

NOTAS DE POBLACIÓN

AÑO XXVIII, N° 72, 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.2114-P

Junio de 2001

Copyright © Naciones Unidas 2001
Todos los derechos están 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.01.II.G.98

ISBN 92-1-321858-3

Ilustración de portada : Carlos Prado (San Pablo, 1908-1992)
Detalle, *Barredores de la calle*, 1935
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

Daniel S. Blanchard Director

La Revista **NOTAS DE POBLACIÓN** es una publicación del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población, cuyo propósito principal es la difusión de investigaciones y estudios de población sobre América Latina y el Caribe, aun cuando recibe con particular interés artículos de especialistas de fuera de la región y, en algunos casos, contribuciones que se refieren a otras regiones del mundo. Se publica dos veces al año (junio y diciembre), con una orientación interdisciplinaria, por lo que acoge 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
Rolando Sánchez
Susana Schkolnik

Coordinador Técnico:

Juan Enrique Pemjean

Secretaria:

María Teresa Donoso

Redacción y administración:

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

Precio del ejemplar: US\$ 12

Suscripción anual: US\$ 20

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

SUMARIO

Análisis demográfico: nuevas teorías, nuevos modelos y nuevos datos. <i>Alberto Palloni</i>	7
La estabilidad financiera de las pensiones basadas en cuentas nocionales. <i>Salvador Valdés-Prieto</i>	39
Problemas en la declaración de edad de la población adulta mayor en los censos. <i>Fabiana Del Popolo</i>	73
Factores demográficos del asentamiento y la circularidad en la migración México-Estados Unidos. <i>Alejandro I. Canales Cerón</i>	123
Abordando un proceso endógeno: la relación entre el trabajo extradoméstico femenino y el poder y autonomía de las mujeres casadas dentro del hogar en México. <i>Irene Casique</i>	159
Los comportamientos de salud correlacionados y la transición de la mortalidad en América Latina. <i>Michael J. McQuestion</i>	189

ANÁLISIS DEMOGRÁFICO: NUEVAS TEORÍAS, NUEVOS MODELOS Y NUEVOS DATOS*

Alberto Palloni

Centro de Demografía y Ecología
Universidad de Wisconsin-Madison

RESUMEN

En el presente documento se pasa revista a algunas elaboraciones teóricas relativamente nuevas en el campo de la demografía, los modelos desarrollados para formular nuevas teorías y los datos necesarios para someter a estos modelos a pruebas empíricas. Se examinan las nuevas ideas empleadas para explicar la declinación de la fecundidad, poniendo un fuerte acento en las redes sociales y las interacciones sociales; se explican las ventajas del empleo de modelos multiestado complejos para el examen de diversos procesos; se describen brevemente las posibilidades que ofrece el análisis secuencial en tanto herramienta de estudio de las secuencias y las transiciones del ciclo vital; y se identifica la capacidad de los modelos de correspondencia para el estudio de diversos fenómenos, desde la nupcialidad hasta los arreglos residenciales. Por último, se alega enérgicamente en favor de la necesidad de seguir utilizando la microsimulación como herramienta de verificación y exploración.

* Documento de trabajo presentado en la Giornata di Studio, Demografía: Presente e Futuro, Università degli Studi di Padova y Società Italiana di Statistica, Padua, Italia, 17 de diciembre de 1999.

DEMOGRAPHIC ANALYSIS: NEW THEORIES, NEW MODELS AND NEW DATA*

ABSTRACT

This paper reviews relatively new theoretical developments in demography, the models formulated to falsify new theories, and the data required to put the models to an empirical test. I review new insights in the explanation of fertility decline that derive from heavy emphasis on social networks and social interactions, explain the advantages to be had from deployment of complex multistate models in the examination of a number of processes, describe briefly the promise of sequence analysis as a tool for the study of life cycle stages and transitions and identify the power of matching models for the study of very diverse phenomena, from nuptiality to residential arrangements. Finally I argue forcefully for the continued use of microsimulation as a verification and exploratory tool.

* Working paper presented at the Giornata di Studio, Demografia: Presente e futuro, Università degli Studi di Padova y Società Italiana di Statistica, Padua, Italia, 17 December 1999.

1. UNA REVISIÓN SOMERA DE LOS AVANCES TEÓRICOS RECIENTES

En la última década la demografía ha logrado adelantos considerables en el plano teórico. Se han modificado o descartado viejas teorías y han surgido otras nuevas para explicar fenómenos no observados previamente o aquellos que se resisten tenazmente a reducirse a teorías aceptadas convencionalmente. Algunos ejemplos bastarán para ilustrar este aspecto. Primero, las explicaciones de los cambios de fecundidad solían ser relativamente vagas e imprecisas. Un caso ilustrativo es el conjunto de proposiciones más bien inconexas extraídas del denominado marco de transición demográfica (Notestein, 1945). Las contribuciones de sociólogos como Caldwell (1982), Coale y Watkins (1986), Mason (1997) y Retherford (1985), significaron mayor precisión, y las de economistas como Becker (1960) e Easterlin y Crimmins (1985) quienes, premunidos de marcos de maximización de utilidades, dieron más rigor –aunque no necesariamente mayor verosimilitud– a las teorías del cambio de fecundidad. Se pagó un alto precio por este rigor adicional: durante los veinte últimos años prevaleció una dicotomía rígida en este ámbito donde un paradigma afincado en el cálculo económico compite con un paradigma en que los individuos se adaptan a las restricciones sociales y culturales. Sin embargo, tal como se ilustra en un volumen reciente de la Academia de Ciencias de los Estados Unidos (1998) esa dicotomía se está desintegrando a medida que las teorías económicas y los modelos correspondientes incorporan cada vez más factores sociales y culturales en el análisis costo-beneficio más convencional con actores racionales. Los nuevos modelos intentan explicar la persistencia y el cambio conductual como una función tanto de los cálculos económicos individuales como de la adaptación a un medio social y cultural. Los modelos entrañan mecanismos de retroalimentación complicados, y nos permiten conocer mejor el impacto exógeno (y a veces endógeno) de los cambios de políticas. Estos modelos son sin excepción muy exigentes en materia de tecnología computacional e información empírica.

Segundo, aunque la literatura epidemiológica sobre la propagación de enfermedades se benefició desde muy temprano de varios modelos deterministas y estocásticos, ella permaneció atrofiada y no dio los frutos previstos al comienzo. Plagado de problemas matemáticos de difícil

solución y de demandas de información que desafiaban incluso a la empresa de recopilación de datos más ambiciosa, el mecanismo sofisticado elaborado por Bailey (1975) o por Bartholomew (1973), por ejemplo, fue usado escasamente por uno que otro demógrafo. Sólo ha sido últimamente y sobre todo mediante el influyente trabajo de Anderson y May (1991) que dichos modelos fueron restablecidos, afinados e implementados para responder preguntas empíricas. Un ejemplo de esto son las aplicaciones para conocer la propagación del virus de inmunodeficiencia humana/síndrome de inmunodeficiencia adquirida (VIH/SIDA). Aunque estos modelos siguen todavía en manos de los demógrafos profesionales, hay una presión creciente para utilizarlos en cuestiones que van desde la salud y la mortalidad hasta las que tratan de las relaciones diferentes entre eventos en el ciclo vital de los adultos jóvenes (Billari y otros, 1999). Phillipson y colaboradores han seguido una senda de investigación muy promisoría al embarcarse en una tentativa de conjugar modelos epidemiológicos que operan en un vacío social y político con un marco de maximización de utilidades que les permite introducir actores racionales, definir mecanismos mediante los cuales sus acciones puedan tener un impacto sobre la dinámica agregada y aquellos en lo que las propiedades agregadas del sistema influyen en la toma de decisiones individual. Estos modelos, como los ya mencionados relativos a las interacciones sociales, permiten que haya una retroalimentación entre la toma de decisiones individual y las propiedades agregadas del sistema y, por ende, tienen que encarar y resolver cuestiones relacionadas con posibles equilibrios múltiples.

Tercero, hace mucho tiempo que tanto los demógrafos como los sociólogos son conscientes de que algunos eventos en la vida de los individuos —edad al contraer matrimonio, el embarazo, el divorcio, el estado de salud, la jubilación— están estrechamente vinculados no sólo con sucesos aislados o con características fijas adquiridas previamente, sino con toda una cadena de eventos, con características rápidamente cambiantes. Hemos ideado incluso una expresión para referirnos a este tipo de cadenas, a saber, “etapas del ciclo vital”. Por ejemplo, ahora nos estamos percatando de que la propensión al divorcio puede estar vinculada con la clase de entorno familiar y los grupos de compañeros que tuvimos al comienzo de la adolescencia, e incluso con la propensión al divorcio de los propios padres. En materia de estratificación social hay un buen acopio de investigación que muestra que la categoría ocupacional en un momento determinado es una función de toda la carrera ocupacional previa (así como las carreras matrimonial y educacional), es decir, la secuencia de categorías que el

individuo ocupó antes. Asimismo, la literatura sobre el estado de salud y la mortalidad ha presentado pruebas convincentes que revelan que los sucesos de la vida adulta pueden remontarse a sucesos que ocurrieron en etapas previas de la vida, incluso in útero (Barker, 1998). Por último, en criminología, un ámbito en que los demógrafos y economistas han hecho grandes aportes, hemos ideado el concepto de “carreras delictivas” a fin de comprender la conducta criminal persistente. Esta conceptualización nos permite entender cómo una determinada secuencia de sucesos previos amarra los individuos a una trayectoria futura donde aumenta la probabilidad de incurrir en nuevas conductas delictivas.

En todos estos ejemplos, la cuestión clave parece ser que la secuencia de los estados que un individuo ocupa previamente es la relevante para la ocurrencia (o no ocurrencia) de sucesos en el futuro. El estudio de tales fenómenos ha resultado ser muy difícil, en parte porque exige una mayor abundancia de datos de los que habitualmente disponemos. Pero las dificultades emanan también del hecho de que este tipo de enfoque requiere instrumentos técnicos bien desarrollados que la mayoría de los demógrafos no conocen o no se interesan en conocer. Un obstáculo adicional es que los procedimientos factibles y promisorios están poco desarrollados, no se han difundido todavía lo suficiente en el seno de la comunidad de investigadores, ni tampoco se han ensayado ampliamente. Los modelos aleatorios multiestado y los análisis secuenciales constituyen buenos ejemplos. Examinaré ambos a continuación.

Cuarto, hay algunos fenómenos demográficos que requieren un conocimiento de cómo los individuos se corresponden finalmente entre sí en términos de algunos recursos definidos a priori. El matrimonio es el ejemplo prototípico de un problema de correspondencia, pero también lo son los procesos mediante los cuales los individuos obtienen empleo, o cuando toda la familia está involucrada en la toma de decisiones sobre la migración de alguno de sus miembros, o cuando vástagos y padres concuerdan en determinadas formas de apoyo social, material y emocional, las llamadas transferencias intergeneracionales intrafamiliares. Lo característico de todos estos ejemplos es la existencia de algún tipo de proceso dinámico que requiere la búsqueda y el acuerdo de varios actores, todos los cuales tratan de maximizar algún tipo de beneficio en cooperación (o competencia) con otros. Por lo tanto, no es extraño que se hayan empleado enfoques teóricos de la teoría de juegos y modelos de negociación para dilucidar algunos de ellos. Pero los modelos son complejos, la literatura es oscura para la mayoría de los demógrafos y los procedimientos de estimación son enredados y requieren mucha computación.

