grados de libertad. *Esta reducción tampoco es significativa a nivel de .05.* En consecuencia, la calidad de los servicios que presta el policlínico (en la forma en que se midieron en esta oportunidad) no ayuda a pronosticar la elección de anticonceptivo cuando se ha controlado el medio demográfico y socioeconómico de las localidades.

Esta conclusión significa que los efectos de la IEC forman parte del proceso de desarrollo, como lo indican las variables X y W. En otras palabras, en los lugares en que la IEC es de mejor calidad, otras características de la comunidad también tienden a ser más favorables al uso de anticonceptivos, de tal modo que su efecto marginal llega a ser insignificante. Las intervenciones para mejorar la IEC influirán más en el uso de anticonceptivos si se realizan en localidades en que las demás características de la comunidad no son desde ya favorables. Del mismo modo, los efectos de la calidad de los servicios no son sustancialmente independientes del grado de desarrollo local. Las mejoras de la calidad deberían influir más en el uso de anticonceptivos si las demás características de la comunidad no son ya favorables.

Predictores del uso de anticonceptivos al interior de las localidades

Como lo indica el cuadro 3, en el caso de las 444 mujeres que respondieron a la pregunta sobre el uso de anticonceptivos, la desviación inicial fue de 516.2 puntos. A continuación, consideramos los 436.0 puntos (84.5%) de variación que distinguen entre las mujeres de la misma localidad y que podrían llegar a explicarse por predictores de nivel individual. Éste fue el componente micro de la estrategia multiniveles.

En el análisis al interior de las localidades, las variables se expresan en función de desviaciones a partir de sus medias a nivel local (utilizando una transformación logito). Los predictores macro sólo pueden manifestarse en interacciones con predictores micro. Una interacción significativa establece que el efecto de un predictor de nivel individual dependerá del nivel de la variable contextual, o a la inversa.

Tras una búsqueda minuciosa, no encontramos interacciones significativas entre las variables de los bloques X, W o Z y los predictores micro de X'. En especial, esta parte de la clasificación de la desviación total no contiene prueba alguna de que las características de cada consultorio tengan efectos interactivos sobre el uso de anticonceptivos.

Como ya se señaló, las variables de nivel individual del presente estudio se obtuvieron de la encuesta de salida. Este instrumento comprende numerosos indicadores del grado de satisfacción con la visita a los servicios el día en que se reunió la información. Incluye el historial de natalidad de las mujeres que declararon tener hijos y sus antecedentes de uso de anticonceptivos. Contiene también los antecedentes demográficos y socioeconómicos de las mujeres y preguntas acerca de sus conocimientos en materia de ETS y otros aspectos de la salud reproductiva. La variable resultado, esto es, el uso de anticonceptivos, también se obtuvo a partir de esta fuente.

La búsqueda de posibles predictores de nivel individual sólo tuvo por resultado seis variables con relaciones de orden-cero significativas como mínimo al .05 con el uso de anticonceptivos. Estas variables se muestran en el cuadro 6.

Cuadro 6
**PREDICTORES DE NIVEL INDIVIDUAL QUE REDUCEN
SIGNIFICATIVAMENTE LA DESVIACIÓN INICIAL
DEL MODELO ÓPTIMO PARA USO DE
ANTICONCEPTIVOS AL INTERIOR
DE LAS LOCALIDADES**

Variable	Desviación o -2 log verosimilitud	Desviación explicada	g.l.	Valor p
Desviación inicial	436.0		395	
Variables de tipo Xij'				
Número de hijos nacidos	422.9	13.1	1	.0003
Edad	426.7	9.3	1	.0024
Hijos nacidos en últimos 5 años	421.8	14.2	1	.0008
Estado civil	417.1	18.9	2	.0001
Traslados de domicilio	430.2	5.8	1	.0166
Combustible utilizado en el hogar	429.1	6.9	1	.0087

La paridez, edad y estado civil de la mujer redujeron apreciablemente la desviación inicial al interior de las localidades. Estas tres variables pueden interpretarse como indicadores de la demanda de más hijos y el riesgo de embarazo. Dos indicadores de la situación económica individual también resultaron significativas: el número de cambios de casa y el tipo de combustible utilizado en el hogar. Estas cinco variables significativas representaron 57.0 puntos, o aproximadamente 13%, de la variación total dentro de los consultorios.

La elección de anticonceptivo (el uso de DIUs versus la píldora)

A continuación, examinamos más detenidamente la opción entre el DIU o la píldora, puesto que las mujeres utilizan el uno o la otra. El análisis siguiente se limitó a las 325 mujeres que respondieron a la pregunta relativa al uso actual de anticonceptivos y que estaban utilizando el DIU ($Y=1$) o la píldora ($Y=0$). El razonamiento y la tabulación de la sección seguirán de cerca los de la sección anterior.

En la parte B del cuadro 3 se muestra la clasificación de la variación total de nuestra variable dependiente, el uso actual de DIU, en dos partes independientes, a saber, entre localidades y al interior de ellas. La variación o desviación total de la respuesta fue 441.2. De este valor, un 20% se dio entre localidades y representa el valor explicativo máximo posible de aspectos que varían de una localidad a otra. La mayor parte de la variación total, el 80% restante, se dio dentro de las localidades. La relación entre la desviación entre localidades y los grados de libertad fue de $88.2 / 48 = 1.84$; la relación entre la desviación al interior de las localidades y los grados de libertad es de $353.0 / 276 = 1.28$. El coeficiente entre estas dos razones es la estadística F, esto es, 1.44. Este valor F resultó altamente significativo y revela que, una vez más, la importancia de las localidades como fuente de variación supera en más de un tercio aquella de las personas individualmente consideradas por cada grado de libertad.

Predictores de la elección de anticonceptivo a nivel de localidades

Nos propusimos identificar las características a nivel de localidades que explican una variación significativa en el uso de DIUs entre localidades, para lo cual utilizamos variables composicionales, que actúan como indicadores del medio demográfico, social, y económico (variables X). Estas variables se seleccionaron aplicando un nivel de significación de .05. Sólo dos resultaron tener una relación importante de orden-cero con la elección de anticonceptivo, a saber, el promedio de edad, interpretado como indicador de la exposición al riesgo de embarazo, y la distribución del régimen de propiedad sobre la vivienda, interpretada como indicador del grado de desarrollo local. La casilla 1 del cuadro 7 resume el efecto de estas variables en función de la medida en que reducen la desviación inicial entre localidades, de 88.2.

Al contabilizar la edad promedio entre los antecedentes de cada localidad rural, la desviación inicial entre localidades se redujo significativamente, en 7.19 puntos. Del mismo modo, la clase de títulos sobre la vivienda disminuyó la desviación en otros 10.61 puntos. Cuando ambas se utilizaron como predictores, el efecto fue de 16.01 puntos, poco menos que $7.19 + 10.61$, debido al fenómeno de colinealidad.

El bloque W está formado por variables que proporcionan mayores detalles sobre la localidad pero que no provienen de datos a nivel individual. De veinte variables socioeconómicas posibles, cuatro redujeron significativamente la desviación básica entre localidades (véase la casilla 2 del cuadro 7), a saber, la proporción de mujeres que se habían cambiado de casa en los últimos cinco años, la proporción que profesaba la religión católica, la proporción que vivía en unión consensual, y la proporción de viviendas que contaba con energía eléctrica. Lo más probable es que las dos primeras correspondan a un tipo de personas con cierto grado de amplitud de criterio. Las áreas menos tradicionales incluyen más personas de credo pentecostal y uso de anticonceptivos; mientras que la Iglesia católica se opone expresamente al uso de éstos. La proporción de viviendas que contaba con energía eléctrica es una buena indicación del grado de desarrollo general. Al igual que la edad al contraer matrimonio, el estado civil debe más bien interpretarse como medida de la exposición al riesgo de embarazo. El modelo aditivo que incluye estas variables reduce la desviación inicial en 27.09 puntos (30.7%), a expensas de cuatro grados de libertad.

Cuadro 7

**DISMINUCIÓN DE LA DESVIACIÓN EN EL USO DE ANTICONCEPTIVOS
AL INTERIOR DE LOCALIDADES DEBIDO A VARIABLES
DE TIPO X,j, Wj, Y Zj**

Variables	Disminuciones de la desviación
1. Disminución de la desviación debida a variables de tipo X,j	
Indicador del riesgo	
Edad	7.19
Indicador del grado de desarrollo loglo	
Propiedad de la vivienda (4 categorías)	10.16
Total variables de tipo X combinadas	16.01
2. Disminución de la desviación debida a variables de tipo Wj	
Proporción de mujeres que se había trasladado de casa (variable continua)	8.56
Proporción de mujeres que profesaba la religión católica (variable continua)	17.24
Proporción de mujeres que viven en unión consensual (variable continua)	11.11
Proporción de viviendas con energía eléctrica (variable continua)	4.95
Total variables de tipo Wj combinadas	27.09
3. Disminución de la desviación debida a variables de tipo Zj	
Índice de las condiciones de privacidad del local de atención	9.08
Número de funcionarios destinados a planificación de la familia	6.34
Índice de métodos disponibles	10.51
Índice de material impreso de IEC sobre planificación de la familia	6.43
Combinación de métodos: disponibilidad comprimidos progesterona (2 categorías)	9.99
Combinación de métodos: disponibilidad esterilización femenina (2 categorías)	7.25
Equipo: aparato para medir la presión sanguínea (2 categorías)	6.30
Total variables de tipo Zj	42.36

Las variables más críticas, que son las del bloque Z, corresponden a la descripción de las instalaciones y servicios existentes en el policlínico rural y a la observación de las interacciones entre pacientes y proveedores de servicios. Para identificar las características de los consultorios relacionadas con la opción por el DIU en vez de la píldora, se examinaron cuidadosamente numerosos aspectos y características de los servicios de planificación de la familia, encontrándose que siete de ellos guardaban importante relación con el resultado. Ellos se enumeran en la tercera parte del cuadro 7.

El primer predictor significativo describe las condiciones de privacidad del área de atención de pacientes del consultorio. Esta variable bajó la desviación en 9.08 puntos. El número de funcionarios destinados a la planificación de la familia la redujo 6.34 puntos. Un índice global de la combinación de métodos proporcionados en el consultorio explicó 10.51 puntos de la desviación. Un índice del material impreso de IEC sobre planificación de la familia agregó otros 6.43 puntos a la variación explicada. Dos indicadores de la combinación de métodos resultaron significativos: la disponibilidad de comprimidos de progesterona y el acceso a la esterilización femenina, que mermaron la desviación básica en 9.99 y 7.25 puntos, respectivamente. Finalmente, un indicador del equipamiento disponible para fines de planificación familiar, como la existencia de aparatos para medir la presión sanguínea, explicaron otros 6.30 puntos. Combinadas en el mismo modelo, estas siete variables disminuyeron la desviación inicial en 42.36 puntos (48% del total), a expensas de ocho grados de libertad.

En resumen, 88.2 puntos, o 20%, de la variación total en el uso del DIU en vez de la píldora se dio entre consultorios, es decir, resultó ser contextual. Esta variación se explicaría mediante tres conjuntos de variables. El bloque X, esto es, las características globales de las mujeres encuestadas, explicó 16.0 puntos, o 18.1%. El bloque W, correspondiente a la información socioeconómica y demográfica tomada del censo nacional de 1992, explicó 27.1 puntos, o 30.7%. El bloque Z, que describía la accesibilidad de los consultorios y la calidad de los servicios que prestan, explicó 42.36 puntos, o un 48.0%.

Asociación de predictores de la elección de anticonceptivo a nivel de localidades

A continuación, analizamos las combinaciones de los bloques, a fin de comprobar si las variables de acceso y calidad del bloque Z siguen siendo importantes cuando se incluyen simultáneamente las variables de los bloques X y W. El cuadro 8 describe los efectos ajustados del bloque Z en función de las variaciones de la desviación.

Cuadro 8

BONDAD DE LOS MODELOS DEL USO ACTUAL DE DIUs EN LA ZONA RURAL DEL BIOBÍO, CHILE, UTILIZANDO LOS BLOQUES X.j Y Wj, DE INDICADORES SOCIOECONÓMICOS Y LOS COMPONENTES DEL BLOQUE Zj, DE INDICADORES DE LOS SERVICIOS

Modelo	Predictores	Desviación (g.l.)	Mejoramiento	
			Respecto de	Desviación (g.l.)
Inicial	Ninguno	88.2 (48)		
Modelo X.j	Socioeconómicos, tomados del cuestionario de salida a nivel individual	72.2 (44)	Inicial	16.0 ^a (4)
Modelo Wj	Socioeconómicos, tomados de datos del censo de 1992	65.1 (45)	Inicial	27.1 ^a (3)
Modelo X.j + Wj	Socioeconómicos, tomados de ambas fuentes	57.8 (41)	Inicial Modelo X.j Modelo Wj	30.4 ^a (7) 14.4 ^a (3) 3.3 (4)
Modelo X.j + Wj + Zj (materiales y equipos)	Socioeconómicos más materiales y equipos disponibles	50.5 (38)	Modelo X.j + Wj	7.3 (3)
Modelo X.j + Wj + Zj (calidad)	Socioeconómicos más calidad de los consultorios	43.7 (36)	Modelo X.j + Wj	14.2 ^a (5)

^a El mejoramiento es significativo a nivel de .05.

Al igual que el cuadro 5, el cuadro 8 muestra un apreciable traslape de la información entre los diversos bloques de variables. Cuando se incluyen los bloques X y W como predictores de la variación del uso de DIUs entre consultorios, el efecto sólo es levemente superior que considerando únicamente el bloque W. El modelo X + W reduce a 57.8 puntos la variación no explicada de nivel local, esto es, una reducción de 30.4% respecto de los 88.2 puntos originales.

A continuación, fuimos agregando uno por uno al modelo X + W los componentes del bloque Z. Al agregar indicadores del equipamiento y materiales disponibles, la nueva desviación básica sólo se redujo 7.3 puntos, a expensas de tres grados de libertad. *Esta reducción no es estadísticamente significativa*. Es decir, cuando se considera la composición socioeconómica y demográfica de la localidad rural, ningún indicador de los enseres y el equipo con que contaba el policlínico resulta estadísticamente significativo.

En cambio, cuando se agregaban al modelo X + W indicadores de calidad, la desviación disminuía en 14.1 puntos, a expensas de cinco grados de libertad. *Esta reducción es significativa a nivel de .05*. En consecuencia, la calidad de los servicios que prestaba el consultorio (en la forma en que se midió en esta oportunidad) efectivamente ayuda a predecir la elección de anticonceptivo, incluso cuando se tiene en cuenta el medio demográfico

y socioeconómico de las localidades, y es sustancialmente independiente del grado de desarrollo local. El mejoramiento de la calidad de los servicios debería influir en la elección, *sea o no* que las demás características de la comunidad ya sean favorables.

Variaciones en la elección de anticonceptivo dentro de las localidades

Como se indica en el cuadro 3, en el caso de las 325 mujeres que respondieron a la pregunta sobre el uso de anticonceptivos, la variación total de la opción actual entre el DIU y la píldora fue de 441.2 puntos. A continuación, consideramos los 353.0 puntos (80%) de esta variación que distingue entre mujeres de la misma localidad y que podría llegar a explicarse mediante predictores de nivel individual. Éste es el microcomponente de la estrategia multiniveles.

Al igual que en secciones anteriores, aquí tampoco encontramos interacciones entre los bloques X, W o Z y los predictores de nivel micro X'. No hay evidencia de que las características de cada consultorio tengan efectos interactivos en la opción entre el DIU y la píldora.

Un estudio detenido de los posibles predictores de nivel individual del cuestionario de salida identificó tres variables que guardaban relaciones de orden-cero significativas como mínimo al .05 con la variable respuesta. Estos predictores se muestran en el cuadro 9.

Cuadro 9
PREDICTORES DE NIVEL INDIVIDUAL QUE REDUCEN SIGNIFICATIVAMENTE LA DESVIACIÓN INICIAL DE LA ELECCIÓN DE ANTICONCEPTIVO AL INTERIOR DE LAS LOCALIDADES

Variable	Desviación o -2 log verosimilitud	Desviación explicada	g.l.	Valor p
Desviación inicial	353.0		276	
Variables de tipo Xij'				
Número de hijos nacidos	348.6	4.42	1	.0355
Edad	348.6	4.43	1	.0353
Número de abortos	349.1	3.86	1	.0495

Las únicas variables que redujeron significativamente la desviación dentro de las localidades fueron la paridez, la edad y el número de abortos que habían tenido las mujeres. Las tres pueden interpretarse como indicadores de la demanda de un mayor número de hijos y del riesgo de embarazo. Ninguna medida de la situación socioeconómica a nivel individual resultó significativa.