Por último, de un tiempo a esta parte sabemos que los cambios económicos, sociales y culturales exógenos conducen a la transformación de las familias y los hogares. Empero, las inferencias sobre la ocurrencia de tales transformaciones a partir de configuraciones observables de familias u hogares —y sobre la relación entre estos cambios y los factores exógenos— son entorpecidas por el simple hecho de que los mismos factores exógenos que conducen a que los cambios de las propensiones individuales se agrupen bajo el paraguas de diversas formas de familias u hogares afectan también las condiciones demográficas. A su vez, éstas influyen en la disponibilidad de parentela, restringiendo con ello la frecuencia de ciertas configuraciones de familias u hogares (Wachter, Hammel y Laslett, 1978; Wachter y otros, 1999). El problema es insoluble salvo mediante el uso de modelos de microsimulación que nos permitan estimar la magnitud del impacto de los cambios en las condiciones demográficas, aislando así un cambio observado “no contaminado” para ser explicado por la acción de factores exógenos. El primer modelo de esta especie fue propuesto por Wachter y colaboradores, aunque también se ha utilizado una nueva versión de Wachter (Wachter y otros, 1999). Ruggles (1987) y Wolf (Wolf y otros, 1995) han propuesto varios modelos y usos alternativos que todavía no han hallado su camino en la práctica de la demografía. Abordaremos algunos de estos temas más adelante.

Los modelos de microsimulación como éstos pueden ser de utilidad en varios otros contextos, no sólo para el estudio de familias y hogares. Y algunas de nuestras teorías cada vez más complejas necesitarán que las verifiquemos empleando una mezcla de datos observados y microsimulación.

El presente artículo ofrece una revisión somera de los modelos y procedimientos de estimación conexos que se aplican en cada una de ellos. En cada caso presentaré las características principales de los modelos, identificaré las mejoras con respecto a los modelos previos examinando sus implicaciones teóricas verificables y, por último, trataré los procedimientos de estimación y la tecnología computacional conexas necesarias para seguir avanzando. Espero expresar bien claramente mi argumento principal: es posible obtener progresos considerables pero su consecución dependerá de nuestra capacidad de incrementar la complejidad de nuestros marcos explicativos, formular estudios de diseño novedosos para la recopilación de nuevos datos y, por último, aprovechar bien la nueva tecnología computacional. El dominio de la estadística estándar está rápidamente cediendo el paso a enfoques alternativos que liberan al analista de la necesidad de invocar supuestos restrictivos y a veces irreales. Sin

embargo, estos enfoques son viables sólo mediante aplicaciones computacionales intensivas. Simultáneamente, deberíamos ser capaces de formular teorías que incorporen complejidades que hasta ahora no podían reflejarse en los modelos destinados a verificarlas. Dado que no soy el primero en esgrimir este argumento (véase Burch, 1999; Hanemann, 1988; y Wachter, 1987), no soy el único responsable de efectuar una evaluación que podría resultar errónea.

2. TEORÍAS ECONÓMICAS VERSUS TEORÍAS IDEACIONALES DE LA FECUNDIDAD

Aunque la conclusión final del estudio de fecundidad de Princeton ha sido cuestionada últimamente por lo menos en un país atribuyéndosela a datos incompletos y a un modelado defectuoso (Galloway y otros, 1994), ésta sigue destacándose como una tajante generalización negativa: una fracción importante de la disminución total de la fecundidad en Europa septentrional y occidental durante el período 1870-1930 no se debió a transformaciones sociales y económicas mensurables, como lo sostiene la teoría convencional de la transición demográfica. La observación de que los niveles de fecundidad así como el ritmo de declinación tienden a aglomerarse a lo largo de fronteras regionales, étnicas e idiomáticas, inspiró la deducción de que los cambios eran impulsados por un mecanismo de difusión en que las barreras regionales, culturales e idiomáticas podían a veces ofrecer resistencia a una onda de cambios o, viceversa, precipitar nuevos cambios.

Si bien la idea de que la difusión puede impulsar el proceso de declinación de la fecundidad es bastante razonable y atractiva, nunca fue bien formulada, es decir, los mecanismos mediante los cuales se suponía que operaba la difusión jamás se detallaron con precisión. Además, la verificación de esta versión débil de la hipótesis rara vez se hizo en forma directa y se procedió en cambio mediante un ensayo residual, es decir, lo que no podía explicarse mediante factores mensurables (“estructurales”), tenía que ser atribuible a la difusión.

Una vez concluido el estudio de fecundidad de Princeton, dos marcos explicativos se trabaron en una oposición encarnizada y rígida. Uno redujo el comportamiento de la fecundidad al resultado de la toma racional de decisiones por los individuos que buscan maximizar algún tipo de utilidad. Aunque en su forma más rigurosa este marco fue introducido en la demografía como una importación directa de la economía, los demógrafos

ya lo habían aplicado en una forma mucho más libre (la teoría de la transición demográfica es un buen ejemplo), y también estaba presente en las formulaciones aparentemente muy distanciadas del marco de maximización de utilidades (los flujos intergeneracionales de Caldwell son una ilustración de esto). El otro marco, formulado de manera mucho más liberal, se basaba en la idea de que la toma de decisiones sobre la fecundidad respondía a influencias de factores culturales y la adhesión a prácticas y creencias características de grupos étnicos, idiomáticos o de otra índole a los que pertenecen los actores. Las ondas de cambio ideacional que se originaban en un determinado contexto social podían a veces (y en condiciones que suelen permanecer oscuras) invadir otros contextos sociales y, de adoptarse, podían explicar en gran medida el cese de un régimen de fecundidad elevada. Un ejemplo es la idea de que la “occidentalización” es la causa fundamental de los cambios de fecundidad en algunas zonas en desarrollo.

En ninguna parte se formula con mayor nitidez el contraste entre estos dos marcos que en la versión de Cleland y Wilson (Cleland y Wilson, 1987). En esta revisión, los autores describen las diferencias entre los marcos y combaten la explicación económica demostrando que todas las pruebas disponibles sobre la declinación de la fecundidad en las zonas en desarrollo apuntan a la existencia de influencias vinculadas con factores ideacionales que superan con creces las vinculadas con posiciones socioeconómicas individuales. Si esto es o no verídico es tan fundamental como la solución de dos cuestiones teóricas claves. Primero, ¿es razonable cosificar estos dos marcos como si fueran realmente entidades que compiten en un juego de suma cero? Segundo, ¿podemos concebir procesos de difusión o ideacionales en que se adopte una nueva conducta sin incorporar restricciones impuestas por las condiciones socioeconómicas individuales? A mi juicio, la respuesta a ambas interrogantes es negativa. Las abordaré en orden inverso.

a) Los procesos de difusión no ocurren en un vacío socioeconómico

En otros escritos (Palloni, 1998), ofrece una definición de los procesos de difusión que capta las complejidades involucradas en representar los mecanismos mediante los cuales ocurre la difusión: “Un proceso de difusión es aquel en que la selección o adopción (rechazo) de una conducta o práctica depende de un proceso individual de toma de decisiones que asigna una influencia importante a la conducta de adopción (rechazo) de otros

individuos dentro del sistema social” (véase también Montgomery y Chung, 1994; Montgomery y Casterline, 1996; Montgomery y Casterline, 1998). La definición implica la adopción de dos premisas importantes. Primero, la difusión resulta de los procesos individuales de toma de decisiones y no es, como se pensaba tradicionalmente, el resultado de una opción de conducta algo insensata e irracional. Desde este punto de vista el contraste entre, por una parte, un actor racional cuya decisión depende de los precios y presupuestos individuales y, por la otra, un individuo impulsivo cuyas acciones dependen de la operación de inclinaciones oscuras hacia o contra la adopción de alguna conducta, es falso. Segundo, la distinción entre una situación que entraña la difusión y otra que no lo hace es la existencia (inexistencia) de influencias sociales, es decir, los efectos de la conducta del otro sobre la conducta del ego. Por lo tanto, un elemento clave es la identificación del conjunto de “personas significativas” para un individuo determinado y para una conducta dada.

b) Integración de modelos I: modelos sociológicos

A partir de esta definición podemos establecer proposiciones teóricas, recurriendo al proceso de difusión, en modelos más o menos depurados para verificarlos directamente, de modo que la explicación de la difusión deje de ser validada por defecto. Hay varias maneras de hacerlo y todas suponen la integración en un modelo único que incorpore factores vinculados tanto con el cálculo de la maximización individual como con las influencias sociales. En aras de la brevedad describiré dos modelos, uno de inspiración sociológica y el otro de tenor económico. Lamentablemente, esto no hace justicia a la riqueza de estos modelos (véase también Montgomery y Casterline, 1998; Strang y Tuma, 1993; Durlauf, 1999; Brock y Durlauf, 1995; Durlauf y Walker, 1998; Kohler, 1997).

El primer modelo es de inspiración sociológica. Aquí representamos individuos que eligen entre un conjunto de conductas alternativas dentro de un conjunto de restricciones individuales y sociales. Esto puede lograrse con la mayor eficiencia planteando la existencia de un sistema con dos estados, uno que representa la adopción de la conducta objetivo y la otra que representa la adopción de una conducta diferente. Se permite que los sujetos se muevan entre estos dos estados en función de las características individuales vinculadas con las condiciones económicas y sociales (costos y utilidades), las características externas que obran como restricciones (o facilitadores), la influencia de fuentes externas de ideas y los efectos de las redes sociales del individuo. Para captar la dinámica de este sistema de

dos estados podemos formular un par de ecuaciones para el riesgo o azar de las transiciones entre los dos estados:

$$\begin{aligned}\mu_{12i}(t) &= \mu_{o12}(t) \exp(\beta X_i(t) + \gamma Z_i(t) + \alpha W_i(t) G(Y(t)) + \varepsilon_{12i}) \\ \mu_{21i}(t) &= \mu_{o21}(t) \exp(\beta^* X_i^*(t) + \gamma^* Z_i^*(t) + \alpha^* W_i^*(t) G^*(Y^*(t)) + \varepsilon_{21i})\end{aligned}\quad (1)$$

donde $\mu_{12i}(t)$ es el riesgo de moverse del estado 1 (no adoptante) al estado 2 (adoptante) para el individuo i en el momento t , $\mu_{o12}(t)$ es el riesgo base, X_i es un vector de las "características estructurales" del individuo i , Z_i es una función vectorial que contiene información sobre fuentes externas de información que pueden influir en la elección de i , W_i es un vector de contigüidad para el individuo i que contiene la ponderación asignada a la influencia de contactos con individuos $j=1, \dots, i-1, i+1, \dots, N$, donde N es el número total de miembros del sistema, G es una transformada funcional e Y es un vector de respuestas para los miembros $j=1, \dots, i-1, i+1, \dots, N$. Por último, ε_{12i} es un término de error. La segunda ecuación define el riesgo de pasar del estado 2 al estado 1 (abandonando la nueva conducta). Es análoga a la primera, pero con la posibilidad de líneas de base diferentes, efectos diferentes y matrices de covarianza diferentes. El vector de contigüidad es dependiente del tiempo para dar cabida a las influencias cambiantes derivadas de redes sociales durante el proceso. Asimismo, los vectores de las respuestas Y e Y^* permiten actualizar la información sobre los miembros del sistema.