CONCLUSIONES

En el presente estudio se examinaron los efectos de los servicios de planificación familiar sobre el uso de anticonceptivos por mujeres residentes rurales de la Región del Biobío, Chile. Se seleccionó un policlínico rural de cada una de las 49 comunas que componen la Región y en cada uno de ellos se realizó un análisis de situación de tres componentes. El primer producto del análisis fue una descripción de los consultorios, incluyendo la enumeración de los métodos disponibles, del equipo y de servicios tales como agua potable, servicios higiénicos y protección de la intimidad. Segundo, se observaron las interacciones entre el proveedor de los servicios y las pacientes de los consultorios y se evaluó la información obtenida sobre los métodos prescritos, los tratamientos indicados y los procedimientos utilizados. Tercero, se realizaron entrevistas de salida que incluyeron preguntas acerca de la información recibida, el grado de satisfacción con los servicios, la familiaridad y uso de anticonceptivos, el historial de nupcialidad y natalidad, y otros datos relativos a la situación socioeconómica y a la salud reproductiva. Estas tres fuentes se vincularon entre sí y con datos censales globales sobre las comunas. De esta manera, se obtuvo un conjunto de datos sobre las comunas, los consultorios y las distintas mujeres, así como una impresión acerca de la forma en que estas características influyen en el uso actual de los métodos anticonceptivos modernos.

El uso de anticonceptivos se describió en dos etapas. Primero, se construyó una variable dependiente binaria a la que se asignó la clave 1 si la mujer utilizaba actualmente el DIU o la píldora y 0 en caso contrario. Segundo, considerando únicamente las mujeres que utilizaban uno u otro de estos métodos, se construyó una variable binaria a la que se asignó el valor 1 si usaban el DIU y 0 si utilizaban la píldora. Un modelo conceptual postuló a la vez efectos no ajustados (de orden cero) e intervinientes de los servicios de planificación de la familia en ambas medidas del uso de anticonceptivos.

Cinco variables que describían los consultorios de planificación familiar (variables Z) explicaron un 33% de la variación entre los consultorios en el uso y no uso de anticonceptivos (véase el cuadro 4). La dotación de materiales y equipos de los consultorios no resultó tener una relación significativa con el uso de anticonceptivos. En el resultado sólo influyeron las variables relacionadas con la calidad del consultorio, a saber, la combinación de métodos disponibles, el material de IEC sobre planificación familiar de que disponían los consultorios, el número de afiches disponible para dar publicidad a aspectos relacionados con la salud

en general, y el hecho concreto de que contaran con comprimidos de progesterona y servicios relacionados con métodos naturales de planificación de la familia. Sin embargo, cuando se incluyeron las variables X y W significativas como predictores del uso de anticonceptivos, las variables de Z, que miden la calidad de los servicios, dejaron de ser significativas (véase el cuadro 5).

Siete variables que describían los policlínicos de planificación de la familia (variables Z) representaron un 48% de la variación entre consultorios en cuanto al uso del DIU versus la píldora (véase el cuadro 7). Influyeron en el resultado variables relacionadas con la calidad del consultorio, tales como las condiciones de protección de la intimidad, la dotación de personal, los indicadores de la combinación de métodos (incluida la disponibilidad de comprimidos de progesterona y la esterilización), y el material de IEC. En lo que respecta al equipo y a los materiales, el único indicador significativo resultó ser el hecho de que se contara o no con un aparato para medir la presión sanguínea. Cuando se incluyeron las variables significativas de X y W como predictores del uso de anticonceptivos, los indicadores de la calidad del consultorio siguieron siendo importantes (véase el cuadro 8). Así pues, la calidad del consultorio parece influir en la elección entre el DIU y la píldora, aunque no afecta la opción entre uno de estos métodos o ninguno cuando se tienen en cuenta las variables X y W. (Cabe señalar que la disponibilidad de la píldora, que en este caso se trata como indicador de la calidad del consultorio, es un requisito previo del uso de ésta y posiblemente sobrestime la importancia de la calidad.)

Es preciso mencionar algunas limitaciones importantes. El estudio se limitó a servicios de atención del sector público. Los proveedores privados de servicios y suministros de planificación familiar, tales como farmacias, forman parte del medio de planificación de la familia e influyen a la vez en la calidad y la cantidad de servicios disponibles. Además, este estudio, al igual que todos los análisis de situación, estuvo basado en los servicios proporcionados y no incluyó indicadores tales como la distancia y el tiempo de traslado, que en otros estudios suelen ser importantes. De haberse incluido éstos, posiblemente habríamos podido identificar efectos contextuales más intensos. Finalmente, otra limitación fue la utilización de un número reducido de mujeres por consultorio.

Nuestras conclusiones establecen que los servicios de planificación de la familia influyen en el uso de anticonceptivos independientemente del medio local y de las características de las pacientes. Lo más probable es que las instalaciones de buena calidad influyan positivamente en el uso de anticonceptivos, incluso en localidades cuyo grado de desarrollo es

relativamente bajo. Mejorando la calidad de los servicios que prestan los policlínicos rurales existentes, el programa de planificación de la familia haría que a las mujeres chilenas que residen en sectores rurales les resultara más fácil utilizar métodos anticonceptivos y, en consecuencia, lograrán la fecundidad deseada.

AGRADECIMIENTOS

La presente investigación fue patrocinada y financiada principalmente por el Proyecto 94155 BSDA del Programa Estratégico sobre Investigación Social en Salud Reproductiva del Departamento de Programas Especiales de Investigación, Desarrollo y Capacitación en Investigación de Reproducción Humana de la Organización Mundial de la Salud (OMS) y fue complementada con el apoyo económico de la Fundación Andrew Mellon, en la sección administrada por el Centro de Investigación Poblacional (PRC) de la Universidad de Texas, Austin. Asimismo, contó con el apoyo de la Dirección de Investigación de la Universidad de Concepción (DIUC) y del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Tecnológicas (CONICYT) mediante el Proyecto FONDECYT 1990392. Los autores agradecen, además, la valiosa ayuda y comentarios de Joseph E. Potter, del PRC-Austin, Texas; María Elena Mathiesen y Sonia Olavarría, de la Universidad de Concepción, Ximena Isla, de la Universidad del Biobío-Chillán y María Elena Maco, del Servicio de Salud de Ñuble.

BIBLIOGRAFÍA

- Bilsborrow, R. y D. Guilkey (1987), "Community and Institutional Influence on Fertility: Analytical Issues", Working Paper N° 157, Population and Labour Policies Programme, Ginebra, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- Billy, J. y otros (1989), *Effects of Contextual Factors on Fertility Regulation and On Fertility. Final Report*, Seattle, Battelle Human Affairs Research Centers/ Universidad de Washington.
- Casterline, J. (1985), *The Collection and Analysis of Community Data*, Voorburg, Instituto Internacional de Estadística.
- Fisher, A. y otros (1992), *Guidelines and Instruments for a Family Planning Situation Analysis Study*, Nueva York, The Population Council.
- Goldstein, H. (1995), *Multilevel Statistical Models*, Londres, Edward Arnold, Nueva York, Halstead Press.
- Hirschman, C. y P. Guest (1990), "Multilevel Models of Fertility Determination in Four Southeast Asian Countries: 1970 and 1980", *Demography*, vol. 27, N° 3.
- Liao, Tim Futing (1994), "Interpreting Probability Models: Logit, Probit, and Other Generalized Linear Models", *Quantitative Applications in the Social Sciences*, Sage University Papers series, N° 07-101, Thousand Oaks, California, Sage Publications.
- McCullagh, P. y J.A. Nelder (1983), *Generalized Linear Models*, Cambridge, Massachusetts, Cambridge University Press.
- Mensch, B., M. Arends-Kuening y A. Jain (1994), "Assessing the Impact of the Quality of Family Planning Services on Contraceptive Use in Peru: A Case Study Linking Situation Analysis Data to the DHS", Working Paper N° 67, Nueva York, Consejo de Población.
- Merino, J.M. (1993), "Contextual Effects on Current Use of Modern Contraceptive Methods: Service Availability of Family Planning and Contraceptive Prevalence in Rural Colombia", Tesis de Doctorado, Austin, Departamento de Sociología, Universidad de Texas.
- Merino, J. M. (1998), "Efectos contextuales y fecundidad marital: un modelo de niveles múltiples de la paridez en la Región del Biobío, Chile", *Notas de Población*, año 26, N° 67-68 (LC/G.2048/E), Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), enero-diciembre.
- Miller, R. y otros (1991), "The Situation Analysis Study of the Family Planning Program in Kenya", *Studies in Family Planning*, vol. 22, N° 3.
- Moreno, L. y S. Singh (1990), "Fertility Decline and Changes in Proximate Determinants in the Latin American Region", documento presentado en el Seminario sobre Transición de la Fecundidad en América Latina, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP)/Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE)/Centro de Estudios de Población (CENEP) (Buenos Aires 3 al 6 de abril).

- Pullum, Thomas W. (1991), "The Relationship of Service Availability to Contraceptive Use in Rural Guatemala", DHS Working Papers Series, N° 2, Columbia, Maryland, IRD/Macro International.
- ____ (1989a), "Models for Multi-Level Analysis Using Variation Between and Within Levels", *Effects of contextual factors on fertility regulation and on fertility. Final Report*, J. Billy y otros (comps.), Seattle, Battelle Human Affairs Research Centers/Universidad de Washington.
- ____ (1989b), "The Timing of First Birth in the United States: A Multi-Level Analysis Using The 1982 National Survey of Family Growth", *Effects of contextual factors on fertility regulation and on fertility. Final Report*, J. Billy y otros (comps.), Seattle, Battelle Human Affairs Research Centers/Universidad de Washington.

LA PARTICIPACIÓN DE LOS TRABAJADORES MIGRANTES EN ÁREAS DE DESCONCENTRACIÓN DEMOGRÁFICA DEL BRASIL CONTEMPORÁNEO *

Ralfo Matos

Departamento de Geografía, Instituto de Geociencias
de la Universidad Federal de Minas Gerais, Brasil

RESUMEN

En este trabajo se analiza la inserción ocupacional de los migrantes y los no migrantes, en zonas que forman parte de la red urbana de Brasil, a partir de datos empíricos obtenidos de los censos demográficos. El debate sobre la urbanización reciente del país, el problema de los desequilibrios regionales y la dinámica de la redistribución de la población en el territorio, se ha planteado en el marco de la discusión sobre la desconcentración económica y demográfica del Brasil contemporáneo. Como un aporte a ese debate, se examinan las calificaciones de los trabajadores activos en 1991, a fin de comprobar dos hipótesis: i) los migrantes, en general, actúan positivamente en segmentos del mercado de trabajo de importantes microrregiones que integran el proceso reciente de desconcentración espacial; y ii) los migrantes procedentes de São Paulo y Rio de Janeiro son notoriamente más experimentados para el trabajo urbano y más instruidos que los demás trabajadores migrantes, con lo que representan un agente de dinamización de los mercados del trabajo locales en la red urbana.

* Este trabajo forma parte de una investigación más amplia apoyada por el Consejo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico del Brasil.

ABSTRACT

This paper analyses the employment integration of migrants and non-migrants in areas that are part of the urban network of Brazil, on the basis of empirical data from demographic censuses. The debate on the country's recent urbanization, the problem of regional imbalances and the dynamics of population redistribution in the country has taken place in the framework of the discussion of economic and demographic deconcentration in contemporary Brazil. As a contribution to this debate, the qualifications of workers employed in 1991 are considered in order to test two hypotheses: (i) migrants, in general, have a positive effect in segments of the labour market in large microregions that are undergoing geographical deconcentration; and (ii) migrants from São Paulo and Rio de Janeiro are generally known to be much more experienced in urban forms of employment and better educated than other migrant workers, which makes them a dynamizing factor in local labour markets in the urban network.

RÉSUMÉ

Cette étude aborde la question de l'insertion professionnelle des migrants et des non-migrants dans des zones appartenant au réseau urbain du Brésil, sur la base de données empiriques recueillies dans les recensements démographiques. Le débat sur l'urbanisation récente du pays, le problème des déséquilibres régionaux et la dynamique de la redistribution spatiale de la population s'insèrent dans le cadre du thème de la déconcentration économique et démographique du Brésil actuel. À titre de contribution à ce débat, l'auteur examine les qualifications des travailleurs ayant un emploi en 1991 afin de vérifier deux hypothèses: i) que les migrants exercent, d'une manière générale, une incidence positive dans certains segments du marché de l'emploi d'importantes micro régions qui font partie du processus récent de déconcentration spatiale; et ii) que les migrants provenant de São Paulo et Rio de Janeiro sont nettement plus expérimentés en matière de travail urbain et plus instruits que les autres travailleurs migrants, raison pour laquelle ils contribuent à revitaliser les marchés locaux du travail dans le réseau urbain.

INTRODUCCIÓN

En este trabajo se trata de analizar, a la luz de algunos datos empíricos, las formas de inserción ocupacional de los migrantes, en comparación con los no migrantes, en áreas que han recibido asistencia en el proceso de desconcentración económica y demográfica del Brasil contemporáneo. Esas formas de inserción dependen del grado de calificación de los ocupados y su experiencia anterior en los centros urbanos integrantes de la red de ciudades del país. En este análisis se intenta incorporar parte del debate sobre la urbanización reciente del país, con referencia a los problemas del desequilibrio regional y asignando a los migrantes el papel central en la dinámica de redistribución espacial de la población.

En realidad, las migraciones internas del Brasil han sido un factor clave en la redistribución espacial de la población desde los últimos veinticinco años del siglo XIX, cuando se puso fin a la esclavitud. A partir del decenio de 1930 las corrientes migratorias cobraron una intensidad y un volumen inusitados, fenómeno que perduró por varios decenios. Se trataba sobre todo de corrientes campo-ciudad, a las que se debió el impresionante crecimiento demográfico de las grandes metrópolis nacionales –Rio de Janeiro y São Paulo–, sobre todo en los decenios de 1950 y 1960.

Hasta 1950 la red urbana brasileña era muy incipiente en cuanto al número y tamaño de las ciudades. Se limitaba, por un lado, por el eje Rio-São Paulo, con una gran población en ambas metrópolis y, por el otro figuraba un conjunto disperso mayor de ciudades más pequeñas (de hasta 5 000 habitantes) que reunía a una gran masa de población. La urbanización más densa y dinámica se concentraba en los estados de São Paulo y Rio de Janeiro, donde el transporte vial y ferroviario favorecía la formación y el desarrollo de un sistema urbano interconectado e integrado.

Ese cuadro, sin embargo, comenzó a modificarse en forma notable en los años cincuenta. Martine et al. (1990) exponen muy claramente el dinamismo de la urbanización resultante de las altas tasas de crecimiento vegetativo de la propia población urbana, más la impresionante contribución de las migraciones internas campo-ciudad. La modernización industrial, algunos de los resultados del Plan de Metas (como la expansión de la red ferroviaria y la construcción de Brasilia), el inicio de la modernización agrícola junto con la ocupación de nuevas fronteras en el uso de recursos

fomentaban ese dinamismo, haciendo expandirse la red urbana y alimentando un proceso sostenido de interiorización del desarrollo.

En el período 1960-1980 el ritmo de la urbanización disminuyó, de 5.2% anual entre 1960 y 1970 a 4.4% en el decenio de 1970. Sin embargo, en 1970 la población residente en las áreas urbanas seguía siendo muy numerosa, aunque su ritmo de crecimiento tendía a declinar. Esto podría parecer paradójico frente a la afirmación anterior de que se produjo una interiorización de la urbanización brasileña. Hay que tener en cuenta otras tres dimensiones que acompañan el proceso de dispersión poblacional: la expansión de la población urbana desde las grandes ciudades a las periferias urbanas; la expansión de la urbanización hacia el gran número de núcleos urbanos que se crearon en el país en los últimos decenios y, por último, la expansión producida por la afluencia de migrantes del campo a la ciudad. Entre 1960 y 1980, de un incremento de casi 50 millones de personas en las áreas urbanas, casi 28 millones correspondían a la migración rural, lo que representó casi el 57% del crecimiento urbano del período (Martine et al., 1990).¹

Los indicadores de urbanización del país reflejan parte de ese proceso. Al analizar el grado de urbanización entre 1940 y 1996, se advierte que la población urbana en 1940, que representaba un 31.2%, subió a 44.7% en 1960; a 67.6% en 1980; 75.6% en 1991 y 78.4% en 1996. El ritmo de crecimiento que expresa ese indicador muestra claramente cómo se aceleró el proceso de urbanización en los decenios de 1950 y 1960. Frente a esas tendencias no es de extrañar que, en 1970, los municipios con población superior a los 100 000 habitantes llegaran a 70, y que en 1991 –apenas 21 años después– fuesen ya 185 municipios.

Así pues, desde el decenio de 1970, las migraciones internas dejan de ser mayoritariamente rural-urbanas. Parece evidente que los traslados de una urbe a otra tienden a responder a diferencias marcadas en la configuración de los mercados en expansión. El análisis del impacto de estas nuevas corrientes migratorias es tarea que debe acometerse teniendo en cuenta las probables diferencias que presenta el trabajador migrante rural en comparación con el de procedencia urbana. Este último probablemente tenga más experiencia y esté mejor preparado e informado para el empleo.²

1 En efecto, gran parte de la urbanización mencionada fue resultado del “éxodo rural”: la salida masiva de población de zonas rurales estancadas o semiestancadas hacia los centros urbanos que experimentaban un fuerte crecimiento. Con la consolidación de importantes centros urbanos regionales, como Belo Horizonte, Goiânia, y Porto Alegre, los migrantes tuvieron otras alternativas que las metrópolis de São Paulo y Rio de Janeiro.

2 El grado de preparación es importante, porque todavía está difundida la idea de que el migrante “pesa” negativamente sobre las economías de las áreas receptoras. Esa creencia se apoya en el volumen “excesivo” de las corrientes migratorias, generalmente de tal orden que sobrepasaría cualquier oferta preexistente de empleo en las grandes ciudades, con lo cual se provocaría la frustración en los migrantes por el desplome de sus expectativas.

DESEQUILIBRIOS REGIONALES Y MOVIMIENTOS DEMOGRÁFICOS

Desde sus orígenes, la planificación regional se preocupó siempre de los desequilibrios económico-espaciales. En Brasil, los actos de gobierno se multiplicaron a partir de fines de los años cincuenta, con la creación de la Superintendencia para el Desarrollo del Nordeste (SUDENE), junto con otras iniciativas orientadas a la descongestión espacial, sobre todo durante los decenios de 1980 y 1970 (Franciscone y Souza, 1976). Aunque los resultados de las políticas de desconcentración espacial eran bastante discutibles, se creía que una de las maneras de favorecer la equidad socioespacial debía basarse en el principio del uso diferenciado de los incentivos estatales, favoreciendo a las regiones deprimidas. Esta sería una respuesta a los desequilibrios regionales y, por extensión, acabaría por inducir la desconcentración espacial.

Se ha discutido mucho sobre los efectos dinámicos del crecimiento económico cuando se difunde desde los centros a la periferia. Este fue un tema importante en el análisis regional por lo menos desde Hirschman (1958), Myrdal (1958) y Perroux (1967).

Posteriormente, trabajos como los de Goldstein (1976), Richardson (1980), Katzman (1986) y Redwood (1988), entre otros, pretendían analizar la aparición de nuevos padrones de redistribución espacial de las actividades y de la población, caracterizados por lo que se denominó una reversión de la polarización o despolarización.

En Brasil se advertían fuertes indicios de la existencia de una relativa desconcentración espacial a partir de los años setenta, especialmente en São Paulo, como lo indicaron Martine y Diniz (1989), Amarante y Bondioli (1987), Redwood (1984) y Townroe y Keen (1984); sin embargo, no había acuerdo sobre el grado de generalidad del fenómeno, como señalaron Azzoni (1986), Haddad (1989) y Diniz (1991).

Sin dejar de reconocer la importancia de las objeciones que plantean los críticos, siguen acumulándose pruebas en el sentido de que en el país se están desconcentrando las inversiones productivas a favor de regiones periféricas. Ya está claro que ciertas inversiones económicas han eludido,

por una serie de razones,³ las zonas densamente ocupadas del Sudeste, lo que quiere decir que el proceso de desconcentración espacial efectivamente avanza en el Brasil, aunque todavía en forma poco visible, dada la escasa duración del fenómeno.

Hasta 1980 los indicadores de la concentración de la urbanización en el Sudeste eran impresionantes y las señales de alteración de ese cuadro eran poco plausibles. Faría (1983) observa que las 14 áreas urbanas que tenían más de 500 000 habitantes en 1980 se localizaban en el Sudeste y albergaban cerca de un tercio de la población brasileña, lo que reflejaba un perfil de desarrollo heterogéneo y desequilibrado. El padrón de concentración demográfica del Sudeste era semejante al de los países desarrollados: población rural diminuta, en términos relativos, y fuerte presencia de ciudades con más de 500 000 habitantes.

Es indiscutible que buena parte de la expansión de la urbanización nacional en los últimos decenios deriva de los efectos multiplicadores de difusión originados en la histórica concentración urbano-industrial del Sudeste.⁴ La dispersión industrial estimuló la densificación de la red urbana brasileña y los vínculos de interdependencia y complementariedad entre ciudades estratégicas situadas en las diferentes partes del sistema. Estos puntos estratégicos dan lógica y sentido a la red y tienden a sintetizar en el espacio el proceso de cambios estructurales a largo plazo, estableciendo localizaciones alternativas para las inversiones económicas; permiten la aparición de nuevas funciones y distintos niveles de especialización económica, los que promueven la aparición de nuevos conductos por los cuales circulan mercaderías, personas y capitales, no necesariamente

3 La acción del gobierno a largo plazo, que ha distribuido favores y asignado ventajas diferenciadas para las personas y las actividades, ciertamente influyó en el proceso de desconcentración espacial. Aunque varios estudiosos no están de acuerdo con esta afirmación, es razonable suponer que los actos del Estado fueron más o menos decisivos según el lugar, el momento y el segmento socioeconómico privilegiado por las políticas públicas. Parte de esa discusión se encuentra en Matos (1997).

4 Sobre el establecimiento de la industria en las principales áreas urbanas del país, Castro (1976) señala a las ciudades como receptoras de las nuevas inversiones industriales concentradoras del capital y la mano de obra, a partir de los años treinta. La composición sectorial de estas inversiones privilegiaría la producción de bienes intermedios y bienes de consumo, destinados a la clase media y a sectores de altos ingresos de la población brasileña, crecientemente localizados en áreas urbanas. En los años cincuenta, se inició un movimiento de descentralización de la infraestructura económica como resultado del comienzo de la consolidación de las "zonas de complementación" que cubrían áreas de estados como Minas Gerais, Santa Catarina y Bahía, dotadas de recursos energéticos, materias primas e insumos básicos, como cemento, hierro y carbón, orientados principalmente a atender la industria central paulista.

circunscritos a un perímetro definido por el eje Sur-Sudeste, como propone Diniz (1993).⁵

En ese sentido, es más probable que el sistema urbano brasileño se consolide en un diseño de formas híbridas diversas, en el cual podría perfilarse una estructura de núcleos dispersos especializados económicamente y articulados con lo que actualmente se denomina “ejes de desarrollo denso”.

Puede así suscribirse la conclusión de Motta y Ajara (1999) cuando dicen que “los diversos tipos de articulación e integración espacial existentes entre los centros urbanos, al mismo tiempo que expresan su forma de inserción y el papel que desempeñan en la estructura productiva, reflejan los diversos arreglos posibles y engendran una configuración espacial peculiar para cada segmento de la red urbana”.

Sin embargo, y a pesar de todas las comprobaciones señaladas, cabe indagar si en el proceso de desconcentración espacial las actividades económicas y la población están necesariamente acopladas en una relación de causalidad, o si el proceso actual difiere en calidad y sustancia del anterior. En otras palabras, no sabemos evaluar claramente la magnitud y la escala de la desconcentración económica al combinarse con las diferencias regionales y subregionales del país. Más aún, es poco lo que sabemos sobre las características sociales y demográficas que acompañan al proceso de relocalización económica y si la población se mueve al compás de la actividad económica en ese nuevo proceso, y en qué grado e intensidad.

Al respecto, cabe preguntarse si las localizaciones urbanas continúan registrando la tendencia a incorporar la mayor parte del crecimiento demográfico brasileño y en qué proporción. Autores como Redwood (1985) y Katzman (1986:221), afirmaban que el país completó su transición urbana en 1980 cuando 52% de la población residía en ciudades de más de veinte mil habitantes. Esto estaría apuntando hacia la tendencia a que la mayor parte del crecimiento urbano se concentrara en ciudades de tamaño medio o en centros relativamente próximos de las metrópolis. Redwood llegaba a la conclusión de que se daba un proceso de desconcentración de las

5 El autor llegó incluso a excluir a Rio de Janeiro de su “polígono de desarrollo industrial” (privilegiando el arco Puerto Alegre-São Paulo-Belo Horizonte), tesis refutada por el liderazgo carioca reciente en términos de inversiones industriales, hecho que se produjo poco tiempo después de la publicación del artículo. En otro trabajo, Diniz y Crocco (1996), cuando tratan de evaluar la reestructuración económica y el nuevo mapa de la industria brasileña, concuerdan, aunque todavía a regañadientes, que se habría iniciado en el país una dispersión geográfica relativa a favor de la mayoría de las regiones y Estados a pesar de existir la posibilidad de una reconcentración geográfica en una región que iría de Rio Grande do Sul hasta el centro de Minas Gerais.

principales áreas metropolitanas a favor de la periferia metropolitana y de las ciudades medianas. Las estadísticas mostraban que las zonas metropolitanas venían perdiendo posición relativa, ya que el mayor crecimiento se registraba en las ciudades con poblaciones entre 100 000 y 500 000 habitantes.

Conviene señalar que ese tipo de raciocinio está viciado, porque no incluye datos sobre migraciones y corrientes migratorias, lo que ciertamente compromete la validez de afirmaciones basadas sólo en ritmos diferenciales de crecimiento demográfico.

Teóricamente, la migración puede considerarse como la movilidad de la fuerza de trabajo vinculada directamente con la creación, expansión y articulación de los mercados de trabajo del país. En la actualidad, esos mercados se diversifican en el espacio geográfico y se reestructuran en función de las exigencias de tecnología y de mano de obra, pero queda por averiguar hasta qué punto los movimientos migratorios responden a los movimientos del capital en el espacio y, si así fuera, cómo están configurados social y demográficamente.

La alteración de las tendencias migratorias de tipo “periferia-centro” puede ser el resultado tanto de la escasez de puestos de trabajo en los grandes centros urbanos y el surgimiento concomitante de oportunidades económicas en localidades menores como del empeoramiento de las condiciones de vida de las familias frente a los aumentos en el costo de la vivienda (precio de los terrenos, impuestos, alquileres, etc.), dificultades crecientes en el traslado de la residencia al trabajo, aumento de la violencia y de la criminalidad, etc.

Es seguro que las personas y las actividades reaccionan ante el impacto de las diseconomías de la aglomeración y buscan localizaciones alternativas. Las nuevas corrientes migratorias podrían entonces responder a los factores de expulsión que se gestan en el medio urbano.

La dinámica migratoria se vincula estrechamente con las transformaciones provocadas por la expansión económica y puede tanto expresar la espacialización de esa expansión como trasuntar aspectos inéditos relativos a los desequilibrios regionales que escaparían a la pura lógica de la observación de las actividades económicas. Muchos migrantes pueden estar regresando a sus regiones de origen desvinculados de las corrientes económicas directamente asociadas con las inversiones urbano-industriales.

En la discusión sobre los factores que actuaron en el quiebre del patrón concentrador en algunos países, varios autores han señalado el perfil de desarrollo rural y urbano; las formas institucionales y sociales de difusión de informaciones e innovaciones; la inserción tardía o avanzada en las

etapas de la transición demográfica; y los grados de desigualdad social y económica. Al respecto deben tenerse en cuenta los cambios recientes en las corrientes migratorias. Pierden la primacía los movimientos de tipo campo-ciudad a favor de una modalidad de corrientes más dispersas de tipo urbano-urbano, apoyadas por la presencia de redes urbanas densas y en expansión. Evidentemente, buena parte de esos cambios corresponden a la difusión de externalidades positivas en la periferia y las nuevas corrientes migratorias pueden reorientarse espacialmente reaccionando ante factores de atracción presentes en las ciudades secundarias. Es indiscutible que las ciudades medianas son puntos estratégicos de expansión del sistema urbano brasileño y del incremento y diversificación de las actividades económicas de los últimos decenios.

Subsisten, sin embargo, dudas e incógnitas difíciles de despejar desde el punto de vista económico y demográfico. No sería plausible afirmar taxativamente que existe una amplia generalización del proceso de desconcentración espacial. Es muy probable que el país esté ingresando en un ciclo de descompresión del crecimiento urbano central, en el cual la población en movimiento sea un factor explicativo clave. Nada indica que la fecundidad brasileña vuelva a subir a los niveles registrados en el pasado, llegando a producir excedentes de población capaces de alimentar el proceso de éxodo de mano de obra de áreas menos dinámicas hacia áreas más dinámicas. La generalización de los cambios en la dinámica demográfica, frente al propio avance de la transición demográfica, seguramente reducirá los niveles de presión del campo sobre la ciudad. Si no fuera así los actuales conflictos de tierras en el Brasil se volverían mucho más dramáticos.

Otro aspecto importante de esa discusión son los efectos de maduración de las acciones iniciadas por diversas esferas del gobierno en apoyo de la desconcentración en la época de los gobiernos militares. En la actualidad, sería preciso averiguar el alcance de las nuevas iniciativas gubernamentales en esa misma dirección como resultado de las reformas en curso que tienden a reducir las funciones y el tamaño del Estado. ¿La producción descentralizada seguiría adelante sin el apoyo explícito de la política pública, asentándose únicamente en las relaciones más complejas que rigen los distintos segmentos productivos del Brasil contemporáneo? Esta es una pregunta que aún no tiene respuesta clara. Hay comprobaciones en uno y otro sentido y la reciente internalización de la economía brasileña viene a intervenir claramente en este debate.

Por último, ocurrieron cambios importantes en la distribución espacial de la población sin que se conozca en detalle su verdadero alcance, ni se sabe si se estaría inaugurando una nueva etapa del proceso de urbanización en moldes más equilibrados que los que se impusieron en el pasado reciente.

Estamos ante un campo de estudio eminentemente multidisciplinario y de importancia estratégica para el interés económico de los agentes actuantes en las esferas políticas públicas y privadas, a pesar del escepticismo que caracterizó a las disciplinas ligadas a la idea del planeamiento de los últimos decenios.

En los capítulos que siguen se intentará despejar parte de las incógnitas señaladas anteriormente en un intento por responder más específicamente a la pregunta sobre la contribución de los trabajadores migrantes en segmentos del mercado del trabajo para áreas importantes de la red urbana brasileña, áreas que intervienen en el proceso reciente de desconcentración económica y demográfica. La comparación con los no migrantes será un recurso metodológico que usaremos, así como las comparaciones con los migrantes procedentes de grandes áreas urbanas que han liberado población. Además se espera comprobar la hipótesis de que los trabajadores migrantes que integran las corrientes de desconcentración demográfica son significativamente más experimentados para el trabajo urbano y más instruidos que los demás trabajadores migrantes y operan así como factores de redinamización de los mercados del trabajo en términos de calificación ocupacional.

ASPECTOS METODOLÓGICOS DE LOS DATOS EMPÍRICOS

En este trabajo se entiende como migrante interno la persona natural o jurídica del municipio en que fue incluido en el censo de 1991 y que cambió de residencia entre municipios en el período 1981-1991. Por lo tanto no migrante es el migrante antiguo que vive en el municipio hace más de diez años y también la persona natural del municipio donde fue empadronado que cambió su residencia intermunicipal en el período 1981-1991.

En la investigación se supone la medición y el análisis demográfico y económico con el propósito de elaborar en forma panorámica un perfil de los trabajadores de las microrregiones geográficas⁶ más importantes del Brasil, teniendo en cuenta los movimientos migratorios y los efectivos demográficos incluidos en el censo de 1991. En ese perfil se indica resumidamente cómo fue la inserción ocupacional en los principales sectores de actividad de los trabajadores migrantes en las zonas de destino en comparación con los trabajadores no migrantes, informándose posteriormente el origen de los migrantes. Ese perfil se analiza usando datos censales de ocupación, recategorizados de acuerdo con una tipología ocupacional propia,⁷ a fin de elaborar una clasificación simplificada en que se separara a los trabajadores calificados de los no calificados.