Este modelo confronta varios problemas. El más importante es que su naturaleza es *ad hoc*, puesto que no existe una formulación teórica a partir de la cual se puedan inferir o traducir mecanismos específicos mediante los cuales las influencias sociales y las características individuales afectan la toma de decisiones. Este problema desaparece si se elige un marco económico.

c) Integración de modelos II: modelos económicos

Aunque hay otras formulaciones relativas al aprendizaje social (Kohler, 1997; Montgomery y Casterline, 1998), reseñaré aquí un atractivo modelo de efectos de las interacciones sociales elaborado por Brock y Durlauf (1995), Durlauf (1999) y Durlauf y Walker (1998). Lo atractivo de esta formulación es que conjuga efectivamente un modelo de maximización individual de la utilidad incorporando las interacciones sociales con modelos de opción discreta que son familiares y estimables a

partir de datos empíricos, al menos cuando el sistema está en equilibrio. Se parte con un conjunto de actores, $i=1, \dots, I$, en un contexto social determinado; cada actor desea maximizar su utilidad en el tiempo t desde la adopción (no adopción) de una conducta w_{it} que puede alcanzar valores 1 (adopción) o -1 (no adopción). Su decisión depende de la maximización de una función V de características individuales X_{it} , la respuesta (promedio) percibida de otros actores, w_{it}^* , y el shock externo no observado. Los pasos fundamentales en la formulación de los modelos consisten en postular la naturaleza de V y la de ε_{it} . Primero, se supone que V tiene una estructura lineal de modo que:

$$V(w_{it}, X_{it}, \varepsilon_{it}(w_{it})) = u(w_{it}, X_{it}) - J/2(w_{it} - w_{it}^*)^2 + \varepsilon_{it}(w_{it}) \quad (2)$$

El modelo se compone de dos tipos de utilidad: una es la utilidad individual incorporada en el primer componente $u(\cdot)$; la otra es la utilidad social representada por el segundo componente. Este depende de un parámetro J y de una medición de la conformidad social ($w_{it} - w_{it}^*$). Cuando J es 0 el modelo colapsa en un problema clásico de maximización de la utilidad individual. Segundo, se supone que los términos de utilidad aleatorios se distribuyen en valores extremos de modo que su diferencia se distribuye como una función logística. Es este supuesto lo que hace manejable el modelo mediante enfoques convencionales de opciones discretas. El paso siguiente de la formulación es solucionar la opción media de equilibrio. Esta solución se obtiene investigando la naturaleza de la probabilidad individual de adoptar la conducta en cada momento, dado el deseo de extraer el máximo de utilidad. Asintóticamente (cuando el número de individuos se torna muy considerable) se verifica que el sistema puede tener uno o tres equilibrios con distintas conductas medias. Cual de los equilibrios es el que ocurre depende de la fuerza de la utilidad social y la magnitud del sesgo hacia una opción inducida por la utilidad privada. En los entornos donde la utilidad social impera sobre la utilidad individual, lo más probable es observar equilibrios múltiples. El modelo implica también que en presencia de efectos sociales sustanciales, pequeños cambios iniciales motivados, por ejemplo, por su adopción entre unos pocos precursores, pueden conducir a una cascada de cambios individuales que precipiten una rápida declinación de la fecundidad.

Ambos modelos (1 o 2) implican que a) la toma de decisión individual no es independiente de los efectos sociales y b) que la conducta de adopción se realiza en un entorno donde el individuo toma decisiones racionales. Las aplicaciones de cualquiera de estos modelos tropiezan con dificultades

comunes. La primera es la necesidad de información sobre la toma de decisiones de parte de otros actores, y sobre aquellos que pueden ser actores importantes para un ego. Por cierto que la elección de una matriz de ponderaciones para las decisiones de otros (requerida en el modelo 1, pero no en la forma corriente del modelo 2) no es un asunto trivial y tiene que resolverse teóricamente. Incluso si se resuelve satisfactoriamente, hay que evaluar las ponderaciones empíricamente y esto significa inevitablemente dificultades para la recopilación de datos. Ninguno de estos modelos puede estimarse con un grado de robustez mínimo sin acceder a información longitudinal.

La segunda dificultad es que la estimación empírica de los modelos no es sencilla y suele requerir técnicas y procedimientos especiales. El modelo (1) exige postular la existencia de heterogeneidad individual, lo que normalmente conduce a serios problemas de identificación y sólo es solucionable a expensas de efectuar una integración complicada y, al menos en algunos casos, de aplicar la Cadena de Markov Monte Carlo (CMMC). La estimación de los modelos derivados del marco más económico ya descrito suele ser problemática, puesto que involucra el supuesto de que el sistema ha alcanzado un estado estable. Por último, el análisis confirmatorio puede exigirnos que realicemos micro simulaciones que nos ayuden a decidir entre formulaciones viables alternativas.

3. CONDUCTAS INDIVIDUALES Y PROPIEDADES SISTÉMICAS

Las aplicaciones demográficas modernas se centran con frecuencia en el siguiente tipo de problema: los individuos ocupan un número de estados limitado, $i=1, \dots, k$, y transitan entre ellos según un índice de intensidad o azar, $\mu_{ij}(t)$. Por ejemplo, en el análisis de la salud de los adultos postulamos la existencia de un sistema multiestado con cuatro estados, a saber, sano, con enfermedades crónicas, con discapacidad y muerte. Puede que un demógrafo especializado en temas de familia desee centrarse en las etapas del ciclo de vida familiar, en cuyo caso nos interesan estados como matrimonio y cohabitación, divorcio, separación, y parto. O, por último, podríamos desear verificar teorías respecto a la fecundidad en cuyo caso se podría utilizar la equivalencia entre estados y órdenes de nacimiento. En suma, se puede conceptualizar así una gama impresionante de problemas interesantes en el ámbito demográfico. Los modelos aleatorios multiestado se han diseñado para que podamos estimar parámetros o funciones básicas,

a saber, los índices aleatorios básicos (los μ) y los efectos de las covariantes (algunas fijas y algunas con dependencia cronológica) sobre dichos índices. La estimación de estos modelos requiere una información bastante detallada sobre el cronograma y el orden de los acontecimientos, las características de los individuos y la naturaleza de las características no medidas. Cabe señalar que es muy escasa la investigación empírica que han utilizado estos modelos pese a que podrían rendir excelentes resultados. Dado que los requisitos de datos son bastante exigentes, la formulación del problema desde un comienzo como uno que involucra azares multiestado nos permitiría sugerir nuevos diseños para la recopilación de datos que cumplieran con las condiciones para la estimación e identificación de estos modelos.

Pero la mera aplicación de estos procedimientos no es la única actividad que va a enriquecer el análisis demográfico. Hay otras dos líneas de trabajo promisorias que los analistas están comenzando a estudiar con cierto detalle. La primera se ocupa de las implicaciones macro de los microprocesos. La estimación de un modelo aleatorio multiestado sobre las secuencias observadas de procesos individuales no brinda información por sí misma sobre las propiedades agregadas, es decir, sobre los efectos netos de los microprocesos (los que se realizan a nivel de los individuos) a nivel macro (las características agregadas derivadas). Por ejemplo, dadas las estimaciones de los índices aleatorios y los efectos de las covariantes de un modelo multiestado que describe la salud y la morbilidad, quisiéramos saber cuál es la distribución implícita de la población por estado de salud, por la duración de cada estado y por la edad. Anderson y May (1991) ofrecen un procedimiento completo que vincula los índices de transición individual y las distribuciones agregadas. Billari y colaboradores (1999) aplicaron algunos de los instrumentos de Anderson y May para estudiar las características de estado estable de los adultos jóvenes que corresponden a un conjunto particular de índices a nivel individual. Sin embargo, estas inferencias requieren el supuesto de un estado estacionario, cuya existencia no está asegurada en modo alguno y debe ser explorada *ex ante*. Alternativamente, puede estudiarse la dinámica del sistema, es decir, su trayectoria en el tiempo, como una función de la evolución de los procesos individuales. Esto no es una tarea trivial porque suele estar plagada de dificultades analíticas y requiere considerable trabajo computacional.

El estudio de la relación entre macro y micro procesos puede suministrar también instrumentos para discriminar entre diferentes modelos micro. La mayoría de estos modelos son no anidados y su desempeño relativo no puede evaluarse con pruebas convencionales de verosimilitud,

sino que exige evaluaciones Bayesianas (tales como el criterio de Akaike o la medición BIC). Sin embargo, está claro que utilizando las implicaciones macro de un modelo micro estimable se podría evaluar la medida en que las propiedades distributivas agregadas observadas se aproximan o no a las implicadas directamente por los modelos micro. Todavía no he visto análisis en que esta estrategia se despliegue plenamente. Considérese, por ejemplo, la estimación de un modelo multiestado para el análisis de la fecundidad. Estos modelos pueden volverse tan complicados como queramos hacerlos pero, en aras de la simplicidad, supongamos que hay una serie de estados que representan n órdenes de nacimiento y $n-1$ índices de transición que estimar. Las estimaciones de los índices y de los efectos de las covariantes sobre los índices implica una medición de la fecundidad agregada, como la tasa global de fecundidad (TGF). Si el valor implícito de la TGF no se aproxima a los valores observados de la TGF, entonces probablemente el modelo es incorrecto, independientemente de lo que puedan sugerir al analista la razón de verosimilitud o las pruebas t .

También hay otras aplicaciones e implicaciones. Retómese el modelo multiestado de salud, morbilidad, discapacidad y mortalidad. Este modelo es o debería ser la base para calcular mediciones como la esperanza de vida activa (ALE). No obstante, sabemos que en la mayoría de los casos las estimaciones de la ALE son derivadas de información transversal y que prácticamente nunca se verifican las distorsiones producidas por el hecho de que lo que observamos actualmente es una de muchas posibles etapas en un proceso dinámico. Sin embargo, se podrían ajustar las mediciones convencionales de la ALE utilizando la micro simulación en conjunto con los modelos multiestado estimados.

La segunda línea de investigación mencionada se refiere a la formulación, implicaciones y estimación de la influencia de las características del sistema agregado sobre la toma de decisiones individual. Este tema es el mismo que el que acabamos de examinar en el caso de los modelos de difusión para la fecundidad, pero en un contexto de estados múltiples. Brindaré dos ejemplos que deberían arrojar luz sobre el problema.

a) Opciones ocupacionales y saturación agregada

Supóngase que estamos interesados en las opciones ocupacionales de la mujer, que confronta mercados laborales donde hay dos tipos de ocupaciones: de predominio femenino y de predominio masculino.