6 Las "microrregiones geográficas" fueron instituidas en 1991 por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE) como una nueva regionalización del país, en reemplazo de la anterior basada en el principio de la homogeneidad y que definía las microrregiones homogéneas. Estas regiones, según el documento del IBGE (1992), resultan de la individualización de áreas en cada unidad de la Federación en que concurren "formas de organización del espacio geográfico definidas por las siguientes dimensiones: el proceso social como determinante, el cuadro natural como condicionante y la red de comunicaciones y de lugares como elemento de articulación espacial". Para la identificación de las unidades espaciales en esa nueva regionalización, fue determinante el proceso social, pese a la importancia del cuadro natural y de la red de comunicaciones y de lugares.

7 La estratificación de las ocupaciones según la calificación deriva del censo demográfico. El censo entiende como ocupación "el empleo, cargo, función, profesión, etc., ejercido durante la mayor parte de los meses anteriores a las fechas de referencia del censo o excepcionalmente la ocupación en la fecha de referencia del censo, cuando se adoptó con la intención de que fuera definitiva" (IBGE, Censo Demográfico de 1991, documentación de las microestadísticas de la muestra). Las "calificaciones" se refieren a las ocupaciones indicadas, siempre que la persona tenga como mínimo cuatro años de estudio. En caso contrario, la persona se incluye en el grupo de "sin calificación", en el que también se incluyen las personas que asistían a cursos de alfabetización de adultos cualquiera fuera su tipo de ocupación. La lista detallada de las ocupaciones en cada grupo se encuentra en Matos (2001).

De hecho, la tipología ocupacional contiene una fuerte simplificación, pues considera sólo dos tipos de trabajadores, los calificados y los no calificados. En otro trabajo, la misma tipología consideraba a los semicalificados, lo que introducía más detalle y complejidad en los resultados. Sin embargo, la simplificación aquí adoptada permite apreciar mejor las grandes tendencias del país, ya que saca partido de los grandes números que se manejan; además, se basa en el supuesto de que el trabajador semicalificado es también calificado, nunca no calificado.

El origen de los migrantes procedentes de las grandes áreas de concentración demográfica fue controlado, en esencia, por la respuesta a la pregunta siguiente: los inmigrantes provenientes de las metrópolis de São Paulo y Rio de Janeiro ¿se diferencian de los demás influyendo positivamente en el mercado de trabajo de las zonas receptoras?

Es importante observar que el análisis es de carácter exploratorio ya que no tiene por objeto establecer conclusiones amplias y definitivas sobre la movilidad física y ocupacional de la fuerza de trabajo brasileña en ese período y opera con datos de una cobertura temporal restringida (1981-1991). Es probable que estudios de la misma naturaleza basados en datos censales, aislando otros períodos y empleando la misma metodología, ampliarán en alto grado las comprobaciones aquí señaladas e impartirán mayor consistencia a los análisis de las tendencias contemporáneas que muestra el desplazamiento de la fuerza trabajadora en el Brasil.

No obstante, debe tenerse presente que aunque estamos trabajando con los migrantes de última etapa (los que hicieron la migración en 1981-1991), los datos censales aquí detallados aglutinan a las personas mayores de 10 años que trabajaron (habitual o eventualmente) en los últimos doce meses anteriores a la fecha del censo.

Además, hay que considerar que en ese mismo período (últimos doce meses) los migrantes pueden haber tenido distintas ocupaciones en diferentes lugares. Aunque se puede, mediante los cuestionarios censales, controlar mejor este aspecto (aplicando la variable “tiempo de residencia en el municipio”), en este estudio no se utilizó y se partió de la suposición de que la mayoría de los inmigrantes estaban ocupados efectivamente en el lugar donde fueron censados. Aunque esa premisa puede ser discutible, conviene presentar algunos argumentos a favor de la metodología adoptada. En primer lugar, implica una simplificación, ya que evita que se agregue una variable más al estudio, lo que podría resultar en la pérdida de las ventajas implícitas en el manejo de tamaños poblacionales que disminuyen los errores del muestreo, ya que la desagregación de los datos censales en sucesivas variables reduce la calidad de los resultados. En segundo lugar, los resultados obtenidos, como se verá, parecen lógicos y plausibles cuando

se comparan con otras informaciones obtenidas sobre la dinámica socioespacial contemporánea de la red de ciudades del Brasil.

Los espacios estudiados son 84 microrregiones geográficas seleccionadas según dos criterios no excluyentes que se refieren al número de inmigrantes en el destino y al tamaño de la población total en cada microrregión en 1991. Es evidente que ese conjunto (véase el mapa 1) comprende a la mayoría de los segmentos más importantes de la red de ciudades del Brasil contemporáneo y representa en gran medida la espacialidad que ha ido creando la dinámica económica en los últimos decenios.

Mapa1
BRASIL: LOCALIZACIÓN Y NOMBRE DE LAS MICRORREGIONES SELECCIONADAS



Fuente: IBGE, LESTE. Organización y producción: Ralfo Matos y Rodrigo Nunes.

La tipología ocupacional que se usó, desarrollada y simplificada a partir de la que utilizó Matos (1995), fue sometida a sucesivas comprobaciones hasta que se resolvió utilizar la variable escolaridad como un filtro adicional para distinguir mejor a los trabajadores calificados de los no calificados. Así, aparte de las ocupaciones en las cuales la calificación es un requisito mínimo indispensable, algo que presupone una formación profesional o aprendizaje práctico superior, se agregó en la identificación de los trabajadores calificados ocupados, la exigencia de haber cursado por lo menos cuatro años de instrucción formal, empleando la variable censal “años de estudio” (lo que correspondería a la “primaria completa” o la actual categoría de “enseñanza fundamental”).

Los cuadros y mapas del anexo resumen los principales resultados de la investigación y constituyen un material de consulta para análisis más detallados sobre el tema. Por último, conviene subrayar que la base de datos con que se trabajó representa la fuente de informaciones más reciente sobre el asunto y es la única que brinda la posibilidad de desagregación espacial al nivel requerido en los estudios que combinan los aspectos de migración y de red de lugares. Con la divulgación de los datos del muestreo del Censo de 2000 podrán realizarse otros estudios como el actual.

Inmigrantes internos y no migrantes ocupados por sector económico

Para comenzar, conviene describir el universo poblacional y el peso de sus subpoblaciones en los datos analizados a continuación. Las 84 microrregiones reunían una población equivalente a poco más del 50% de la población brasileña en 1991. De ella, los no migrantes –66 295 158 personas– estaban bastante menos ocupados que los 14 405 629 inmigrantes internos. Ello se debe a la mayor proporción de niños y viejos no ocupados entre los no migrantes comparados con los migrantes. La migración ya es, por sí sola, un proceso por el cual las personas en edad productiva procuran inscribirse en el mercado del trabajo. En 1990-1991 sólo 36.6% de los no migrantes declararon tener ocupación mientras que entre los inmigrantes esa proporción se eleva considerablemente y llega al 49.75% en término medio. Además, los datos indican que en algunas microrregiones el nivel de ocupación de los inmigrantes es mucho mayor que el de los demás. El ejemplo más elocuente lo ofrece la microrregión de São Paulo, donde el 70% de los inmigrantes estaban ocupados.

Parte de la explicación sobre las diferencias entre ambos grupos, en términos de inserción ocupacional en los sectores económicos, radica en la preferencia o la selección de oportunidades que la propia condición de migrante y no migrante internaliza. Otra explicación se refiere a la geografía de los lugares. Por ejemplo, la mayor presencia de no migrantes en las

actividades primarias en las zonas de frontera puede atribuirse a una permanencia más larga, típica de los ocupados en la actividad agropecuaria (de su propia propiedad o no), lo que no se concilia con la permanencia más corta de la condición de migrante (movimientos realizados en los últimos diez años). Por otro lado, es evidente que características más específicas de cada lugar son poderosos factores que explican la distribución diferenciada de los trabajadores entre las actividades. Así, en las áreas de frontera por cierto que destacan la agricultura y las actividades extractivas que ocupan más fuerza trabajadora en el sector primario.

En esas áreas, como es evidente, la inserción de los trabajadores en las actividades industriales es muy pequeña, aunque la presencia de la agroindustria tiende a aumentar. Es bien probable, incluso, que la disponibilidad de tierra sea todavía lo que más atraiga al trabajador migrante hacia esas localidades.

No obstante, los sectores que más ocupan mano de obra se ubican preferentemente en las áreas urbanas; ellos son la industria y, sobre todo, el sector terciario (véase el cuadro 1). Las microrregiones relativamente más industrializadas ocupaban un volumen significativo de trabajadores, migrantes y no migrantes, en el sector secundario. En 68 de las 84 microrregiones la proporción de inmigrantes colocados en la industria es superior a la de los no migrantes. ¿Estaríamos frente a tendencias sintomáticas que diferencian a los migrantes de los no migrantes en el ámbito ocupacional? ¿Ocurre que los no migrantes, más familiarizados con el mercado de trabajo local, procuran colocarse profesionalmente en sectores más prestigiados y que ofrecen mejor remuneración, fuera del trabajo agotador de la producción industrial? ¿Por ejemplo, en el sector terciario?

Los datos indican que es bastante alta la participación de los no migrantes en el sector terciario en comparación con los inmigrantes. En 38 de las 84 microrregiones, los no migrantes son proporcionalmente más numerosos que los migrantes, lo que contrasta con los números antes citados relativos a la industria. El hecho de que en 46 microrregiones los inmigrantes registren porcentajes superiores a los no migrantes, por cierto se debe a la presencia de mujeres migrantes relativamente más ocupadas en el empleo doméstico. Es evidente sin embargo que la comparación en términos absolutos, en la amplia mayoría de los casos favorecerá siempre a los no migrantes.

Al pasar conviene señalar el hecho de que en algunos lugares más que en otros se ocupa una proporción mayor de mano de obra en el sector terciario. En ellos los no migrantes son muy numerosos y frecuentemente predominan en términos absolutos. Los ejemplos más evidentes son las

microrregiones que son sede de las capitales estatales o de ciudades de urbanización dinámica en los últimos decenios.⁸ En todas ellas la distribución sectorial de los migrantes ocupados estaba fuertemente cargada hacia el terciario, incluso se registraban varios casos con proporciones superiores al 60% (véase el cuadro 1).

Cuadro 1
BRASIL: INSERCIÓN RELATIVA DE LOS TRABAJADORES DE 10 O MÁS AÑOS DE EDAD, NO MIGRANTES (NM) E INMIGRANTES (INM), EN LOS SECTORES ECONÓMICOS

Microrregiones	Microrregiones seleccionadas-Censo demográfico de 1991							
	Primario		Secundario		Terciario		Total de ocupados	
	NM	Inmi-grantes	NM	Inmi-grantes	NM	Inmi-grantes	NM (100%)	INM (100%)
1 Feira de Santana	38.1	14.3	15.4	18.5	46.4	67.2	235 379	38 222
2 Montes Claros	38.8	17.2	15.8	19.6	45.3	63.2	136 517	26 923
3 Bragantina	62.1	41.2	6.8	11.7	31.1	47.1	72 497	11 892
4 Cametá	48.8	34.4	16.4	15.0	34.8	50.6	74 722	7 824
5 Guamá	74.2	54.3	5.9	11.9	19.9	33.8	73 545	14 501
6 Porto Seguro	46.2	31.3	12.8	14.0	41.1	54.7	114 775	45 801
7 Entorno de Brasília	31.1	13.0	15.7	20.3	53.1	66.7	87 275	77 693
8 Pelotas	30.6	13.2	18.5	22.4	50.9	64.3	160 418	22 252
9 Campos dos Goytacazes	22.6	14.0	18.5	15.9	58.8	70.1	161 857	11 289
10 Chapecó	60.4	41.4	11.3	19.1	28.3	39.5	126 555	36 011
11 Vale do Ipojuca	37.2	22.6	18.5	22.0	44.3	55.4	201 968	37 302
12 Santarém	50.0	37.6	9.0	11.1	41.0	51.3	98 654	15 770
13 Colíder	68.0	57.7	6.7	6.8	25.3	35.5	13 982	43 703
14 Porangatu	45.9	36.4	11.2	11.7	43.0	52.0	57 998	27 433
15 Ipatinga	11.3	7.7	36.4	31.7	52.3	60.6	112 733	33 218
16 Governador Valadares	26.9	19.0	18.7	19.1	54.5	62.0	107 214	28 950
17 Cariri	31.8	22.2	16.6	18.9	51.6	59.0	105 294	26 624
18 Toledo	45.1	31.8	11.8	18.0	43.1	50.2	103 021	38 036
19 Itajaí	14.0	7.7	28.5	27.8	57.5	64.6	72 565	32 261
20 Teresina	18.5	10.5	15.3	16.4	66.3	73.1	189 367	62 471
21 Blumenau	8.0	4.6	51.7	48.8	40.3	46.6	155 412	46 910
22 Foz do Iguaçu	23.4	15.3	15.7	17.8	60.9	66.8	80 084	43 422
23 Campina Grande	19.3	10.7	18.7	21.4	62.0	67.9	115 143	27 340
24 Cascavel	35.2	26.9	13.8	16.9	51.0	56.2	98 441	45 821
25 Florianópolis	10.2	4.7	17.0	17.4	72.8	77.9	154 126	63 774
26 Juiz de Fora	13.5	11.1	27.1	24.6	59.4	64.4	193 931	39 079
27 Dourados	30.2	24.1	14.0	15.1	55.8	60.8	97 960	40 341
28 Pindaré	69.2	63.7	5.8	6.9	25.0	29.4	95 558	30 718
29 Vale do Paraíba Fluminense	6.0	8.4	32.8	26.2	61.2	65.4	163 468	32 241
30 Cacoal	59.9	52.6	8.5	11.8	31.5	35.6	26 905	50 303
31 Cuiabá	12.0	7.5	17.7	18.1	70.3	74.4	149 801	78 432
32 Imperatriz	37.5	31.1	15.6	18.3	46.9	50.6	81 382	52 487
33 Ji-Paraná	50.8	46.5	9.8	11.4	39.4	42.1	48 945	49 098
34 Itapecerica da Serra	4.0	3.0	37.8	36.5	58.2	60.5	144 611	89 843
35 Petrolina	46.1	40.8	10.8	13.9	43.1	45.2	65 111	28 397
36 Joinville	7.6	4.6	48.6	49.9	43.7	45.5	151 119	63 197
37 Ilhéus-Itabuna	45.3	44.6	9.9	8.7	44.9	46.6	275 900	67 435
38 Recife	4.1	3.4	20.4	19.7	75.5	76.9	684 687	205 978

8 Los ejemplos incluyen 21 capitales estatales: Brasília, Florianópolis, Recife, Rio de Janeiro, Aracaju, João Pessoa, Salvador, Cuiabá, Natal, Belém, Teresina, Aglomeração Urbana de São Luis, Campo Grande, Maceió, Fortaleza, Vitória, Goiânia, Porto Velho, Belo Horizonte, Curitiba, Rio Branco, Manaus y Porto Alegre.

Cuadro 1 (conclusión)

Microrregiones	Microrregiones seleccionadas-Censo demográfico de 1991							
	Primario		Secundario		Terciario		Total de ocupados	
	NM	Inmi-grantes	NM	Inmi-grantes	NM	Inmi-grantes	NM (100%)	INM (100%)
39 Rio de Janeiro	2.9	2.5	21.6	20.6	75.5	76.9	3 323 569	465 386
40 Criciúma	20.1	11.0	34.7	42.7	45.1	46.2	80 180	25 174
41 João Pessoa	7.2	5.6	18.1	19.2	74.7	75.3	182 484	62 968
42 Manaus	11.2	6.3	27.8	32.2	61.0	61.5	309 422	66 528
43 Aracaju	8.3	6.4	16.8	18.3	75.0	75.4	124 554	61 829
44 Guarapuava	45.7	42.0	18.6	22.0	35.7	36.0	102 754	26 812
45 Fortaleza	5.9	4.4	24.4	25.8	69.8	69.8	625 193	207 489
46 Salvador	4.0	3.4	20.9	21.6	75.1	75.0	732 023	168 775
47 São José dos Campos	5.0	5.6	37.3	37.1	57.7	57.3	296 322	87 940
48 Anápolis	23.1	21.8	19.0	20.8	57.9	57.4	120 871	38 210
49 Umarama	48.4	48.4	10.7	11.5	40.9	40.2	87 200	32 907
50 Uberlândia	17.5	16.2	20.1	22.4	62.4	61.5	187 305	57 356
51 São José do Rio Preto	16.2	15.4	24.4	26.5	59.4	58.1	180 267	69 337
52 Curitiba	6.5	4.5	27.0	30.5	66.5	64.9	612 358	218 317
53 Maringá	10.0	8.0	23.7	27.3	66.3	64.7	105 039	58 649
54 Campo Grande	9.2	11.1	17.5	17.2	73.3	71.7	159 071	80 350
55 Vitória	4.3	3.9	24.3	26.6	71.4	69.5	274 812	145 673
56 Natal	6.0	5.0	18.1	21.5	75.8	73.5	175 758	68 005
57 Aglom. Urbana de São Luís	7.7	7.1	17.4	20.4	74.9	72.5	183 492	73 316
58 Belo Horizonte	4.2	4.0	26.3	29.2	69.5	66.8	1 072 814	344 085
59 Sudoeste de Goiás	31.7	36.5	14.9	12.9	53.4	50.6	89 325	27 394
60 Maceió	9.6	11.0	16.8	18.2	73.7	70.8	197 010	66 312
61 Rio Branco	21.5	22.5	12.6	14.5	66.0	63.0	61 207	22 627
62 Santos	2.8	2.5	22.5	25.8	74.8	71.8	329 653	115 754
63 Londrina	11.4	11.7	23.7	26.9	64.9	61.4	178 135	62 318
64 Belém	5.8	5.6	17.6	21.2	76.6	73.1	385 709	96 938
65 Guarulhos	2.9	2.7	41.8	45.4	55.3	51.9	232 943	108 970
66 Porto Velho	17.5	17.7	12.0	15.3	70.5	67.0	58 768	49 405
67 Limeira	14.4	18.4	38.3	37.9	47.3	43.7	143 997	37 329
68 Osasco	2.0	2.0	39.0	42.9	59.0	55.2	325 642	152 204
69 Brasília	3.8	5.3	11.3	13.9	84.9	80.8	485 198	180 152
70 Bauru	14.9	17.3	25.1	26.8	60.0	55.9	140 110	43 982
71 Campinas	4.6	6.3	38.6	41.2	56.8	52.5	535 834	234 389
72 Caxias do Sul	15.3	7.5	40.9	53.3	43.8	39.2	208 752	54 263
73 Goiânia	8.1	7.6	19.3	24.5	72.5	67.9	357 446	178 035
74 Ribeirão Preto	10.4	13.8	26.3	27.8	63.3	58.4	244 424	65 748
75 Sorocaba	6.5	8.3	40.7	43.8	52.8	47.9	240 112	89 367
76 Piracicaba	9.0	13.8	33.5	33.7	57.5	52.5	142 744	35 610
77 São Paulo	1.9	1.6	32.9	38.5	65.1	59.9	4 123 569	857 889
78 Presidente Prudente	22.1	23.8	18.9	22.7	59.0	53.6	153 927	51 814
79 Mogi das Cruzes	6.9	5.9	40.8	47.4	52.3	46.7	199 050	102 890
80 Iguatemi	42.5	48.3	13.9	14.0	43.6	37.7	48 109	30 421
81 Porto Alegre	2.9	2.5	29.6	37.2	67.5	60.2	935 930	330 957
82 Jundiá	4.8	8.8	44.8	49.3	50.4	41.8	128 382	50 220
83 Araraquara	18.9	31.3	27.4	27.9	53.8	40.8	123 992	39 754
84 Total	10.57	9.86	25.22	27.80	64.22	62.34	24 094 376	7 136 840

Fuente: IBGE, datos parciales del Censo de 1991, Laboratorio de Estudios Territoriales (LESTE).

Nota: NM, no migrantes ocupados.

Inmigrantes y no migrantes según calificación

Después de clasificar las personas que trabajaron habitual o eventualmente en los doce meses anteriores al censo demográfico de 1991, según su condición de calificado o no calificado, se verificó que el predominio de una u otra condición entre los migrantes y no migrantes variaba bastante con las localidades entre las 84 microrregiones seleccionadas. Los datos recogidos en los mapas 2 y 3 ilustran claramente esta afirmación. Los no migrantes cuya participación relativa entre el contingente calificado era bastante alta, superior al 70%, se encuentran sólo en 7 microrregiones, 6 de ellas en la región Sur. Se registra un mayor número de casos cuando las participaciones de los calificados se sitúan entre 50% y 70%: todas las microrregiones del estado de São Paulo, Rio de Janeiro y el litoral nordestino (a excepción de Porto Seguro), 6 en la región Centro-Oeste y 4 en el Norte (Belém, Manaus, Porto Velho y Rio Branco). En 24 microrregiones predominaban los trabajadores no migrantes no calificados. La mayoría de esas microrregiones se encuentran en el Nordeste, Norte y Centro-Oeste.

Por el lado de los inmigrantes el cuadro es un poco distinto. Aunque siguen predominando las regiones del Sur y del Sudeste en las cuales los migrantes tienen mayor calificación, aparece un número superior de microrregiones en que predominan los trabajadores no calificados. La distribución de los 30 casos registrados hace resaltar la condición de región deprimida del Nordeste (14 microrregiones de un total de 18), aparte de los cinco casos registrados en el Norte, otros cinco en el Centro-Oeste, cuatro en el Sudeste y sólo dos en el Sur. En 50 de las 84 microrregiones los no migrantes eran, proporcionalmente, más calificados que los inmigrantes. En varias capitales estatales y ciudades prósperas ese predominio era bastante notorio. Por otra parte, en 34 microrregiones los inmigrantes eran más calificados para el trabajo que los no migrantes.⁹

El examen de la distribución de los inmigrantes y los no migrantes según años de estudio, calificación y sectores económicos (véase el cuadro 2) es útil para conocer las diferencias entre los calificados y los no calificados y entre migrantes y no migrantes por sectores ocupacionales.

9 Vale la pena mencionar algunos ejemplos de zonas que contienen ciudades relativamente prósperas como Uberlândia, Chapecó, Cascavel, Itajaí, Pelotas, Juiz de Fora, Dourados, Guarapuava, aparte de capitales como Porto Velho, Cuiabá, Florianópolis y Recife (la única que contiene una región metropolitana).

Mapa 2
**BRASIL: PARTICIPACIÓN RELATIVA DE LOS NO MIGRANTES
CALIFICADOS EN EL MERCADO DEL TRABAJO Y DE LAS
MICRORREGIONES SELECCIONADAS**



Fuente: IBGE. LESTE. Organización y producción: Ralfo Matos y Rodrigo Nunes.

Mapa 3
BRASIL: PARTICIPACIÓN RELATIVA DE LOS INMIGRANTES CALIFICADOS EN
EL MERCADO DEL TRABAJO DE MICRORREGIONES SELECCIONADAS



Fuente: IBGE. LESTE. Organización y producción: Ralfo Matos y Rodrigo Nunes.

Cuadro 2
**BRASIL: PROMEDIO DE ESCOLARIDAD DE MIGRANTES Y NO MIGRANTES QUE
 TRABAJARON EN LOS ÚLTIMOS DOCE MESES POR SECTOR ECONÓMICO
 Y CALIFICACIÓN-MICRORREGIONES SELECCIONADAS**

Microrregiones	Imigrantes						No migrantes					
	Primario		Secundario		Terciario		Primario		Secundario		Terciario	
	Cal.	No cal.	Cal.	No cal.	Cal.	No cal.	Cal.	No cal.	Cal.	No cal.	Cal.	No cal.
Cametá	4.9	1.7	6.6	1.9	9.0	3.6	4.9	1.5	5.7	1.6	7.7	2.8
Guarapuava	5.4	1.7	6.4	2.4	9.4	3.6	5.0	1.5	6.0	2.3	8.2	3.1
Colíder	5.0	2.1	5.9	2.1	7.7	2.7	4.7	2.0	5.2	1.8	6.5	2.8
Sudoeste de Goiás	6.4	1.2	6.7	2.0	9.4	3.3	6.0	1.2	6.1	2.2	8.2	3.1
Ji-Paraná	4.9	1.3	6.0	2.0	8.7	3.1	4.7	1.2	6.0	2.0	7.7	2.8
Chapecó	4.9	1.8	6.6	3.0	9.5	4.3	4.9	1.6	6.5	2.9	8.6	4.0
Juiz de Fora	6.4	1.4	8.2	3.3	10.3	4.4	5.8	1.5	7.1	3.3	9.4	4.0
Pelotas	5.9	2.0	7.3	2.7	9.9	4.4	4.9	2.0	6.6	2.7	9.0	3.8
Dourados	6.3	1.5	6.6	2.0	9.3	3.6	6.0	1.3	6.1	2.3	8.5	3.1
Campos dos Goytacazes	8.7	2.4	7.6	2.6	9.9	3.8	6.7	1.5	6.8	2.3	9.1	3.5
Piracicaba	5.6	1.4	7.3	2.6	9.6	3.8	6.0	2.0	7.6	3.0	8.8	3.7
Vale do Paraíba Fluminense	7.2	1.8	8.3	2.8	9.9	4.0	7.2	2.2	8.2	3.0	9.1	3.9
Porto Seguro	6.5	0.9	6.6	1.4	8.7	2.4	5.7	0.7	5.9	1.2	7.9	2.0
Joinville	5.9	2.9	7.3	3.2	9.5	4.2	5.4	2.7	7.6	3.6	8.8	4.1
Ipatinga	6.9	1.7	8.1	2.9	9.1	3.9	5.4	1.4	7.8	2.8	8.4	3.3
Florianópolis	9.6	3.7	8.0	3.0	10.8	5.2	9.1	3.5	7.4	2.8	10.1	4.3
Itajaí	7.4	3.9	7.1	2.9	9.3	4.1	6.0	3.4	6.6	2.8	8.7	3.7
Cacoal	5.0	1.3	6.0	2.1	8.3	3.2	4.6	1.3	6.0	1.8	7.7	2.7
Ribeirão Preto	6.8	1.8	7.7	2.7	9.9	4.1	6.4	1.9	7.5	3.0	9.3	3.9
Itapecerica da Serra	7.3	2.6	7.2	2.6	8.6	3.4	7.2	2.7	7.1	2.7	8.0	3.3
São José dos Campos	7.7	1.8	8.6	3.1	9.9	4.3	7.2	2.1	8.2	3.4	9.3	4.1
Londrina	6.6	1.5	7.4	2.8	10.1	3.9	6.5	1.4	7.5	2.9	9.5	3.6
Bragantina	6.0	1.1	7.0	2.4	8.7	2.8	4.9	1.2	6.2	2.1	8.1	2.8
Blumenau	6.0	2.7	6.9	3.5	9.3	4.2	5.4	2.9	6.8	3.7	8.7	3.9
Vitória da Conquista	7.5	0.7	6.9	1.2	8.9	2.4	5.5	0.6	6.2	1.1	8.3	2.2
Ilhéus-Itabuna	6.5	0.6	7.1	1.7	9.3	2.5	5.9	0.6	6.6	1.5	8.7	2.3
Araraquara	5.6	1.6	7.2	2.6	9.4	3.6	5.7	1.8	7.2	3.0	8.9	3.6
Guamá	5.6	0.9	6.7	1.6	8.0	2.3	4.8	1.0	5.8	1.7	7.5	2.4
Toledo	5.8	1.6	6.5	2.7	9.2	3.6	5.9	1.7	6.8	2.7	8.8	3.6
Bauru	6.1	1.7	7.6	2.8	9.8	4.0	6.6	1.7	7.3	3.1	9.4	4.1
Limeira	5.4	1.3	6.8	2.6	9.0	3.6	5.8	1.8	7.2	2.9	8.6	3.7
Uberlândia	6.6	1.6	7.3	2.7	9.4	4.2	6.0	1.6	7.0	2.8	9.0	3.9
Foz do Iguaçu	7.2	2.1	6.7	2.5	8.8	3.8	6.2	2.3	6.5	2.7	8.4	3.7
Porto Velho	7.1	2.7	6.9	1.7	9.5	3.8	6.5	2.0	6.6	1.9	9.1	3.3
Santarém	5.8	1.4	6.3	2.5	8.7	3.6	5.0	1.5	6.4	2.2	8.3	3.4
São José do Rio Preto	5.9	1.7	6.9	2.9	9.5	4.0	6.1	1.7	7.0	2.9	9.1	3.7
Umuarama	5.5	1.2	6.8	2.6	9.3	3.5	5.9	1.2	6.8	2.4	8.9	3.2
Salvador	10.4	2.0	8.6	2.3	10.1	3.4	10.1	2.9	8.4	2.5	9.8	3.8
Rio Branco	5.9	1.2	7.4	1.3	9.5	2.8	5.7	1.0	6.5	1.6	9.2	2.8
Cascavel	5.5	1.6	7.0	2.8	9.1	3.7	5.7	1.4	6.7	2.6	8.7	3.6
Governador Valadares	6.6	1.3	6.8	2.4	8.9	3.5	5.7	1.3	6.6	2.3	8.6	3.3
Campinas	6.6	1.8	7.6	2.9	9.6	3.7	7.8	2.2	7.7	3.1	9.2	3.6
Imperatriz	6.1	0.7	6.8	1.5	8.6	2.7	5.7	0.8	6.7	1.4	8.3	2.4
Iguatemi	5.3	1.2	6.1	1.9	8.4	3.0	5.4	1.2	6.0	2.1	8.1	2.8
Natal	10.4	1.6	7.5	2.1	10.4	3.5	9.9	2.0	7.7	2.1	10.1	3.3
Entorno de Brasília	6.6	1.3	6.5	1.8	8.5	3.6	5.3	1.1	6.1	1.8	8.3	3.4
Recife	10.1	2.3	8.6	2.4	10.2	3.8	9.8	2.2	8.0	2.5	9.9	3.6
Feira de Santana	6.8	0.9	7.0	1.8	8.9	3.1	5.5	0.7	7.0	1.7	8.7	2.6
Caxias do Sul	5.5	2.4	6.8	3.4	9.5	4.5	5.3	2.1	7.4	3.2	9.2	3.8
Petrolina	5.8	0.8	7.0	2.0	9.2	2.8	5.4	0.8	7.0	1.6	9.0	2.7
Porangatu	6.5	1.7	6.9	1.8	8.2	2.7	5.6	1.3	6.2	1.8	8.0	2.9
Montes Claros	7.1	1.4	7.5	2.4	9.1	3.7	5.2	1.0	6.7	2.3	8.9	3.5
Pindaré	5.2	0.7	6.3	1.4	8.3	2.2	5.0	0.6	6.0	1.5	8.1	2.0
Criciúma	6.3	2.3	7.0	3.2	9.1	4.1	6.0	2.5	7.2	3.2	9.0	3.7
Campo Grande	7.4	1.7	7.1	2.4	9.6	3.9	7.7	1.7	6.8	2.3	9.5	3.8
Campina Grande	6.1	0.8	7.6	1.7	10.0	2.9	6.5	0.8	7.5	1.6	9.8	2.4
Vale do Ipojuca	6.1	0.6	6.5	1.4	8.7	2.6	5.4	0.6	6.3	1.2	8.6	2.4
Brasília	8.1	1.6	7.5	2.0	10.6	4.2	9.2	2.5	7.7	2.1	10.5	4.5
Maringá	7.1	1.6	7.1	2.9	9.4	3.8	7.2	1.5	7.4	3.0	9.4	3.5
Presidente Prudente	6.0	1.4	7.4	2.9	9.3	4.2	6.4	1.4	7.0	2.7	9.3	3.9
Anápolis	5.8	1.3	6.7	2.4	8.8	3.6	5.7	1.3	6.7	2.5	8.8	3.5

Cuadro 2 (conclusión)