Definiremos como ocupación de predominio masculino (femenino) aquella en que más del 50% de sus miembros son varones (mujeres). La teoría nos dice que los índices de transición femenina de entrada y salida de la fuerza laboral son una función positiva de la densidad de las ocupaciones de predominio femenino, de modo que los índices son más elevados cuando la disponibilidad de las ocupaciones de predominio femenino superan cierto valor umbral. Éste es un ejemplo de un fenómeno en que la conducta individual tiene un impacto sobre las características promedio del sistema y esto, a su vez, afecta la estructura de incentivos para la conducta individual. Nuestra intuición nos dice que el sistema puede colapsar, transformándose en una estructura ocupacional para ambos sexos, o bien puede haber algunos puntos de equilibrio (uno, dos, múltiples) no extremos. El tipo de conducta asintótica dependerá de la magnitud relativa de los índices básicos y de la magnitud relativa de los efectos de las covariantes pertinentes sobre los índices de transición masculinos (femeninos). En algunos casos puede haber una solución analítica del problema, pero en la mayoría de los casos habrá que recurrir a modelos de simulación para investigar la dinámica implícita del sistema.

b) La propagación de las enfermedades en contextos sociales: con opciones de conductas preventivas

La epidemiología clásica nos dice que a medida que crece la incidencia de una enfermedad infecciosa, incrementa también la prevalencia de la enfermedad. Si no hay inmunidad o subgrupos con muy escasa infecciosidad y sin relación con grupos de alta infecciosidad, la infección asolará la población. Sin embargo, supóngase que se permite a los individuos elegir una conducta preventiva, como el sexo protegido o las vacunas, y que la adopción de esta conducta depende del precio de adoptarla y de los niveles percibidos (previstos) de la prevalencia de la enfermedad. Un sistema Anderson-May modificado de ecuaciones diferenciales puede describir esta situación (véase también Phillipson, 1998):

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial S(t)}{\partial t} &= b(1 - P(I(t), p(t))) - \beta S(t) I(t) - m S(t) \\
 \frac{\partial I(t)}{\partial t} &= \beta S(t) I(t) - (\omega + m) I(t) \\
 \frac{\partial R(t)}{\partial t} &= b(P(I(t), p(t)) + \omega I(t) - m R(t)
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

donde $S(t)$, $I(t)$, $R(t)$ son las proporciones susceptibles, infectadas y recuperadas (y por ende inmunes) en el tiempo t , $P(\cdot)$ es la fracción que demanda inmunidad (es decir vacunas), y $p(t)$ son los precios en el tiempo t . Los parámetros son tasas: b para los nacimientos en la población, β para la infecciosidad de un contacto entre un individuo infectado y uno susceptible en el tiempo t , ω para la recuperación de la inmunidad, y m para la mortalidad. En este sistema hay toda clase de simplificaciones, no siendo la menor el hecho de que omite por completo el papel de la edad. Pero es suficiente para fines ilustrativos.

En este sistema, resulta claro que la tasa de variación de $I(t)$ es positiva siempre que $\beta S(t)/(\omega+m) > 1$. Supóngase que dejamos que los actores decidan si utilizan o no la conducta preventiva. La elección puede depender de una regla de toma de decisiones que entrañe flujos actualizados de valores esperados vinculados con los estados susceptible e infeccioso, la utilidad corriente en los dos estados, así como los niveles de prevalencia y β (Phillipson, 1998). El resultado de tal formulación es que los individuos adoptarán la conducta sólo si la prevalencia de la enfermedad supera un valor umbral que es inobservable para todos los individuos. Dentro de una determinada distribución (continua) de umbrales individuales, es posible demostrar que mientras la respuesta individual a los niveles de prevalencia sea lo suficientemente pronunciada, el riesgo de infectarse disminuye con la prevalencia. Esto va en contra del escenario epidemiológico clásico. Asimismo, en la medida que la prevalencia disminuye a valores muy bajos, lo atractivo de adoptar la conducta preventiva disminuye para todos los individuos que todavía son susceptibles, y esto va a desencadenar una nueva corriente de infecciones y nuevos incrementos de la prevalencia. Esto también es contrario a la opinión ortodoxa de los modelos epidemiológicos clásicos.

Por cierto que este esquema puede enriquecerse con algunas modificaciones. Por ejemplo, puede que los individuos no respondan a los niveles de prevalencia promedio sino a los niveles promedio observados o previstos en grupos seleccionados. Habrá que definir la naturaleza de estos grupos para cada individuo del sistema. Con ello nos aproximamos a la situación que encaramos en el estudio de la difusión de la conducta sobre la fecundidad. Se requeriría mayor complejidad para aplicar el modelo a otras áreas de conducta como la movilidad residencial, la conducta desviada, y cosas por el estilo.

Los temas que giran en torno a la relación entre la conducta individual y las propiedades sistémicas son inherentes a la labor de sociólogos, demógrafos y economistas. Tradicionalmente, los sociólogos y demógrafos

han evitado las formulaciones explícitas para resolver el problema, mientras que los economistas han recurrido a formulaciones de conductas mediadas por el mercado. No cabe duda que ninguna de estas dos prácticas de investigación es suficiente para ocuparse de la complejidad de las interacciones sociales.

4. TRANSICIONES Y SECUENCIAS EN LOS ANÁLISIS DEL CICLO DE VIDA

Supóngase que deseamos estudiar el siguiente tipo de situación: sospechamos que un resultado o conducta determinada, por ejemplo, el estado de salud del adulto mayor, $H(t)$, depende de conductas asumidas y posiciones ocupadas previamente. Entre esas posiciones incluimos tipos de ocupaciones, tipos de entorno familiar y opciones residenciales. La teoría sugeriría que $H(t)$ no es simplemente una función de efectos independientes de todas estas conductas y posiciones, sino el resultado de la secuencia particular de posiciones y conductas seguidas por el individuo. Otro ejemplo en que las secuencias de acontecimientos adquieren importancia es en el estudio del inicio de los programas de planificación familiar, $F(t)$. Podría sostenerse que para que la institucionalización de tales programas se materialice, las sociedades tienen que atravesar por una serie de transiciones que involucran, por ejemplo, la formación de un estado central fuerte, la solución de conflictos de intereses entre el estado y la iglesia, el surgimiento de la mano de obra organizada, el nacimiento de organizaciones vecinales y la formulación de planes económicos que contemplen programas masivos de crédito externo. Aquí también la teoría puede postular que la adopción temprana de la planificación familiar exige atravesar un conjunto determinado de etapas, y que en su ausencia la adopción temprana es más difícil o imposible. Otros ejemplos los proporciona la literatura sobre las ocupaciones, el logro de una posición social, la jubilación, y aquella sobre las carreras delictivas discutidas anteriormente.

Todos estos ejemplos podrían estudiarse utilizando modelos aleatorios multiestado. Sin embargo, no es difícil demostrar que el empleo de modelos aleatorios multiestado podría conducir a problemas insolubles y a una demanda excesiva de datos. Esto se debe a que, para verificar la teoría no basta con estimar los efectos de las covariantes sobre las diversas transiciones. Lo que se necesita es estimar los efectos de determinadas configuraciones de trayectorias previas sobre un determinado resultado.

Esto puede hacerse utilizando covariantes con dependencia cronológica que reflejen estados visitados previamente, la duración de la estada, la frecuencia de las visitas y el orden de un subconjunto de transiciones. Como bien lo saben los especialistas, esto puede irse rápidamente de las manos si las posiciones o estados son más que unos pocos, y si las trayectorias son prolongadas.

Últimamente, algunos científicos sociales han comenzado a dedicarse al análisis secuencial (Abbott y Tsay, 1999; Abbott y Barman, 1997). La inspiración para adoptar este enfoque proviene de los instrumentos diseñados en la biología molecular y la genética para analizar la semejanza/diversidad de secuencias proteicas y de ADN. En particular, las aplicaciones entrañan el estudio de arreglos ordenados mediante algoritmos de correspondencia óptima (OM), uno de varios algoritmos computacionales ideados para estudiar los arreglos ordenados en diferentes campos.

Los algoritmos OM se basan en tres etapas claves: codificación, medición de distancias y aglomeración. La codificación define los diversos estados en que se va a centrar el analista. Esto supondrá tomar decisiones sobre la agrupación o fraccionamiento de los acontecimientos y configurará, por lo tanto, la naturaleza de las secuencias que se utilizarán en el resto de análisis. Por ejemplo, se podrían estudiar las carreras utilizando ocupaciones definidas oficialmente o, en su defecto, una clasificación ocupacional inspirada teóricamente que agrupe parcialmente algunas de las categorías oficiales. En el estudio de las etapas del ciclo vital podría dividirse la categoría "familias de origen biparental" en dos subcategorías, una con y otra sin abuelos residentes. Nótese que es posible definir un estado de manera que capte estados múltiples y el orden de las transiciones entre ellos. Por ejemplo, si interesa estudiar la participación de la fuerza laboral, sería factible definir como un estado la transición de desempleado a empleado, y como un estado diferente la transición de empleado a desempleado. También se toma en cuenta la cronología de maneras más sencillas, tales como diseñar arreglos sobre la base de estados o posiciones ocupadas en un año determinado (si es que el año es una unidad de tiempo adecuada).

El paso siguiente es la medición de distancias. Esto se consigue mediante la generación de una matriz de distancias entre pares de arreglos individuales. La dimensión de la matriz depende, naturalmente, del número de casos de la muestra. Para medir distancias entre arreglos o secuencias es necesario realizar primero tres operaciones que puedan traducir un arreglo en otro. Estas operaciones son los reemplazos, las inserciones y las supresiones. Dado que los arreglos son cadenas de caracteres

—provenientes del alfabeto de estados definidos en la etapa de codificación— la distancia entre dos arreglos cualquiera puede medirse contando el número mínimo de reemplazos, inserciones o supresiones de caracteres necesarios para transformar un arreglo en otro. Por ejemplo, las cadenas LAZIO y MILAN requieren un mínimo de dos reemplazos para ser idénticas (un máximo de cinco si el orden de la secuencia es pertinente), en tanto que las cadenas LAZIO y FIORENTINA requieren cinco inserciones (o supresiones) y dos reemplazos (cinco si el orden es pertinente). Pero no todos los reemplazos, inserciones o supresiones tendrían la misma importancia desde un punto de vista teórico. Para que estas operaciones tengan un significado teórico es necesario definir una matriz de ponderaciones o costos de manera que ciertas operaciones tengan una mayor carga (y signifiquen más en términos de distancia) que otras. Corresponde al investigador elegir estas ponderaciones, las que deben derivarse de la teoría y no ser arbitrarias. En esta etapa hace su entrada la tecnología computacional intensiva: la medición de distancias depende de la aplicación de algoritmos computacionales que involucran un número muy grande de operaciones y, en algunos casos, hay que recurrir a técnicas de aproximación, tales como el muestreo de Gibbs, para obtener soluciones.

La etapa final de los algoritmos OM es el análisis y la utilización de la matriz de distancias, D .

Si ésta es una matriz $N \times N$, definirá $N(N/2-1)$ distancias no redundantes observadas entre los arreglos muestrales. En este punto hay que tratar de reducir las dimensiones de las distancias observadas a un número menor de distancias típicas. Esto puede lograrse empleando algunos algoritmos de clasificación, tales como el análisis de aglomeración. Al final, podremos graficar un espacio dimensional en, por ejemplo, un espacio dimensional K donde cabe esperar que $K < N(N/2-1)$. Estas distancias K (o, más precisamente, conglomerados de distancias) son producidas por un subconjunto reducido de N secuencias posibles. La integración de secuencias en conglomerados de secuencias es una variable discreta que puede utilizarse para explicar resultados o como un resultado que debe explicarse por otros factores.

Los algoritmos OM y toda la armazón del análisis secuencial es objeto de intenso escrutinio y mucho escepticismo (Wu, 1999). La computación intensiva que se requiere en la segunda etapa del algoritmo OM es un problema obvio. Pero el talón de Aquiles del OM es la definición de la matriz de costos: ¿Cómo se puede definir una matriz de costos no arbitraria? ¿Cuán sensibles son los análisis finales a los cambios en esta matriz? Cabe destacar aquí que ciertos reemplazos aparentemente idénticos pueden

significar cosas distintas, por lo que deberían asignarse ponderaciones diferentes para conservar esas diferencias. Así, desde un punto de vista teórico no es lo mismo pasar de desempleado a empleado que pasar de empleado a desempleado (Wu, 1999). Sin embargo, si éstos se tratan como secuencias la medición de distancias supone simetría y los dos serán tratados como iguales. Por último, la reducción de la matriz de distancias con algoritmos de aglomeración es otro paso en que las decisiones arbitrarias pueden influir en el análisis y provocar falta de robustez. Los algoritmos de aglomeración son notorios por su sensibilidad a las reglas de aglomeración especificadas a priori. Aunque todavía es demasiado prematuro pronunciarse sobre cuál va a ser el beneficio de este enfoque metodológico, vale la pena explorarlo y desarrollarlo más puesto que, al menos en teoría, ofrece soluciones para verificar formulaciones teóricas complejas que son insolubles con los modelos y procedimientos existentes.