Microrregiones	Imigrantes						No migrantes					
	Primario		Secundario		Terciario		Primario		Secundario		Terciario	
	Cal.	No cal.	Cal.	No cal.	Cal.	No cal.	Cal.	No cal.	Cal.	No cal.	Cal.	No cal.
Osasco	8.0	2.6	7.1	2.8	8.4	3.5	8.3	3.6	7.4	3.2	8.4	3.8
Rio de Janeiro	9.8	3.1	8.3	2.5	10.1	4.2	10.0	4.2	8.3	3.0	10.1	4.4
Guarulhos	7.4	2.4	7.2	2.6	8.6	3.5	7.4	2.9	7.7	2.9	8.6	3.6
Cariri	6.6	0.5	6.7	1.2	9.3	2.5	5.7	0.6	6.8	1.2	9.3	2.3
Manaus	8.0	2.6	7.9	2.5	9.2	3.8	7.0	1.6	8.0	2.7	9.3	3.7
Sorocaba	6.6	2.0	7.3	2.8	8.8	3.4	6.7	2.0	7.3	3.1	9.0	3.7
João Pessoa	8.5	1.0	7.9	1.7	10.5	2.7	8.7	1.1	7.8	1.8	10.6	2.8
Curitiba	8.1	2.3	7.8	2.9	9.7	4.1	7.5	2.1	8.0	2.9	9.9	3.9
Belo Horizonte	8.3	2.2	7.4	2.7	9.2	4.0	8.8	2.7	7.6	2.9	9.5	3.9
Maceió	7.6	0.8	8.6	1.5	9.9	2.7	8.4	1.2	7.9	1.6	10.1	3.0
Teresina	6.9	0.9	7.2	1.9	9.5	3.1	6.6	0.9	7.3	1.9	9.8	2.8
Porto Alegre	7.9	2.7	6.9	3.0	9.6	4.4	8.3	2.9	7.4	3.0	9.8	4.2
Vitória	8.4	2.2	7.7	2.6	9.4	4.1	8.6	2.7	7.9	2.8	9.6	4.0
São Paulo	9.5	3.0	8.0	2.6	9.6	3.8	10.2	4.8	8.5	3.1	9.9	4.1
Belém	9.3	2.6	7.5	2.7	9.6	4.1	8.7	2.6	7.4	2.8	9.9	4.5
Santos	8.5	3.5	7.9	2.2	9.1	3.9	9.1	3.8	8.6	2.6	9.4	4.2
Cuiabá	7.7	2.8	7.4	2.5	9.1	3.7	8.0	1.6	7.0	2.2	9.5	3.6
Jundiá	5.5	1.5	7.3	3.0	8.6	3.3	7.2	2.1	7.6	3.3	9.1	3.6
Fortaleza	8.3	1.1	7.3	2.0	9.3	3.0	8.5	1.3	7.6	2.0	9.8	3.0
Aglom. Urbana de São Luís	8.5	2.0	8.0	2.4	9.6	4.1	9.1	2.1	8.2	2.4	10.2	4.3
Goânia	7.2	1.6	7.0	2.3	9.1	4.0	8.1	1.9	7.5	2.5	9.8	4.0
Aracaju	10.1	1.8	7.7	1.6	9.3	3.1	10.1	2.0	7.6	1.9	10.0	3.2
Mogi das Cruzes	7.0	2.0	7.0	2.7	8.2	3.5	7.0	2.1	7.7	3.2	9.1	3.8

Fuente: IBGE, datos parciales del Censo de 1991, Laboratorio de Estudios Territoriales (LESTE).

La primera observación se refiere a la discrepancia entre los trabajadores calificados y los no calificados. Los primeros tienen en promedio cinco años de estudio más que los segundos. Esto se verifica en todos los sectores y en el terciario la diferencia llega a 5.6 años. En algunas microrregiones la discrepancia entre calificados y no calificados se amplía significativamente. La explicación en esos casos podría estar en las mayores exigencias para el trabajo que impone la economía local o en la extrema debilidad social y económica de los no calificados, lo que hace ampliarse la diferencia entre ellos.¹⁰

La segunda constatación es que en general los inmigrantes son un poco más escolarizados que los no migrantes. En el sector primario, en 54 de las 84 microrregiones tienen más instrucción que los no migrantes aunque en el sector secundario y en el terciario las diferencias de escolaridad son muy pequeñas.

10 Tomando como referencia el sector terciario vale la pena citar los siguientes ejemplos clasificados en orden decreciente de disparidad entre calificados y no calificados (más de seis años) entre los no migrantes: João Pessoa, Campina Grande, Maceió, Cariri, Teresina, Natal, Fortaleza, Aracaju, Rio Branco, Recife, Ilhéus-Itabuan, Petrolina, Vale do Ipojuca, Pindaré, Vitória da Conquista, Feira de Santana, Brasília, Salvador, Curitiba e Imperatriz. No es mera coincidencia que la gran mayoría de esas microrregiones se encuentran en el Nordeste. Los casos de Brasília y Curitiba deben vincularse con la hipótesis de economías locales más exigentes. Un raciocinio semejante se aplica a los trabajadores en la industria y en el sector primario. La diferencia entre calificados y no calificados es mayor, sobre todo en las microrregiones del Nordeste.

En cambio, en determinadas microrregiones los no migrantes registraban un mayor grado de instrucción que los migrantes (entre los ocupados en el sector terciario y el secundario), como ocurre por ejemplo en Curitiba, Guarulhos, Belo Horizonte, Brasilia, São Paulo, Santos, Jundiai, Fortaleza, Aglomeración Urbana de São Luis, Goiânia y Mogi das Cruzes.

Retomando las comparaciones que sintetizan las variaciones en cuanto a la mayor o menor presencia de trabajadores calificados según ocupación, es conveniente concentrar el análisis en los sectores secundario y terciario, que se localizan de preferencia en las zonas urbanas o periurbanas.

Los datos permiten concluir que hay microrregiones donde la industria es más dinámica, ofreciendo más empleos y exigiendo una mayor calificación de los trabajadores. El Sudeste y el Sur son de lejos las regiones del país que mayores oportunidades ofrecen de trabajo calificado en el sector secundario (44 microrregiones). Sólo en ellas hay altísimas proporciones de calificados (más del 70%) sobre todo entre los no migrantes. En las tres otras regiones, fuera del caso aislado de Manaus, desaparecen las proporciones muy altas de calificados y aparecen 18 microrregiones en que predominan marcadamente los no calificados, notablemente en el Nordeste brasileño.¹¹

En el sector terciario se repiten parte de las observaciones relativas al secundario. Continúan el Sur y el Sudeste siendo las grandes regiones en que hay mayor número de trabajadores calificados. Las proporciones más altas de trabajadores calificados se dan en las microrregiones del litoral del Sur del país y en Brasilia y Goiânia. Así también siguen siendo el Nordeste y el Norte (en las proximidades de Belém) las regiones con mayor número de no calificados, principalmente entre los inmigrantes. Los no migrantes calificados predominan porcentualmente sobre los migrantes en 61 microrregiones.

El análisis comparado sobre la base de los mapas aquí presentados permite deducir que los no migrantes calificados predominaban en 60 de 84 microrregiones seleccionadas. Al comparar los mapas 2 y 3 con los mapas 4 a 7, que muestran el sector secundario y terciario, se deduce que el sector primario actúa ampliando la proporción de trabajadores no calificados tanto entre los no migrantes como entre los migrantes. El sector terciario actúa en el sentido opuesto haciendo ampliar la proporción de trabajadores calificados.

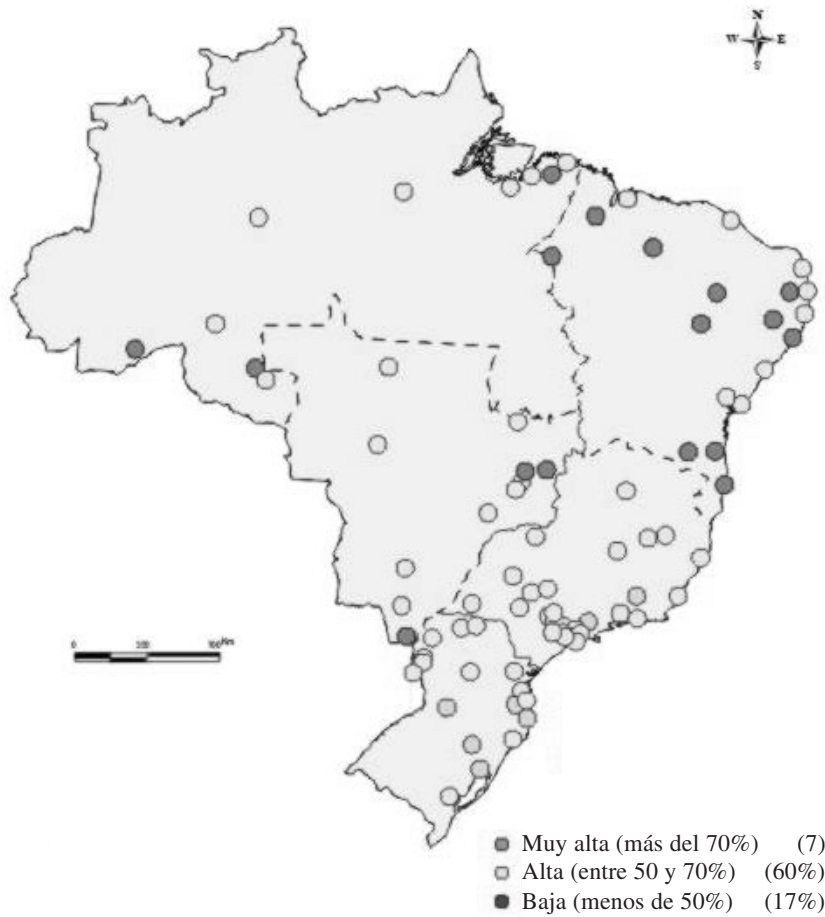
11 Aparte de esos ejemplos cabe señalar el caso de la microrregión de São Paulo, donde predominan los inmigrantes no calificados sobre los calificados, lo que estaría indicando la existencia de muchos puestos de trabajo que exigen bajas calificaciones, incluyendo probablemente servicios domésticos, braceros, etc.

Mapa 4
**BRASIL: PARTICIPACIÓN DE LOS NO MIGRANTES CALIFICADOS
EN EL SECTOR SECUNDARIO EN LAS MICRORREGIONES
SELECCIONADAS**



Fuente: IBGE. LESTE. Organización y producción: Ralfo Matos y Rodrigo Nunes.

Mapa 5
BRASIL: PARTICIPACIÓN RELATIVA DE LOS INMIGRANTES
CALIFICADOS EN EL SECTOR SECUNDARIO DE LAS
MICRORREGIONES SELECCIONADAS



Fuente: IBGE. LESTE. Organización y producción, Ralfo Matos y Rodrigo Nunes.

Mapa 6
BRASIL: PARTICIPACIÓN PORCENTUAL DE LOS NO MIGRANTES
CALIFICADOS EN EL SECTOR TERCIARIO DE LAS
MICRORREGIONES SELECCIONADAS



Fuente: IBGE. LESTE. Organización y producción: Ralfo Matos y Rodrigo Nunes.

Mapa 7
**BRASIL: PARTICIPACIÓN RELATIVA DE LOS INMIGRANTES
CALIFICADOS EN EL SECTOR TERCIARIO DE LAS
MICRORREGIONES SELECCIONADAS**



Fuente: IBGE. LESTE. Organización y producción: Ralfo Matos y Rodrigo Nunes.

Una conclusión importante que deriva de esas comparaciones es que, en el caso de los migrantes internos, a diferencia de los no migrantes, es el sector secundario más que el terciario el principal responsable del crecimiento en términos relativos del número de trabajadores calificados. Así, a pesar del nivel de instrucción relativamente bajo de los trabajadores de la industria, son ellos los que hacen aumentar la proporción de migrantes calificados en el mercado del trabajo del Sudeste y del Sur. Además, los datos sugieren que entre los ocupados en el trabajo industrial, la contribución cuantitativa de los trabajadores migrantes se distancia entre dos extremos: no predomina ni entre los de más alta calificación ni entre los de más baja calificación.

Buena parte de los inmigrantes ocupados parecen llegar a las áreas de destino dotados de una especie de precalificación mínima para el trabajo industrial, probablemente obtenida en actividades relativamente tradicionales cuyas destrezas y técnicas se encuentran ampliamente diseminadas por el territorio.

En realidad las perspectivas de incorporación de los migrantes, sobre todo los de sexo masculino, en el trabajo industrial (y en menor proporción) en el sector terciario, debe impulsarlos a obtener informaciones sobre las exigencias del mercado de trabajo en las zonas de destino. Estas informaciones se obtienen por medio de las redes sociales que los migrantes establecen entre distintos lugares a lo largo del tiempo, aspecto que los vuelve competitivos frente a los no migrantes. Estos últimos, incluso aquellos apenas “semicalificados”, aparte de distribuirse mejor entre los tres sectores, aprovechan sus vínculos sociofamiliares locales, establecidos en períodos más prolongados (lo que no pueden hacer los inmigrantes) para obtener puestos de trabajo en el sector terciario, como en el comercio, en los servicios o preferentemente en la administración pública.

Por último puede concluirse que en general en todas las microrregiones del Sudeste y del Sur en que las proporciones de calificados no migrantes era alta o muy alta, los inmigrantes calificados también mostraban proporciones elevadas, superiores al 50% en relación con los no calificados. Al analizar las microrregiones donde predominaban los trabajadores no calificados, sobre todo los del Nordeste y del Norte, se aprecia que, salvo raras excepciones, tanto migrantes como no migrantes eran igualmente no calificados. Es evidente que fuerzas económicas asociadas con la geografía y la historia de los lugares son componentes esenciales que penetran en las estructuras y procesos que se difunden por la red de localidades y actúan directamente en la dinámica socioespacial de las regiones y microrregiones.

Por otro lado la migración actúa como una especie de instrumento difusor de las innovaciones, con un alcance limitado pero no despreciable, pues es capaz de generar estímulos y afectar positivamente las localidades, como demostraremos a continuación.

La desconcentración demográfica y los efectos de la migración de los más “aptos”

El análisis siguiente tratará de mostrar cuál fue el peso relativo, en las zonas de destino, de los inmigrantes procedentes de centros de gran densidad económica y demográfica, es decir los correspondientes a los municipios de São Paulo y Rio de Janeiro, que por las razones discutidas anteriormente han ido liberando población hacia el resto del país.

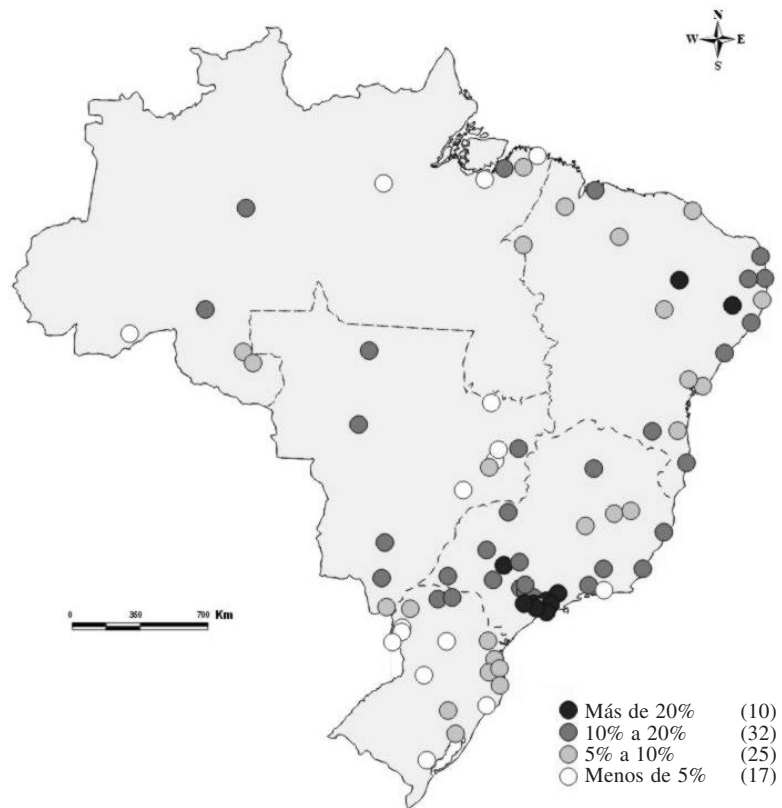
Coincidiendo con el clásico artículo de Martine (1980), se parte del supuesto de que gran parte de los emigrantes desde las macrópolis son personas relativamente más calificadas para el trabajo y más escolarizadas que los demás migrantes, personificando por lo tanto aportes de capital humano capaces de redinamizar a las economías microrregionales receptoras.