5. PROBLEMAS DE CORRESPONDENCIA

El problema matrimonial es bien conocido por los demógrafos. Consiste en conocer las reglas que regulan el emparejamiento de hombres y mujeres en un "mercado" matrimonial. Lo que observamos normalmente son las frecuencias de emparejamientos ya producidos y las frecuencias de individuos sin pareja. Cada miembro de la pareja y cada individuo sin pareja posee características relevantes como edad, educación, raza, etc. Es más raro que observemos la dinámica del emparejamiento en el tiempo, en la que los individuos establecen una unión, se quedan sin pareja o disuelven la unión. En cualquier caso, el problema es identificar cómo las preferencias del individuo por emparejarse, permanecer sin pareja, o romper una unión operan para que haya un conjunto de parejas observadas en un momento dado.

La búsqueda de empleo y el empleo son también fenómenos de correspondencia. En este caso los empleadores buscan y procuran contratar trabajadores y los trabajadores buscan y procuran obtener ofrecimientos de los empleadores. Aquí lo que volvemos a observar con frecuencia es un conjunto transversal de correspondencias (y no correspondencias) y, rara vez, la evolución del proceso de búsqueda de empleo y de ofrecimiento de empleo.

Por último, las transferencias intrafamiliares de, por ejemplo, hijos a padres (y viceversa) es otro ejemplo de un proceso en que los individuos procuran establecer un contrato de manera que cada miembro de una

sociedad se compromete con otro a la entrega de servicios, apoyo emocional, ingreso, o a asegurar el acceso a bienes. Este ejemplo particular, sin embargo, introduce una nueva complicación puesto que en general los padres no sólo tienen un hijo sino varios hijos que pueden cooperar (o competir) entre sí. Por tanto, en este intercambio uno de los socios es una colectividad en que pueden estar ocurriendo procesos secundarios, por ejemplo, los vástagos pueden negociar entre sí para coordinar el suministro de transferencias a sus padres.

Hasta hace poco, el problema matrimonial así como el problema de las transferencias intrafamiliares se enfocaba de manera más bien *ad hoc*, utilizando técnicas convencionales de variables múltiples que identifican la fuerza de ciertas características individuales sobre la probabilidad de que tal individuo se empareje. Lo habitual es que no se conozca el contexto en que se tomaron las opciones, puesto que carecemos de información sobre el conjunto de potenciales parejas disponible en ese momento. Por lo tanto, es difícil deducir las preferencias individuales porque no se las puede distinguir del grado de disponibilidad de parejas deseables. Estos enfoques suelen ser ateóricos o basarse en teorías formuladas con mucha vaguedad, y omiten el hecho de que en todos los casos la formación (o disolución) de una pareja entraña la confrontación de dos individuos, y no de uno solo, que toman decisiones sobre las ganancias (o pérdidas) vinculadas con cada pareja potencial.

En cambio, la teoría de la búsqueda de empleo en economía, utiliza un marco teórico riguroso, con una formulación explícita de las preferencias individuales y reglas explícitas de toma de decisiones según las cuales los individuos pueden decidir formar una asociación o seguir buscando entre un conjunto de socios potenciales. Sin embargo, excepto por raras situaciones en que se conoce normalmente la disponibilidad de correspondencias deseables, la aplicación de estos marcos está también limitada por la misma dificultad ya mencionada, a saber, la de discriminar las preferencias de la disponibilidad.

En un artículo reciente destinado al estudio de la correspondencia entre empleados y trabajadores, Logan (1996) propuso un modelo logit bilateral (TSL) para estimar los efectos que tienen las preferencias individuales sobre las correspondencias observables entre trabajadores y empleadores. El elemento clave del procedimiento es reemplazar las opciones no observadas disponibles en un lado de la correspondencia por estimaciones de las preferencias de individuos en el otro lado. Estas estimaciones se sacan de una sección transversal de correspondencias donde hay información limitada sobre las características de los empleadores y/o

de los empleados. En una extensión creciente del procedimiento, Logan y colaboradores (Logan y otros, 1999) abordan el problema matrimonial cuando se tiene información completa sobre las características que intervienen en su proceso de toma de decisiones. A continuación, ilustraré los aspectos principales del enfoque para el caso del matrimonio.

Se parte de la proposición de que un hombre i tiene una preferencia por la mujer j que depende de un conjunto limitado de sus características, digamos X_j . En forma análoga, el hombre j tiene preferencias por permanecer soltero (elección de pareja $j=0$) que dependen de sus características, X_{i0} . Lo mismo se aplica a la mujer j . La segunda proposición es que estas preferencias pueden expresarse como funciones de utilidad que traducen una preferencia en una utilidad (no actualizada) para cada actor. Esto implica la existencia de cuatro ecuaciones que representan la utilidad que el i ésimo hombre deriva de una mujer j y la de permanecer soltero, y la utilidad que la mujer j deriva del hombre i y la de permanecer soltera:

$$\begin{aligned} U_{ij} &= \alpha X_j + \varepsilon_{ij} \\ U_{i0} &= \alpha X_{i0} + \varepsilon_{i0} \\ V_{ji} &= \beta Y_i + \varepsilon_{ji} \\ V_{j0} &= \beta Y_{j0} \end{aligned} \tag{4}$$

donde U_{ij} es la utilidad derivada por el hombre i de la mujer j que posee la característica X_j , U_{i0} es la utilidad derivada por el hombre i de permanecer sin pareja, α mide la fuerza de la preferencia y ε_{ij} y ε_{i0} son errores independientes y de distribución idéntica. Los símbolos en las dos últimas ecuaciones tienen interpretaciones análogas para la mujer j . La idea principal es que hombres y mujeres jerarquizan sus parejas potenciales (incluso el hecho de permanecer soltero) mientras procuran maximizar su utilidad. Dada una sola realización de los términos de error, cada hombre puede ordenar sus preferencias respecto a todas las mujeres disponibles. Lo mismo rige para las decisiones de las mujeres. Las X e Y (así como α y β) pueden ser escalares o vectores. En estas condiciones, el problema es equivalente a un modelo de correspondencia bilateral, bien conocido en economía, y que posee una propiedad fundamental: siempre hay un estado estable de correspondencias en que ningún hombre puede hallar la pareja que preferiría y que también lo preferiría a él a cualquier otro hombre, verificándose lo mismo para las mujeres. Esta propiedad fundamental para la estimación sólo es posible si se supone que el conjunto de correspondencias observadas es un conjunto estable. Éste no es un supuesto tan

drástico como parece ya que sólo requiere que la estabilidad sea transitoria, sujeta a variaciones cuando ingresan nuevas personas al mercado y cuando cambian las características. Todo lo que se necesita es que las correspondencias sean el resultado de decisiones voluntarias, y no que sean invariables, ya que las preferencias o características individuales varían. Sin embargo, la singularidad de este conjunto estable de correspondencias requiere el supuesto de las transferencias completas de utilidad, cosa que puede no verificarse cuando hay restricciones en ambos lados de la correspondencia respecto a la transferibilidad de las utilidades (Buder y Wright, 1994).

La ventaja de esta formulación sobre otras más simplistas existentes en la literatura estándar sobre el tema es que el proceso de correspondencia toma en cuenta las preferencias de los individuos en un lado de la correspondencia, y las restricciones a la disponibilidad impuestas por las preferencias de los individuos en el otro lado de la correspondencia.

El objetivo de un análisis empírico es recuperar las estimaciones de α y β de un conjunto de correspondencias observadas. Esto se consigue empleando el modelo TSL que puede implementarse razonablemente mediante la aplicación de métodos MCMC, una técnica mediante la cual se puede aproximar el "verdadero" valor de los parámetros que rigen las distribuciones de probabilidad complejas.

¿Puede aplicarse este procedimiento a otras áreas de la demografía? Con algunas simplificaciones, no cabe duda que se podrían estudiar las transferencias intergeneracionales entre padres e hijos. Los economistas las han estudiado empleando marcos de maximización de utilidades (véase por ejemplo, Lillard y Willis, 1995; 1997), pero omitiendo la cuestión ya señalada de la disponibilidad, excepto de una manera *ad hoc*. El primer paso para aplicar el modelo es redefinir quiénes son los actores: los padres pueden considerarse como un lado del intercambio y cada hijo a su vez (o todos los hijos o una combinación de ellos) como el otro lado del intercambio. El segundo paso es definir qué comprende la correspondencia. Podrían ser acuerdos de convivencia, o apoyo monetario o la prestación de servicios o una combinación de todos los anteriores. El tercer paso es formular un modelo explícito de preferencias que tome en cuenta las características de padres e hijos y las ponderaciones (preferencias) hipotéticas asignadas a estas características por cada lado del intercambio. La etapa final supone que la configuración de transferencias observada es en efecto un conjunto estable y luego procede con el algoritmo MCMC de estimación.

Este procedimiento no está desprovisto de dificultades. Así, el hecho de que las transferencias sean bidireccionales, en el sentido de que los

hijos se encargan de los padres después de que los padres han invertido en los hijos, plantea el problema de que este último tipo de transferencias, si es que ocurrieron, tuvieron lugar previamente y para todos los fines prácticos son inobservadas. Es decir, el flujo observado de transferencias de hijos a padres puede ser una función de transferencias previas (no observadas) de padres a hijos. El segundo problema es que la verdadera naturaleza del proceso entraña seguramente una negociación entre los propios hijos, la que queda completamente oculta al reducir un lado de la correspondencia a un solo actor.

Estas dificultades que pueden plagar las aplicaciones del TSL al estudio de las transferencias intergeneracionales y, sin duda, a otras áreas donde su utilización podría ser ventajosa, no disminuye el hecho de que el TSL es un enfoque razonable para estudiar fenómenos que hasta ahora habían sido inabordables.

6. MODELOS DE MICRO SIMULACIÓN

Los modelos de micro simulación han estado a disposición de los demógrafos desde hace bastante tiempo, pero sus usos se han limitado al estudio de la fecundidad (Ridley y Sheps, 1996; Wood y otros, 1994; Larsen, 1992; Barret, 1971), la evaluación de programas de planificación familiar (Inoue, 1977), y sobre todo, a la evaluación de la disponibilidad de parentela (Wachter y otros, 1999a; 1999b; Ruggles, 1987; Wolf y otros, 1995). Estos modelos de micro simulación se han propuesto también como instrumentos perfeccionados para realizar proyecciones de población más precisas (Land, 1986; Wolf, 1999; Nakamura y Nakamura, 1978). Últimamente, Wachter, Knodel y Van Landingham (1996b) sugieren maneras de cómo pueden utilizarse los modelos de micro simulación para evaluar el impacto sobre la disponibilidad de parentela para el adulto mayor en países, como Tailandia, que han sido afectados por el VIH/SIDA. Wolf y Laditka (1996) proponen que se aplique para estudiar aspectos relacionados con la de esperanza de vida activa.

Para comprender las propiedades principales de estos modelos de simulación, conviene introducir un ejemplo sencillo. Supóngase que se desea estudiar el proceso mediante el cual los individuos están sujetos a transiciones desde y hacia un número limitado de estados, a saber, salud, enfermedad crónica, discapacidad y muerte. Se parte con una distribución de población inicial por estado, que suele obtenerse de fuentes de datos secundarias o como resultado de las aplicaciones del propio micro modelo de simulación

a los datos que describen transiciones previas. Después de decidir sobre una escala cronológica apropiada, la población es sometida al peligro o riesgo de las transiciones que caracterizan los estados ocupados inicialmente por los individuos de la población. Estos índices de riesgo se estiman a partir de datos empíricos, o si se proyectan al futuro, tienen que reflejar la convicción del investigador en sus valores futuros. Una vez identificados los índices de riesgo, se calculan las probabilidades de transición y el tiempo de espera se imputa a cada individuo seleccionando un número aleatorio, R , del intervalo unitario cerrado. Los índices de riesgo y las probabilidades se aplican secuencialmente desde el primero hasta el último intervalo de tiempo, a saber, el K ésimo intervalo. En el n ésimo intervalo de tiempo ($n < K$) hay que tomar dos decisiones respecto a cada individuo:

a) ¿Experimenta el individuo la transición desde el estado i al estado j ($j=1,2,\dots,i-1, i+1,\dots,S$)?

Si el índice de transición del estado i al estado j en el n ésimo intervalo es constante e igual a $\mu_{ij}(n)$, la probabilidad de experimentar el evento está dada por $h_{ij}(n) = 1 - \exp(-\mu_{ij}(n) \delta(n))$, donde $\delta(n)$ es la amplitud del intervalo. De un intervalo unitario se extrae el número aleatorio R_j y se decide que el individuo pasará de i a j si $R_j \leq h_{ij}(n)$.

b) Si ocurre el evento, ¿cuál es el tiempo de espera?

Si el individuo pasa del estado i al estado j hay que decidir el tiempo de espera conexo. Se extrae un segundo número aleatorio, R_2 , y el tiempo de espera en el n ésimo intervalo de tiempo, $\Delta < \delta$, se calcula como

$$\Delta = \ln(1 - R_2 h_{ij}(n)) (\mu_{ij}(n))^{-1}$$

Dado que los individuos estarán normalmente expuestos a una serie de riesgos en competencia –correspondientes a cada una de las transiciones viables fuera del estado ocupado actualmente– estas dos decisiones deberían tomarse para todas las transiciones en competencia. Si, como resultado de los cálculos, se proyecta que un individuo va a experimentar varios eventos, se elige aquel vinculado con el menor tiempo de espera. Se desprende de inmediato que la frecuencia de un evento, digamos pasar del estado 1 al estado 2, se calcula agregando los eventos individuales en vez de ser, como ocurre en las macro simulaciones, el número previsto de eventos en el intervalo de tiempo.

Estos cálculos se aplican a cada uno de los intervalos K en que el investigador decide seguir el proceso. Al final, será posible calcular los

indicadores característicos del proceso multiestado como, por ejemplo, el número medio de veces que un individuo visita el estado j , la distribución de individuos por estado al término del proceso, etc.

Si se realiza una simulación Monte Carlo, los cálculos se repiten un gran número de veces, las suficientes para poder calcular distribuciones aproximadas para los indicadores de interés. Esto es importante, porque permite que el investigador evalúe las mediciones de la tendencia central así como la dispersión de la distribución, lo que permite asociar una medida de incertidumbre a los cálculos.

A diferencia de las micro simulaciones, las macro simulaciones están diseñadas para calcular un número previsto de eventos dentro de cada intervalo, omitiendo así la aleatoriedad inherente en cada intervalo de tiempo e imposibilitando el cálculo de varianzas o de otras medidas de dispersión que reflejen aleatoriedad. Ésta es una propiedad clave que distingue a las micro simulaciones de las macro simulaciones.

El segundo aspecto importante de los modelos de micro simulación, es que el espacio del estado puede tener toda la complejidad que se precise sin tropezar con restricciones vinculadas con el número de frecuencias observadas. Esto se debe a que mientras se puedan estimar los índices para cada par de transiciones, siempre será posible estimar la frecuencia de los eventos conexos en una población inicial arbitraria. En cambio, en las macro simulaciones esto no suele ser posible, puesto que la estimación de probabilidades para una trayectoria dada de eventos se torna difícil o imposible cuando el número de casos a los que es aplicable dicha trayectoria es demasiado reducido. En otras palabras, en un modelo de micro simulación la medición de la probabilidad vinculada con una trayectoria dada de eventos es obtenida al término de la simulación, mientras que en una macro simulación tal probabilidad tiene que conocerse por anticipado antes de obtener resultados.

La tercera propiedad de los modelos de micro simulación es que se puede introducir la heterogeneidad individual, medida y no medida. La heterogeneidad medida se toma en cuenta definiendo índices diferentes para individuos con características diferentes como edad, clase social, cohorte, etc. La heterogeneidad no medida se toma en cuenta eligiendo para cada individuo un factor de ajuste para cada índice de transición. Lo típico es definir una distribución de probabilidad que caracterice tales factores de ajuste no medidos y, en cada intervalo de tiempo y para cada índice de transición al que cada individuo está expuesto, tomamos al azar factores de ajuste y luego incrementamos (deflactamos) el índice en la misma medida antes de calcular los tiempos de espera.

Las macro simulaciones no pueden tomar en cuenta la heterogeneidad individual (excepto sólo como promedios) y el ámbito de la heterogeneidad medida es limitado dado que, nuevamente, el número de casos en cada categoría definida a priori (edad, cohorte, clase social) puede ser muy exiguo comprometiendo así la estabilidad de los índices.

En principio al menos, este conjunto de procedimientos no es demasiado complicado. Permite la representación de procesos con muchos individuos, espacios de estado complejos, heterogeneidad medida y no medida, e incluso versiones estocásticas de parámetros. Además, las micro simulaciones de parentesco y afinidad pueden establecer y recuperar también las relaciones entre individuos en la población simulada permitiéndonos así examinar los efectos de la variabilidad de las tasas demográficas sobre la distribución de la población por tipos de parentesco. Estas propiedades hacen que la simulación sea adecuada para las proyecciones de población, la proyección de frecuencias de parentesco, el estudio de frecuencias de parentesco en regímenes demográficos hipotéticos, el estudio de propiedades de largo plazo de modelos multiestado complicados, el estudio del surgimiento de conductas que dependen de la integración individual en las redes sociales, etc. La gama de aplicaciones es verdaderamente formidable.

Pero nada es gratis. En efecto, las micro simulaciones poseen limitaciones. La primera deficiencia, y tal vez la más importante, es que hay que basarse en un conjunto de parámetros que suele ser numeroso, algunos de los cuales ni siquiera se conocen o han sido estimados, y tienen que conjeturarse. La ventaja de la micro simulación en este caso es que se puede evaluar –aunque rara vez se hace– el grado de sensibilidad de los resultados de la simulación a la especificación diferente de los parámetros desconocidos.

Además de un conjunto de parámetros numeroso, las micro simulaciones necesitan una población inicial que suele estimarse a partir de datos muestrales. Estos datos pueden estar sujetos a errores de muestreo y contener información que falta que hay que imputar antes de proseguir.

Por último, la implementación de la micro simulación depende de programas computacionales que son voluminosos y complicados, donde abundan las oportunidades de errores ocultos. No me refiero a los errores de código que se traducen en inconsistencias manifiestas. Me refiero a los errores de código que son sutiles porque distorsionan los cálculos sólo si ocurre un conjunto muy particular de condiciones. La única manera en que pueden detectarse esos errores es realizando pruebas de validación onerosas y laboriosas que los investigadores rara vez están

dispuestos a emprender (como una excepción a la regla, véase Wachter y otros, 1999b).

Una última deficiencia que afectó a los modelos de micro simulación en los veinte últimos años estuvo relacionada con la capacidad de almacenamiento y las limitaciones de velocidad de los computadores inherentes a la tecnología computacional existente entonces. Creo que éste ya no es un obstáculo de peso.

7. RESUMEN Y CONCLUSIONES

He examinado el desarrollo de enfoques apropiados para verificar teorías demográficas nuevas y más complejas. El examen revela que los demógrafos han progresado sustancialmente, pues han abandonado las teorías simplistas replazándolas con formulaciones teóricas más precisas, si bien más complejas.

Los modelos que traducen estas nuevas teorías y procedimientos para estimar estos modelos también han evolucionado en el sentido de incrementar su complejidad, pero su implementación demanda datos nuevos y más numerosos –sobre todo las observaciones longitudinales– y, lo que no es trivial, computadores de enorme potencia, tanto en términos de velocidad como de capacidad de almacenamiento. De hecho, la rapidez de los cambios en materia de tecnología computacional, puede impulsar, al menos transitoriamente, los avances en la investigación de vanguardia que se ocupa del modelado y la verificación, los que facilitarán a su vez la formulación de nuevas y más audaces teorías.

Dudo que el progreso alcanzado en los diez últimos años sea un mero destello en un paisaje más bien accidentado de mejoramientos lentos y graduales. Me atrevo a decir que en el futuro cercano la desusada velocidad de los acontecimientos que he examinado se multiplicará varias veces, transformando por completo la manera en que practicamos la demografía y las ciencias sociales en general.

BIBLIOGRAFÍA

- Abbott, A. y E. Barman (1997), "Sequence comparison via alignment and Gibbs sampling", *Sociological Methodology*, N° 27.
- Abbott, A. y A. Tsay (1999), "Sequence analysis and optimal matching methods in sociology: review and prospect", Chicago, Illinois, Departamento de Sociología, Universidad de Chicago, inédito.
- Anderson, Roy M. y Robert M. May (1991), *Infectious Diseases of Humans: Dynamics and Control*, Oxford, Oxford University Press.
- Bailey, N.T.J. (1975), *The Mathematical Theory of Infectious Diseases*, Nueva York, Oxford University Press.
- Barker, D.J.P. (1997), *Mothers, Babies and Health in Later Life*, Londres, Churchill-Livingston.
- Barret, J.C. (1971), "Use of a fertility simulation model to refine measurement techniques", *Demography*.
- Bartholomew, D.J. (1973), *Stochastic Models for Social Processes*, Nueva York, John Wiley.
- Becker, G. (1960), "An economic analysis of fertility", *Demographic and Economic Changes in Developed Countries*, National Bureau of Economics Research, Princeton, Princeton University Press.
- Billari, F.C., P. Manfredi y A. Valentini (1999), "Macro-demographic effects of the transition to adulthood: multistate stable population theory and an application to Italy", Rostock, Alemania, Max Planck Institute for Demographic Research.
- Brock, William A. y S.N. Durlauf (1999), "A formal model of choice in science", *Economic Theory*, N° 14.
- Brock, William A. y S.N. Durlauf (1995), "Discrete Choice with Social Interactions I: Theory", Working Series Paper, N° 9521, Instituto de Investigaciones sobre Sistemas Sociales.
- Burch, T.K. (1999), "Computer Modelling of Theory: Explanation for the 21st Century: Population Studies Center", Working Series Paper, N° 99-4, London, Ontario, Universidad de Western Ontario.
- Burdett, K. y R. Wright (1994), "Two sided search", Research Department Staff Report, N° 169, Minneapolis, Minnesota, Banco de la Reserva Federal de Minneapolis, inédito.