Es evidente que muchos de los que vienen de Rio y São Paulo son migrantes de retorno, que vuelven después de haber conquistado una mayor experiencia en el trabajo o una mayor instrucción formal. Aparte de éstos, muchos otros también tienen una mayor escolarización y están mejor preparados para el trabajo. En todo caso ambas condiciones convergen hacia una sola conclusión: los grandes centros urbanos-industriales pueden irradiar efectos dinámicos sobre las regiones periféricas a partir de un proceso de desconcentración económica y demográfica.

Los datos sobre escolaridad que aquí no se muestran, señalan que en varias microrregiones los inmigrantes procedentes de São Paulo y Rio colocados en la industria se distinguían por tener más de nueve años de estudio; así sucedía en Rio Branco, Salvador, Florianópolis, Manaus, Curitiba, São José dos Campos, Belém, Guamá y Maceió. En el terciario esa proporción era aún mayor pues en 39 microrregiones tenían más de 10 años de estudio.

Los datos que se muestran en el mapa 8 permiten comprender mejor la contribución de ese tipo de migración a las microrregiones receptoras. Si se define el umbral del 10% como la participación a partir de la cual es importante la procedencia de São Paulo y Rio en el total de inmigrantes, se registran 42 microrregiones con esa condición; en 10 de ellas la participación superó el 30% y en otras 32 se situó entre el 10% y el 20%.

Mapa 8
BRASIL: PARTICIPACIÓN EN EL TOTAL DE LOS INMIGRANTES PROCEDENTES DE LAS MICRORREGIONES DE RIO JANEIRO Y SÃO PAULO POR MICRORREGIONES SELECCIONADAS



Fuente: IBGE. LESTE. Organización y producción: Ralfo Matos y Rodrigo Nunes.

El proceso de desconcentración demográfica alcanzó sin duda primero a la red de ciudades del Sudeste que están más directamente bajo la influencia de las dos grandes metrópolis, especialmente aquella parte de la red ubicada en el interior paulista alrededor de las conexiones hidroviales a lo largo del Tiete-Paraná. Sus efectos alcanzan a otras localidades centrales del país difundiéndose a través de buena parte de las microrregiones ubicadas en la costa Este-Nordeste del país y por partes del Oeste próximas a las fronteras de Argentina y Paraguay en las regiones Sur y Centro-Oeste.

Queda por averiguar en qué sectores se coloca preferentemente la fuerza de trabajo procedente de São Paulo y Rio considerando su peso relativo en el conjunto de inmigrantes de última etapa residentes en las microrregiones en 1991.

Los datos del cuadro 3 parecerían sugerir que la desconcentración demográfica obedece a dos lógicas distintas: una que afecta a los centros prósperos de perfil industrial localizados en la región Sudeste-Sur y en áreas especiales del resto del país (como Manaus); otra circunscrita a los centros con perfil económico basado en el sector terciario localizados fuera del eje Sudeste, especialmente la franja costera del Nordeste y los centros emergentes del país en el Norte y Centro-Oeste.

Tal vez por esa razón se expliquen los datos derivados del cuadro 3, que indican en forma clara cierta especialización funcional en las corrientes de desconcentración que se dan al interior de la red de lugares. Los trabajadores industriales procedentes de São Paulo y Rio fueron importantes en 29 microrregiones, la gran mayoría ubicada en el Sudeste. Los ocupados en el terciario procedentes de São Paulo y Rio eran muy numerosos, con proporciones superiores al 70% del total de inmigrantes sobre todo en microrregiones fuera del Sudeste. Unos y otros parecen buscar regiones específicas no coincidentes.¹²

Con respecto a la presencia de trabajadores calificados y no calificados en esas corrientes, cabría definir en qué microrregiones son más numerosos los calificados, en qué proporción y en qué sectores, sabiendo de antemano que los calificados del sector terciario son más numerosos que los de la industria.

12 Las microrregiones donde los trabajadores del terciario representaban por lo menos 70% de inmigrantes eran: Florianópolis, Brasília, Foz do Iguaçu, Natal, Salvador, Belém, Aracaju, Recife, Rio de Janeiro, Rio Branco, Maceió, Campos dos Goytacazes, Cuiabá, João Pessoa, Teresina, Santos, Fortaleza, Vale do Paraíba Fluminense, Goiânia, Aglomeración Urbana de São Luis, Itajaí, Pelotas, Vitória, São José do Rio Preto, Curitiba, Porto Velho y Governador Valadares.

Cuadro 3
**BRASIL: INMIGRANTES DE MICRORREGIONES SELECCIONADAS
 PROCEDENTES DE LAS MICRORREGIONES DE RIO DE JANEIRO
 Y SÃO PAULO SEGÚN SU INSERCIÓN EN LOS SECTORES
 OCUPACIONALES Y SU CALIFICACIÓN**

Microrregiones	Primario			Secundario			Terciario		
	Califi- cado %	No cali- ficado %	Total %	Califi- cado %	No cali- ficado %	Total %	Califi- cado %	No cali- ficado %	Total %
Pelotas	41.1	58.9	12.9	62.4	37.6	15.8	82.0	18.0	71.3
Rio Branco	48.5	51.5	15.4	73.6	26.4	8.2	81.7	18.3	76.4
Florianópolis	89.3	10.7	3.5	85.6	14.4	12.4	79.9	20.1	84.1
Ribeirão Preto	53.9	46.1	6.3	70.8	29.2	24.1	77.3	22.7	69.6
Curitiba	61.1	38.9	3.4	72.9	27.1	26.2	76.7	23.3	70.5
Rio de Janeiro	68.0	32.0	1.9	84.7	15.3	21.6	76.2	23.8	76.5
Porto Alegre	53.3	46.7	2.4	73.9	26.1	29.8	75.8	24.2	67.7
Joinville	68.1	31.9	2.0	72.6	27.4	41.6	75.4	24.6	56.5
Itajaí	34.4	65.6	7.7	68.0	32.0	20.1	75.3	24.7	72.1
Juiz de Fora	59.5	40.5	5.2	79.3	20.7	26.6	75.2	24.8	68.3
Bauru	70.3	29.7	8.1	75.4	24.6	25.4	74.6	25.4	66.6
São José do Rio Preto	56.9	43.1	5.2	66.1	33.9	24.2	74.5	25.5	70.6
Campo Grande	42.6	57.4	14.7	56.0	44.0	15.8	74.1	25.9	69.5
São José dos Campos	56.3	43.7	3.3	77.9	22.1	35.2	74.1	25.9	61.4
Porangatu	41.0	59.0	39.3	70.8	29.2	11.4	74.0	26.0	49.3
Blumenau	40.8	59.2	3.3	78.0	22.0	49.8	73.5	26.5	46.9
Anápolis	48.3	51.7	13.1	60.0	40.0	28.7	72.8	27.2	58.2
Foz do Iguaçu	74.6	25.4	14.7	64.4	35.6	7.2	72.7	27.3	78.1
Araraquara	56.5	43.5	18.1	71.6	28.4	28.9	72.3	27.7	53.0
Guarapuava	56.3	43.7	20.9	78.9	21.1	28.9	71.9	28.1	50.2
Criciúma	68.7	31.3	12.8	57.8	42.2	28.9	71.0	29.0	58.2
Brasília	61.1	38.9	3.2	62.5	37.5	12.8	70.7	29.3	84.0
Caxias do Sul	70.9	29.1	10.9	73.5	26.5	44.7	70.6	29.4	44.4
Salvador	74.2	25.8	2.3	77.0	23.0	20.6	69.7	30.3	77.1
Campos dos Goytacazes	41.2	58.8	9.1	69.1	30.9	14.8	69.4	30.6	76.1
Campinas	54.1	45.9	3.4	66.8	33.2	38.7	69.3	30.7	57.9
Natal	70.3	29.7	4.9	62.3	37.7	17.7	68.7	31.3	77.4
Dourados	52.2	47.8	16.0	72.3	27.7	15.6	68.6	31.4	68.4
Uberlândia	60.2	39.8	12.8	61.8	38.2	22.6	68.2	31.8	64.6
Presidente Prudente	46.3	53.7	13.2	69.4	30.6	24.4	68.1	31.9	62.5
Recife	54.6	45.4	2.2	67.0	33.0	21.0	67.5	32.5	76.8
Cuiabá	46.9	53.1	7.4	60.1	39.9	17.4	67.3	32.7	75.2
Jundiá	62.0	38.0	2.9	62.1	37.9	44.0	66.8	33.2	53.1
Limeira	44.4	55.6	13.0	65.3	34.7	35.3	66.3	33.7	51.8
Goiânia	52.2	47.8	5.9	60.4	39.6	21.2	66.3	33.7	72.8
Piracicaba	61.1	38.9	4.5	65.3	34.7	30.7	66.2	33.8	64.8
Ji-Paraná	43.3	56.7	40.7	45.2	54.8	15.3	66.1	33.9	43.9
Chapecó	54.9	45.1	34.3	73.4	26.6	25.8	66.1	33.9	39.9
Santos	37.3	62.7	1.9	69.4	30.6	23.3	66.0	34.0	74.8
Toledo	67.3	32.7	21.4	68.8	31.2	19.4	65.7	34.3	59.2
Vale do Paraíba Fluminense	40.1	59.9	6.8	78.3	21.7	20.3	65.4	34.6	72.9
Iguatemi	33.0	67.0	37.0	38.0	62.0	11.8	65.4	34.6	51.2
Sorocaba	55.0	45.0	6.3	71.4	28.6	40.4	65.3	34.7	53.3
Belo Horizonte	71.2	28.8	3.6	65.0	35.0	27.8	64.9	35.1	68.6
Guarulhos	50.4	49.6	2.6	64.1	35.9	40.8	64.2	35.8	56.7
Porto Velho	27.3	72.7	11.1	56.9	43.1	18.5	63.9	36.1	70.5
Osasco	53.9	46.1	1.9	65.5	34.5	37.9	63.9	36.1	60.2
Umuarama	43.8	56.2	34.2	57.6	42.4	13.2	63.6	36.4	52.6
Londrina	56.4	43.6	6.5	70.8	29.2	24.9	63.4	36.6	68.6
Manaus	30.3	69.7	6.8	71.5	28.5	31.3	63.3	36.7	62.0
João Pessoa	23.7	76.3	3.7	54.6	45.4	21.1	62.1	37.9	75.2
Imperatriz	19.7	80.3	31.0	41.7	58.3	18.0	62.1	37.9	51.0
Montes Claros	35.9	64.1	21.6	52.3	47.7	18.0	61.4	38.6	60.4
Colíder	26.7	73.3	59.1	59.3	40.7	6.3	61.3	38.7	34.6
São Paulo	51.3	48.7	1.6	59.5	40.5	33.6	61.3	38.7	64.8
Vitória	40.6	59.4	4.4	62.4	37.6	24.6	61.0	39.0	71.1
Fortaleza	35.9	64.1	2.8	60.3	39.7	23.3	60.8	39.2	73.8
Cascavel	65.3	34.7	17.7	51.6	48.4	20.5	60.6	39.4	61.8
Sudoeste de Goiás	34.4	65.6	27.9	63.1	36.9	18.7	60.5	39.5	53.4
Maringá	60.5	39.5	4.4	60.1	39.9	26.2	60.4	39.6	69.3
Ipatinga	72.7	27.3	7.3	53.5	46.5	35.9	60.2	39.8	56.8

Cuadro 3 (conclusión)

Microrregiones	Primario			Secundario			Terciario		
	Califi- cado %	No cali- ficado %	Total %	Califi- cado %	No cali- ficado %	Total %	Califi- cado %	No cali- ficado %	Total %
Teresina	24.2	75.8	7.6	48.0	52.0	17.4	59.4	40.6	75.1
Maceió	23.9	76.1	7.8	60.0	40.0	15.9	58.6	41.4	76.3
Porto Seguro	31.4	68.6	21.8	55.0	45.0	18.0	58.0	42.0	60.2
Santarém	28.8	71.2	23.1	36.4	63.6	26.1	57.9	42.1	50.7
Cacoal	40.5	59.5	55.0	66.2	33.8	11.6	57.6	42.4	33.4
Itapecerica da Serra	57.4	42.6	2.2	63.4	36.6	33.9	56.7	43.3	64.0
Ilhéus-Itabuna	19.6	80.4	20.8	47.4	52.6	13.0	56.0	44.0	66.2
Aracaju	54.6	45.4	6.9	52.7	47.3	16.2	55.5	44.5	76.9
Entorno de Brasília	30.0	70.0	11.0	48.8	51.2	22.1	55.3	44.7	66.9
Petrolina	15.9	84.1	27.4	45.5	54.5	21.3	55.0	45.0	51.3
Belém	27.4	72.6	5.0	48.5	51.5	17.9	53.9	46.1	77.1
Agglom. Urbana de São Luís	37.9	62.1	7.5	62.5	37.5	20.0	53.8	46.2	72.4
Mogi das Cruzes	52.2	47.8	3.2	54.2	45.8	48.1	53.0	47.0	48.7
Bragantina	8.6	91.4	46.1	71.9	28.1	10.4	52.4	47.6	43.5
Governador Valadares	45.0	55.0	11.2	47.5	52.5	18.5	51.1	48.9	70.3
Vitória da Conquista	30.9	69.1	12.3	39.8	60.2	21.5	48.1	51.9	66.2
Feira de Santana	29.2	70.8	17.0	60.6	39.4	22.6	47.4	52.6	60.4
Campina Grande	21.2	78.8	9.6	43.2	56.8	24.2	44.0	56.0	66.3
Cametá	39.5	60.5	14.1	60.7	39.3	20.8	42.9	57.1	65.1
Cariri	19.3	80.7	23.2	38.7	61.3	21.5	42.5	57.5	55.3
Vale do Ipojuca	19.7	80.3	20.8	38.7	61.3	25.2	40.8	59.2	54.0
Guamá	3.3	96.7	57.9	26.1	73.9	14.1	37.7	62.3	28.0
Pindaré	12.0	88.0	63.8	32.3	67.7	6.0	35.2	64.8	30.2

Fuente: IBGE, datos parciales del Censo de 1991, Laboratorio de Estudios Territoriales (LESTE).

Nota: Los porcentajes de calificados y no calificados en cada sector suman 100%. Los tres porcentajes relativos al total en cada sector suman 100%.

Las tabulaciones efectuadas permiten concluir que en 31 microrregiones los migrantes calificados de São Paulo y Rio eran como mínimo dos veces más numerosos que los no calificados de la misma procedencia. En su mayoría representan la base industrial localizada en el Sur y Sudeste del país.

En el caso del sector terciario las conclusiones se asemejan a las anteriores. En 36 microrregiones los calificados representan como mínimo el doble de los no calificados y la localización de las microrregiones privilegia principalmente el Sudeste y el Sur del Brasil aunque también figuran algunas capitales del Nordeste y del Centro-Oeste.¹³

Para finalizar este estudio sería razonable esbozar alguna incursión analítica sobre la probable contribución de la mano de obra calificada que los inmigrantes de São Paulo y Rio podrán haber hecho en las

13 La lista, donde las capitales aparecen subrayadas, es la siguiente: Pelotas, Rio Branco, Florianópolis, Ribeirão Preto, Curitiba, Rio de Janeiro, Porto Alegre, Joinville, Itajaí, Juiz de Fora, Bauru, São José do Rio Preto, Campo Grande, São José dos Campos, Porangatu, Blumenau, Anápolis, Foz do Iguaçu, Araraquara, Guarapuava, Criciúma, Brasília, Caxias do Sul, Salvador, Campos dos Goyatacazes, Campinas, Natal, Dourados, Uberlândia, Presidente Prudente, Recife, Cuiabá.

microrregiones que participan en el proceso de desconcentración demográfica del Brasil contemporáneo.¹⁴

La contribución de esos inmigrantes puede medirse por algún indicador que sea sensible a la existencia de trabajadores calificados de ese origen frente a los trabajadores calificados de otras procedencias y de ahí al conjunto restante de inmigrantes no calificados. La construcción de un índice de esta naturaleza es útil para poder responder más claramente, mediante una medición resumida de fácil lectura, a la pregunta sobre cuáles son las microrregiones en que ha sido más efectiva la contribución de los emigrantes de São Paulo y Rio de Janeiro.