- Caldwell, John C. (1982), *Theory of Fertility Decline*, Nueva York, Academic Press.
- Cleland, J. y C. Wilson (1987), "Demand theories of fertility transition: an iconoclastic view", *Population Studies*, vol. 41, N° 1.
- Coale, Ansley J. y Susan Cotts Watkins (comps.) (1986), *The Decline of Fertility in Europe: the Revised Proceedings of the Conference*, Princeton, New Jersey, Princeton University Press.
- Durlauf, S.N. (1999), "How can statistical mechanics contribute to social science?", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, N° 96.
- Durlauf, S. y J. Walker (1998), "Social interactions and fertility transitions", *Social Processes Underlying Fertility Change in Developing Countries. Papers/ Communications*, Washington, D.C., National Academy of Science, 29 al 30 de enero.
- Easterlin, Richard A. y Eileen M. Crimmins (1985), *The Fertility Revolution: A Supply and Demand Analysis*, Chicago, Illinois, University of Chicago Press.
- Galloway, P., E.A. Hammel y R.D. Lee (1994), "Fertility decline in Prussia, 1875-1910: a pooled cross-section time series analysis", *Population Studies*, vol. 48, N° 1.
- Hanneman, R.A. (1988), *Computer-Assisted Theory Building: Modeling Dynamic Social Systems*, Newbury Park, Sage Publication.
- Inoue, Shunichi (1977), "Elección de medidas de política para influir en la fecundidad: un estudio de microsimulación mediante computadora", *Boletín de Población de las Naciones Unidas*, N° 10.
- Kohler, H.P. (1997), "Fertility and Social Interaction: An Economic Approach", Tesis de Doctorado, Berkeley, California, Universidad de California.
- Land, Kenneth C. (1986), "Methods for national population forecasts: a review", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 81, N° 396, diciembre.
- Larsen, Ulla (1992), "Sterility in Sub-Saharan Africa", inédito.
- Lillard, Lee A. y Robert J. Willis (1997), "Motives for intergenerational transfers: evid.e from Malaysia", *Demography*, vol. 34, N° 1.
- _____ (1995), "Intergenerational Transfers in Indonesia".
- Logan, John Allen (1996), "Opportunity and choice in socially structured labor markets", *American Journal of Sociology*, vol. 102, N° 1.
- Logan, John Allen, P.D. Hoff y M.A. Newton (1999), "Estimation for the marriage model", Madison, Wisconsin, Centro de Demografía y Ecología, Universidad de Wisconsin, inédito.
- Mason, K.O. (1997), "Explaining fertility transition", *Demography*, vol. 34, N° 4.
- Montgomery, M. y W.S. Chung (1994), "Social networks and the diffusion of fertility control: the Korean case", *Values and Fertility Change*, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP), Sion, febrero.
- Montgomery, M. y J. Casterline (1998), "Social networks and the diffusion of fertility control", División de Investigaciones sobre Políticas, Consejo de Investigaciones sobre Población, inédito.

- Montgomery, M. y J. Casterline (1996), "Social learning, social influence and new models of fertility", *Population and Development Review*, Suplemento del volumen 22.
- Nakamura, A. y M. Nakamura (1978), "On microanalytic simulation and its implications in population projection", *Journal of Operations Research Society*, N° 29.
- National Academy of Sciences (1998), *Social Processes Underlying Fertility Change in Developing Countries. Papers/Communications*, Washington, D.C., 29 y 30 de enero.
- Notestein, F. (1945), "Population in the long-view", *Food for the World*, T.W. Schultz (comp.), Chicago, Illinois, University of Chicago Press.
- Palloni, Alberto (1998), "Diffusion in sociological analysis: how useful is it for the study of fertility and mortality?", *Social Processes Underlying Fertility Change in Developing Countries. Papers/Communications*, Washington, D.C., National Academy of Sciences, 20 al 30 de enero.
- Philipson, T. (1999), "Economic epidemiology and infectious diseases", National Bureau of Economic Research, Working Series Paper, N° 7037.
- Retherford, Robert D. (1985), "A theory of marital fertility transition", *Population Studies*, vol. 39, N° 2, Londres, julio.
- Ridley, J. y M. Sheps (1966), "An analytic simulation model of human reproduction with demographic and biological components", *Population Studies*, vol. 19.
- Ruggles, Steven (1987), *Prolonged Connections: The Rise of the Extended Family in Nineteenth Century England and America*, Madison, Wisconsin, University of Wisconsin Press.
- Strang, David y Nancy Tuma (1993), "Spatial and temporal heterogeneity in diffusion", *American Journal of Sociology*, N° 99.
- UIECP (Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población), *Conference on Intergenerational Economic Relations and Demographic Change*, Honolulu, Hawaii, 12 al 15 de septiembre.
- Wachter, Kenneth, E. Hammel y Peter Laslett (1978), *Statistical Studies of Historical Social Structure*, Nueva York, Academic Press.
- Wachter, Kenneth W., John E. Knodel y Mark VanLandingham (1999), "AIDS and the Elderly of Thailand: Projecting Familial Impacts", Coloquio de Bay Area sobre Población, California, 4 de noviembre.
- Wachter, Kenneth, Debra Blackwell y Eugene A. Hammel (1999), "Testing the Validity of Kinship Microsimulation: An Update", Berkeley, California, Departamento de Demografía, Universidad de California.
- Wachter, Kenneth (1987), "Microsimulation of household cycles", *Family Demography: Methods and their Application*, John Bongaarts, Thomas K. Burch y Kenneth Wachter (comps.), Comité sobre Demografía de la Familia y Ciclo de Vida, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP), Oxford, Clarendon Press.

- Wolf, D.J. Ondrich (1999), "Microsimulation as a tool for population projection", Syracuse, Nueva York, Centro de Investigación sobre Políticas, Universidad de Siracusa, inédito.
- Wolf, D.J. Ondrich y S. Laditka (1996), "Stochastic modeling of active life and its expectancy", documento presentado a REVES 9, Roma, 11 al 13 de diciembre.
- Wolf, D.J. Ondrich y otros (1995), "A model for simulating life histories of the elderly: model design and implementation plans", Syracuse, Nueva York, Centro de Investigación sobre Políticas, Universidad de Siracusa, inédito.
- Wood, J.W. y otros (1994), "Multistate model of fecundability and sterility", *Demography*, vol. 31, N° 3.
- Wu. L. (1999), "Comment on sequence analysis and optimal matching methods in sociology", Madison, Wisconsin, Centro de Demografía y Ecología, Universidad de Wisconsin, inédito.

LA ESTABILIDAD FINANCIERA DE LAS PENSIONES BASADAS EN CUENTAS NOCIONALES¹

Salvador Valdés Prieto
Universidad Católica de Chile
svaldes@volcan.facea.puc.cl
fax (562) 553 6472.

RESUMEN

Varios países europeos han modificado la fórmula para determinar el monto de las pensiones, adoptando un sistema de cuentas nocionales. Éstas se utilizan para establecer la prestación que corresponde a cada persona, pero conservan el método de financiamiento por reparto. El presente trabajo evalúa la creencia de que, eligiendo adecuadamente las normas de reajuste, las cuentas nocionales pueden lograr el equilibrio financiero automático a corto plazo. De ser así, sería una gran ventaja puesto que aislarían al presupuesto fiscal de las presiones demográficas y, al mismo tiempo, protegerían a las pensiones de las presiones fiscales. El trabajo demuestra que las prestaciones basadas en cuentas nocionales no pueden proporcionar

1 El presente trabajo fue elaborado con el apoyo financiero del Banco Mundial y del Fondo de Investigaciones de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Durante su preparación, el autor contó con el valioso estímulo y comentarios de Anita Schwarz y con la información que le proporcionó Florence Legros acerca del sistema de puntos francés. El autor desea agradecer, además, las observaciones de Erling Steigum, editor del *Scandinavian Journal of Economics* y de dos comentaristas anónimos. Agradece también las intervenciones de los participantes en los seminarios realizados en la Pontificia Universidad Católica, en agosto de 1997, y en Brasilia, en diciembre de 1998.

equilibrio financiero automático a corto plazo. Asimismo, sugiere que si las normas de indización se eligen de una manera determinada y las desviaciones vuelven rápidamente a una media, la institución aseguradora puede alcanzar la estabilidad financiera a largo plazo. Sin embargo, lo más probable es que la estabilidad a largo plazo no tenga mayor valor debido a que la intervención política se produce a corto plazo.

FINANCIAL STABILITY OF PENSIONS BASED ON NOTIONAL ACCOUNTS¹

Salvador Valdés Prieto

Catholic University of Chile,
svaldes@volcan.facea.puc.cl

fax (562) 553 6472.

ABSTRACT

Various European countries have modified the formula for establishing pension levels by adopting a system of notional accounts. These accounts are used to establish the benefits corresponding to each individual, but preserve the pay-as-you-go method of financing. This article considers the idea that notional accounts, with an appropriate choice of adjustment methods, may automatically provide financial equilibrium in the short term. If correct, this would be a great advantage, as it would isolate the fiscal budget from demographic pressures, while at the same time protecting pensions from fiscal pressures. The article demonstrates, however, that benefits based on notional accounts cannot automatically provide financial equilibrium in the short term. It is also suggested that if indexing methods are chosen in a given manner and the deviations revert rapidly to the median, the insuring institution can achieve financial stability in the long term. The rules on benefits adopted in the 1990s by Italy, Latvia, Poland and Sweden do not exhibit this characteristic. It is quite likely, however, that long-term stability is not such a conceal objective, as political intervention takes place in the short term.

¹ This study was prepared with financial support from the World Bank and the Research Fund of the Faculty of Economics and Management Sciences of the Catholic University of Chile. The author owes a debt of gratitude to Anita Schwarz for her encouragement and comments, and to Florence Legros for the information provided on the French point system. The author also wishes to express his appreciation for the comments received from Erling Steigum, editor of the *Scandinavian Journal of Economics* and from two anonymous commentators. Acknowledgement is also due to the participants in the seminars held at the Catholic University of Chile in August 1997 and in Brazilia in December 1998.

1. INTRODUCCIÓN

Los sistemas de pensiones tradicionales se financian por la modalidad de reparto y las prestaciones se determinan mediante una fórmula basada en los años de servicio y las últimas remuneraciones. Los sistemas de pensiones basados en cuentas nocionales también se financian mediante el método de reparto, pero se reemplaza la fórmula basada en las remuneraciones por una fórmula actuarial. Se mantienen cuentas individuales, en las que se registran las cotizaciones y los intereses se van acreditando anualmente. Estos saldos son imaginarios en el sentido de que no representan fondos o inversiones de la institución de pensiones.² Sin embargo, los saldos de las cuentas nocionales son reales en otro sentido: determinan las prestaciones, porque el monto de la pensión que corresponde a cada persona se calcula a partir del saldo imaginario que ha acumulado al alcanzar la edad de jubilación.

Los sistemas de cuentas nocionales o puntos se han utilizado ampliamente en Europa occidental después de la Segunda Guerra Mundial. Actualmente, y esto es lo que dio lugar a este trabajo, están resurgiendo en países como Italia, Letonia, Polonia y Suecia, que modificaron la fórmula de cálculo de las prestaciones en los años noventa. La discusión se ha centrado en las ventajas de las cuentas nocionales en comparación con la fórmula tradicional basada en las remuneraciones, siempre con financiamiento por la modalidad de reparto. En los párrafos siguientes ofrecemos un breve panorama de este debate y luego reseñamos el aporte del presente trabajo.