Siendo **q** la proporción de inmigrantes calificados procedentes de São Paulo y Rio en relación con el total de inmigrantes de la microrregión; **nq** la proporción de inmigrantes no calificados de Rio y São Paulo en relación con los inmigrantes de la microrregión; **k** la proporción de inmigrantes no calificados no procedentes de Rio y São Paulo en relación con el total de inmigrantes de la microrregión; **nk** la proporción de inmigrantes calificados no procedentes de Rio y São Paulo en relación con el total de inmigrantes de la microrregión; después de sucesivas comprobaciones con posibles índices que podrían expresar la contribución cuantitativa de los inmigrantes procedentes de Rio y São Paulo se llegó al índice de inserción de los calificados **Iq**, como el más adecuado para expresar las siguientes condiciones:

1. Si la proporción de inmigrantes residentes en la microrregión procedentes de Rio y São Paulo fuera muy pequeña **Iq** también debe reducirse.
2. Si la proporción de inmigrantes no calificados procedentes de Rio y São Paulo fuera importante en relación con los inmigrantes procedentes de Rio y São Paulo, **Iq** tiende a disminuir.
3. Si la proporción de inmigrantes calificados procedentes de Rio y São Paulo fuera muy grande y la de no calificados pequeña, aunque los procedentes de Rio y São Paulo sean muy numerosos en relación con los procedentes del resto del país, los resultados de **Iq** deben tender a aumentar.

14 Para restringir el análisis estrictamente a las microrregiones de desconcentración, hay que excluir las dos microrregiones de São Paulo y Rio de Janeiro de la lista de resultados. Ambas aparecen en los cuadros presentados aquí exclusivamente para indicar el flujo recíproco de la una a la otra.

4. Si la proporción de inmigrantes no calificados procedentes de Rio y São Paulo fuera muy importante y la de calificados insignificante aunque los procedentes de Rio y São Paulo fueran muy numerosos en relación con los del resto del país, los resultados de **Iq** tenderán a disminuir.
5. Cuanto mayor sea el valor de la relación entre el total de **nq** y **nk** y el total de **q** y **k** menor será **Iq**

Entonces:

$$Iq = \frac{q}{\frac{(nq + nk)}{(q + k)}}$$

Los resultados calculados para **Iq** se convirtieron en valores entre cero y uno, a fin de facilitar la preparación del mapa y la lectura final. Cuanto mayor fuera **Iq** mayor sería la importancia cualitativa y cuantitativa de los inmigrantes calificados de Rio y São Paulo en la microrregión.

El mapa 9 muestra gráficamente los resultados finales y en él se indica que en 45 de las 82 microrregiones seleccionadas (excluidas las de São Paulo y Rio de Janeiro) la incorporación de los trabajadores calificados procedentes de Rio y São Paulo en el conjunto de los inmigrantes en el período 1981-1991, fue importante. Aunque en esas corrientes se incluyan naturales de las microrregiones de São Paulo y Rio de Janeiro, migrantes de retorno, personas que efectuaban una remigración, predomina sobre todos esos aspectos el que se trate de una corriente en la cual el nivel de calificación y escolaridad de los trabajadores es muy superior al de los demás migrantes, condición que debe haber sido adquirida en las grandes metrópolis.

En 17 microrregiones varia **Iq** entre 0.4 y 1.0: dos de ellas se sitúan en el Centro-Oeste (Cuiabá y Campo Grande), una en el Sur (Florianópolis) y 14 en el Sudeste, con una en Minas Gerais (Juiz de Fora), dos en Rio de Janeiro (Campos dos Goytacazes y Vale do Paraíba Fluminense), y las 11 restantes en el estado de São Paulo: Guarulhos, São José dos Campos, Itapeperica da Serra, Mogi das Cruzes, Osasco, Ribeirão Preto, Bauru, Santos, Campinas, Araraquara y São José do Rio Preto.

Además, otras 26 microrregiones registran un **Iq** con valores significativos (que van de 0.20 a 0.40). Ellas son en orden decreciente del **Iq** Sorocaba, Piracicaba, Presidente Prudente, Manaus, Limeira, Vitória, Londrina, Uberlândia, Jundiaí, Dorados, Natal, Caxias do Sul, Itajaí, Blumenau, Porto Velho, Curitiba, Brasília, Recife, Aglomeración Urbana de São Luis, Montes Claros, Aracaju, Porto Alegre, Campina Grande,

Mapa 9
BRASIL: ÍNDICE DE INSERCIÓN DE LA MANO DE OBRA CALIFICADA DE LOS
INMIGRANTES PROCEDENTES DE LAS MICRORREGIONES DE
RIO DE JANEIRO Y SÃO PAULO EN LA POBLACIÓN
INMIGRANTE DE LAS MICRORREGIONES
SELECCIONADAS



Fuente: IBGE. LESTE. Organización y producción: Ralfo Matos y Rodrigo Nunes.

Maringá, Belém y Joinville. Obsérvese que las microrregiones del estado de São Paulo que caen en esa categoría son apenas cinco (en versalita) localizándose las demás en diversas regiones incluso cinco en el Nordeste.

Sobre la base de los resultados consignados en el mapa puede concluirse que el proceso de desconcentración de la población brasileña a partir de las grandes metrópolis de São Paulo y Rio de Janeiro se hizo notar en los años 80 por lo menos en un conjunto de 40 microrregiones que eran sedes de ciudades secundarias insertas en la red de localidades centrales del Brasil contemporáneo. Por un lado se las puede agrupar en una red que se disuelve hacia el interior y el litoral del estado de São Paulo (y que abarca 17 microrregiones) y se conecta con el Sur por medio de 7 microrregiones y con el Centro-Oeste principalmente por 4 microrregiones. Por otra parte en lo que toca a otras dimensiones de la red de localidades se aprecia que las microrregiones del litoral del resto del Sudeste están articuladas con localidades de la faja del litoral nordestino por medio de otras 9 microrregiones.

SÍNTESIS Y CONCLUSIONES

Las 84 microrregiones aquí estudiadas comprenden la mayoría de los segmentos más importantes de la red de ciudades del Brasil contemporáneo: reúnen al equivalente de más del 50% de la población brasileña de 1991. Las diferencias entre no migrantes e inmigrantes en términos de inserción en los sectores económicos son bastante elocuentes, en muchos casos, y se explican por diversas causas las que se refieren a la selectividad que impone la condición de migrante y la geografía económica de las localidades.

Los no migrantes calificados se destacan sobre todo en la región Sur. En segundo lugar, con participaciones entre 50% y 70% vienen las microrregiones del estado de São Paulo, Rio de Janeiro, el litoral del Nordeste, y buena parte del Centro-Oeste y el Norte. En 24 microrregiones predominan los no calificados. La mayoría de esas localidades se encuentran en el Nordeste, el Norte y el Centro-Oeste.

Los inmigrantes calificados también predominan en el Sur y el Sudeste, habiendo en el Nordeste, el Norte y el Centro-Oeste un número mayor de microrregiones con fuerte presencia de trabajadores no

calificados. Los resultados sugieren que parte de los inmigrantes de vuelta del Nordeste deben ser trabajadores no calificados que regresan después de haber fracasado en su tentativa de radicarse en el Centro-Sur.

La industria y el sector terciario del Sur y del Sudeste son más dinámicos y emplean muchos más trabajadores calificados que las demás Grandes Regiones, en que disminuye la importancia de los trabajadores calificados. Los inmigrantes del sector terciario fueron los principales responsables del crecimiento del número de trabajadores calificados en los mercados de trabajo del Sudeste y el Sur. Esta evolución es muy distinta de la que afecta a los no migrantes.

De todas formas, se ha comprobado la tesis de que la contribución de los trabajadores migrantes es positiva en grado significativo en segmentos del mercado del trabajo de importantes áreas de la red urbana brasileña, las que han participado en el reciente proceso de desconcentración económica y demográfica. Sin embargo, esa contribución, medida por la presencia de trabajadores calificados es más evidente cuando el sector que se analiza es el secundario.

El análisis de las corrientes migratorias procedentes de Rio y São Paulo muestra que la contribución de esos migrantes influye positivamente en el mercado del trabajo de las áreas receptoras. En definitiva hubo cuarenta y dos microrregiones en que tuvieron importancia esas corrientes (más de 10% de inmigrantes).

Los datos sugieren que la desconcentración demográfica obedece a dos lógicas cuando se analizan los movimientos de la fuerza trabajadora: a) una que se relaciona con los centros prósperos de perfil industrial localizados en el Sudeste, el Sur, y en zonas especiales del resto del país (como Manaus); b) otra circunscrita a los centros con perfil económico basado en el sector terciario que se encuentran fuera del eje Sudeste, sobre todo en la franja costera del Nordeste y en centros emergentes del interior del país, en las regiones Norte y Centro-Oeste. Los trabajadores industriales procedentes de Rio y São Paulo tuvieron más importancia en el Sudeste, mientras que los ocupados en el sector terciario fueron más numerosos en otras microrregiones.

La emigración resultante del proceso de desconcentración se tradujo en los años 80 en efectos notables sobre un conjunto de por lo menos cuarenta microrregiones, zonas que albergaban importantes ciudades en proceso de expansión económica y demográfica. Ese proceso por cierto alcanzó primero a la red de ciudades del Sudeste, más directamente bajo la influencia de las dos grandes metrópolis –especialmente en la zona localizada al interior paulista, alrededor de las conexiones hidroviales a lo largo del Tieté-Paraná– pero está alcanzando también a otras localidades

centrales del país esparciéndose por buena parte de las microrregiones ubicadas en la costa Este-Nordeste del país y por territorios al Oeste, próximos a la frontera con Argentina y Paraguay en las regiones Sur y Centro-Oeste.

Finalmente, conviene subrayar que el empleo de la microrregión como categoría de análisis facilitó la visualización de los movimientos migratorios más decisivos del país, lográndose un máximo de conclusiones sobre las tendencias, el volumen, y la espacialidad transregional de los lugares de recepción y emisión de población. Queda así en claro la necesidad de continuar los estudios de este tipo, aplicando metodologías similares a fin de permitir posibles comparaciones con los resultados aquí obtenidos.

BIBLIOGRAFÍA

- Andrade, T.A. y C.A. Lodder (1987), *Sistema urbano e cidades média no Brasil*, Rio de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA)/ Instituto de Investigaciones (INPES).
- Amarante, Luis A. y Paulo Bondioli (1979), "A apropriação regional da renda nacional no Brasil: 1975-85", *São Paulo em Perspectiva*, vol. 1, N° 3, São Paulo, octubre-diciembre.
- Azzoni, Carlos R. (1986), *Indústria e reversão da polarização no Brasil*, São Paulo (IPE)/ Universidad de São Paulo (USP).
- Baeninger, Rosana (1994), "Homogeneização de tendências populacionais em São Paulo: o papel dos Pólos Regionais no processo de urbanização e de redistribuição espacial da população", documento presentado en el Noveno Encuentro Nacional de Estudios Poblacionales de la Asociación Brasileña de Estudios Poblacionales (ABEP), Caxambú, Belo Horizonte.
- Cano, Wilson (1985), *Desequilíbrios regionais e concentração industrial no Brasil; 1930-1970*, Rio de Janeiro, Global.
- Castro, A. Barros de (1975), "A industrialização descentralizada no Brasil", *Ensaio sobre a economia brasileira*, Rio de Janeiro, Forense.
- CNDU/MDU (Conselho Nacional de Desenvolvimento Urbano/Ministério do Desenvolvimento Urbano) (1985), *Evolução da Rede Urbana do Brasil Período 1970-1980*, Brasília.
- Christaller, W. (1933), *Die Zentralen Orte in Süddeutschland*, Iena, Gustav Fischer; C.W. Baskin, *Central Place in Southern Germany*, traducción al inglés, New Jersey, Prentice-Hall, 1966.

- Diniz, C.C. (1993), “Desenvolvimento poligonal no Brasil; nem desconcentração, nem contínua polarização”, *Nova Economia*, vol. 31, Nº 11, Belo Horizonte.
- Diniz, C.C. y E. Rocco (1996), “Reestruturação econômica e impacto regional: o novo mapa da indústria brasileira”, *Nova Economia*, vol. 6, Nº 1, Belo Horizonte.
- Goldstein, Sidney (1976), “Facets of redistribution; research challenges and opportunities”, *Demography*, vol. 13, Nº 4, Washington, D.C., noviembre.
- Faria, Vilmar (1983), “Desenvolvimento, urbanização e mudanças na estrutura do emprego: a experiência brasileira dos últimos trinta anos”, *Sociedade e política no Brasil pós-64*, B. Sorj y M. Almeida (coords.), São Paulo, Brasiliense.
- ____ (1976), “O sistema urbano brasileiro: um resumo das características e tendências recentes”, *Estudos CEBRAP*, Nº 18, São Paulo.
- Franciscone, J.G. y M.A.A. Souza (1976), *A política nacional de desenvolvimento urbano; estudos e proposições alternativas*, Brasília, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA)/ILAN.
- Haddad, Paulo (1989), *Economia regional: teorias e métodos de análise*, Fortaleza, Banco do Nordeste do Brasil.
- Hirschman, A.O. (1958), *The Strategy of Economic Development*, New Haven, Connecticut, Yale University Press.
- IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) (1992), *Divisão regional do Brasil em mesorregiões e microrregiões geográficas*, Rio de Janeiro.
- ____ (1987), *Regiões de influência das cidades*, Rio de Janeiro.
- ____ (1972), *Divisão do Brasil em regiões funcionais urbanas*, Rio de Janeiro.
- IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada) (1973), *Relatório Final do Estudo Caracterização e Tendências da Rede Urbana do Brasil*, Brasília, Instituto de Investigações (INPES).
- Martine, G. (1980), “Adaptação de migrantes ou sobrevivência dos mais fortes?”, *Migração interna; textos selecionados*, A.M. Moura (comp.), Fortaleza.
- Martine, G. y C.C. Diniz, (1989), “Economic and Demographic Concentration in Brazil: Recent Inversion of Historical Patterns”, Liege, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP), inédito.
- Martine, G. y otros (1990), “A urbanização no Brasil: retrospectiva, componentes e perspectivas”, *Para a década de 90. Prioridades e perspectivas de políticas públicas*, Brasília, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA)/ (IPLAM).
- Matos, Ralfo Edmundo da Silva (2001), *Fluxos migratórios e desconcentração espacial no Brasil; os números, os lugares e as populações (relatório de pesquisa/CNPq)*, Belo Horizonte.
- ____ (1996a), “Desconcentração espacial e processos de exclusão da população migrante em Belo Horizonte”, *Geografia*, vol. 21, Nº 1, Rio Claro.
- ____ (1996b), “Seletividade de migrantes pela procedência e fatores explicativos: o caso de Belo Horizonte”, documento presentado en el Décimo Encuentro Nacional de Estudios Poblacionales de la Asociación Brasileña de Estudios Poblacionales (ABEP), Caxambú, Belo Horizonte.

- ____ (1995a), *Dinâmica migratória e desconcentração da população na macrorregião de Belo Horizonte*, Belo Horizonte, Centro de Desarrollo y Planificación Regional (CEDEPLAR).
- ____ (1995b), “Questões teóricas acerca dos processos de concentração e desconcentração da população no espaço”, *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, São Paulo.
- Myrdal, Gunnar (1957), *Economic Theory and Under-developed Regions*, Londres, Gerald Duckworth.
- Negri, Barjas (1996), *Concentração e desconcentração industrial em São Paulo (1880-1990)*, São Paulo, Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP), Editora da Unicamp.
- Redwood III, John (1984), “Reversión de polarización, ciudades secundarias y eficiencia en el desarrollo nacional: una visión teórica aplicada al Brasil contemporáneo”, *Revista latinoamericana de estudios urbanos regionales*, vol. 11, Nº 32, Santiago de Chile, diciembre.
- Richardson, Harry W. (1980), “Polarization reversal in developing countries. The Regional Science Association Papers”, *Los Angeles*, vol. 45, noviembre.
- Rigotti, J.I. (1994), “Fluxos migratórios e distribuição espacial da população na região metropolitana de Belo Horizonte – década de 70”, Dissertação, Belo Horizonte, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR), Faculdade de Ciências Econômicas (FACE), Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).
- Serra, R.V. (1999), “Desconcentração urbana e oportunidades de trabalho: um estudo da integração dos imigrantes no mercado de trabalho das cidades médias”, *CNPD – I e II Concurso Nacional de Monografias sobre População e Desenvolvimento*, Brasília.
- Singer, Paul (1976), “Migrações internas: considerações teóricas sobre seu estudo”, *Economia Política da Urbanização*, São Paulo, Brasiliense.