Para comenzar, se sostiene que, a nivel individual, el sistema actuarial de cálculo de las prestaciones basado en cuentas nocionales vincula mejor cotizaciones y prestaciones que las fórmulas tradicionales en virtud de las cuales las prestaciones se fijan de acuerdo con las remuneraciones, lo que por su parte tiene la ventaja de reducir las distorsiones que producen las

2 Aunque la institución posca algunos fondos, ellos no son asignados a las cuentas individuales.

pensiones obligatorias en el mercado laboral (Fox, et al, 1996).³ Aunque el presente trabajo no se detiene en esta cuestión, es evidente que al conservar el financiamiento por el método de reparto, el interés notional acreditado a cuentas imaginarias será, en promedio, inferior en 2 a 4 puntos porcentuales a los tipos de interés de mercado devengados por ahorros igualmente no líquidos.⁴ En valor presente, esta diferencia da lugar a que las cotizaciones pagadas tengan un importante componente de impuesto, que es mayor en el caso de las que se pagaban cuando el afiliado era joven, y además reduce el factor actuarial. Este componente de impuestos induce al trabajador a evitar los empleos cubiertos por el sistema, a reducir el número de horas trabajadas y a optar por una edad de jubilación más temprana (si se le permite hacerlo). De esta manera, lo que se gana en eficiencia en esta materia parece ser limitado.

La segunda ventaja que se atribuye a las prestaciones basadas en cuentas notionales es que son “equitativas” (Palmer, 1997). Este argumento no convence, porque parece injusto (además de distorsionante) gravar más las cotizaciones que se pagan cuando uno es joven que aquéllas pagadas al aproximarse a la edad de jubilación. Esta forma de distribuir la carga tributaria perjudica relativamente más a las mujeres que se retiran de la fuerza de trabajo para criar a sus hijos. Además, los sistemas de cuentas notionales han establecido en la práctica un factor actuarial uniforme, no vinculado con los ingresos percibidos durante el ciclo de vida ni con categorías de longevidad. Como es un hecho que los ricos viven más tiempo, gran parte de esta redistribución es regresiva.

Para sus partidarios, la mayor ventaja del sistema de cuentas notionales es que dan estabilidad financiera al sistema de pensiones. Por ejemplo, la meta del “primer pilar” polaco es asegurar un sistema que sea “autosuficiente desde el punto de vista financiero”, “estable” y “económicamente sustentable” (Office Report of the Government

3 Las principales distorsiones del mercado de trabajo son el desincentivo financiero a trabajar en empleos cubiertos por el sistema, el desincentivo a aumentar las horas de trabajo cubiertas y el incentivo a jubilar anticipadamente y a evitar los trabajos remunerados después de jubilar.

4 Véanse pruebas en Davis (1995). Nótese que el punto de referencia propuesto es el ahorro no líquido. Debido a la falta de liquidez, la relación entre las prestaciones y las cotizaciones es más débil que en el ahorro voluntario, incluso en los sistemas plenamente capitalizados. Un estudio empírico realizado últimamente sobre el sistema chileno de administradoras de fondos de pensiones, que está plenamente capitalizado, llegó a la conclusión de que el componente tributario percibido de las cotizaciones obligatorias se aproxima al 50% (Torche y Wagner, 1997).

Plenipotentiary for Social Security Reform, 1997, pp. 27-28). La reforma aprobada por el parlamento italiano el 4 de agosto de 1995 tenía por objeto “garantizar el equilibrio financiero del sistema de pensiones obligatorias” (Reynaud y Hege, 1996). Por su parte, la reforma aprobada por el parlamento de Letonia en noviembre de 1995 estuvo orientada a modificar el sistema de pensiones vigente financiado por la modalidad de reparto a fin de “asegurar su financiamiento” (Fox, Palmer y McIsaac, 1996). Las autoridades suecas adoptaron esta fórmula nueva para calcular las prestaciones del sistema de pensiones debido a que, en su opinión, el sistema en vigor era “demasiado vulnerable a las fluctuaciones del crecimiento económico” (Sunden, 1998). Éste es el problema examinado en el presente trabajo.

Demostramos que, salvo casos improbables, los sistemas de cuentas nacionales no pueden proporcionar estabilidad financiera a “corto plazo”, es decir, cuando ella tiene importancia. En la sección 2 se define el equilibrio financiero automático y se examinan las ventajas e inconvenientes de la estabilidad financiera de un sistema de pensiones. La sección 3 examina los principios básicos de las cuentas nacionales aplicando un modelo de ciclo de vida dividido en dos periodos. La sección 4 introduce un modelo de tiempo continuo. La sección 5 aborda el caso general en que se pagan pensiones y, finalmente, la sección 6 demuestra que una determinada fórmula de cálculo de las prestaciones basada en cuentas nacionales ofrece equilibrio financiero automático cuando las variables demográficas y económicas se encuentran en un estado estacionario.

2. LAS CUENTAS NACIONALES Y LA ESTABILIDAD FINANCIERA AUTOMÁTICA

2.1 Evolución del concepto de cuentas nacionales

El concepto de cuentas nacionales data al menos del sistema de pensiones francés basado en puntos, introducido en 1945. El sistema “privado” francés de pensiones (las pensiones complementarias de la Association des régimes des retraites complémentaires (ARRCO) y las pensiones suplementarias de la Association générale des institutions de retraite des cadres (AGIRC)) pasó a ser obligatorio en 1972. Cada afiliado recibe “puntos” por las cotizaciones que paga anualmente, las que se determinan por el precio de compra de un punto al momento de la compra. Cuando se alcanza la edad de jubilación, la suma de puntos se convierte en

una pensión expresada en francos, la que es indizada a la inflación de precios. Todos los años, las juntas administradoras de las instituciones pertenecientes al sistema reajustan a su arbitrio los parámetros siguientes: a) el precio de compra de puntos nuevos; b) la tasa de cotizaciones⁵ y c) el valor de los puntos cuando se venden para obtener una pensión.

Sin embargo, para ajustar los parámetros de manera coherente en el tiempo, las juntas administradoras no utilizan proyecciones de los flujos financieros de largo plazo.⁶ En consecuencia, aparentemente el sistema de puntos francés funciona como los planes de prestaciones definidas convencionales, y no como el de cuentas nocionales.

En 1968, Buchanan propuso que los Estados Unidos reemplazaran el impuesto a la nómina de salarios por la compra obligatoria de “bonos de seguro social”, que no tendrían una tasa de rentabilidad expresa sino que únicamente indicarían el monto y fecha de la compra. Los bonos vencerían al jubilar su propietario (a los 65 años de edad) y “... en esa fecha al tenedor (se le acreditará una suma por concepto de intereses) igual al valor nominal acumulado a partir del valor mayor entre los dos siguientes: 1) la tasa de interés de los bonos a largo plazo del Tesoro de los Estados Unidos, o 2) la tasa de crecimiento del producto nacional bruto” (p. 391).

Buchanan no pretendía lograr la estabilidad financiera a corto plazo. Por el contrario, señaló expresamente que “pretender equilibrar ambos lados de las cuentas (ingresos y gastos) no es una de las características del programa propuesto” (p. 391). En su opinión, la modalidad de reparto era más rentable que la inversión financiera,⁷ de tal manera que desde el punto de vista social era óptima.⁸ Sin embargo, temía que la intervención política

5 La tasa de cotización es el producto de la tasa legal de cotizaciones y la “tasa exigible”, que actualmente asciende a 125% y en caso necesario puede desviarse por muchos años del 100%.

6 De acuerdo con las informaciones disponibles, en el caso de un determinado sistema de pensiones complementario que tenía un superávit en efectivo, la junta administradora resolvió reducir la tasa de cotizaciones. Pocos años después, se vio obligada a subirla nuevamente, acontecimiento que podría haberse proyectado. Debo esta información a Florence Legros.

7 Es posible que hayan estimulado esa opinión los siguientes hechos: efectos negativos de la Regla Q sobre la tasa de interés real que pagaban los bancos estadounidenses en los años sesenta, el supuesto de que las acciones son demasiado riesgosas como para que dominen una cartera de pensiones y el rápido crecimiento de la economía estadounidense y los ingresos por concepto de cotizaciones registrado en esos años.

8 Aceptaba los argumentos de Samuelson (1958), para quien la tasa de crecimiento del PNB podía ser superior a las tasas de interés a largo plazo. Posteriormente, Tirole (1985) demostró que esos argumentos fallan en presencia de arbitraje.

impidiera que los trabajadores tuvieran acceso a esta ventaja.⁹ Su propuesta procuraba independizar las pensiones de la política electoral y al mismo tiempo captar la tasa de rentabilidad del financiamiento por reparto. Para reducir la intervención política propuso que las prestaciones prometidas se respaldaran con instrumentos formales (bonos) y no con promesas legisladas. En cuanto a la fase de la jubilación, Buchanan propuso que se obligara a los jubilados a utilizar el producto de sus bonos de seguro social para adquirir una renta vitalicia variable,¹⁰ cuyo monto se vincularía a la tasa real de crecimiento del PNB ocurrida en el período durante el cual se perciben las prestaciones (1968, p. 395).

En 1982, Boskin, Kotlikoff y Shoven propusieron el sistema de cuentas nocionales (a las que denominaron Cuentas de Seguro Personales).¹¹ Sin embargo, no propusieron un equilibrio financiero automático sino más bien que “todos los años una junta de actuarios independientes fijara la tasa de rentabilidad real que debía utilizarse para calcular las rentas vitalicias, a fin de garantizar... el equilibrio del valor presente entre el ingreso proyectado y el pago de prestaciones durante los 75 años siguientes...” (1988, p. 190-1).¹²

El sistema alemán de “puntaje personal”, introducido en 1992, también tiene elementos del sistema de cuentas nocionales. De acuerdo con él, cada afiliado acumula un puntaje, que se define como la relación entre su propio salario imponible y el salario imponible promedio. Al llegar a la edad de jubilación, el afiliado suma los puntos acumulados a lo largo del tiempo (el asalariado que gana el salario promedio obtiene 1 punto al año) y la adición establece su pensión inicial como proporción del salario promedio cubierto en esa fecha. A partir de la reforma introducida en 1995, el salario promedio se calcula descontadas las cotizaciones de seguridad social.¹³ Las pensiones posteriores son indizadas con el salario neto

9 Hasta 1968, el Congreso estadounidense no había impuesto por ley la indización automática de las pensiones pagadas con el IPC, o de las remuneraciones pasadas con el incremento de éstas antes de calcular el salario promedio en que se basa la pensión inicial, de tal modo que era razonable temer que la inflación y la falta de acción política pudieran debilitar las prestaciones.

10 Las rentas vitalicias variables no entregan un valor fijo en dólares, sino el valor actual de mercado de un número determinado de unidades, similares a las cuotas de los fondos mutuos.

11 En un informe dado a conocer inicialmente en los Estados Unidos en 1982, pero publicado en 1988.

12 A diferencia de las curvas de rendimiento del mercado, la tasa de rentabilidad real sería uniforme en el tiempo. Al determinar el precio de cada renta vitalicia diferida, esta tasa de interés uniforme se aplicaría tanto antes como después de la edad de jubilación.

13 Al parecer, esto concuerda con una propuesta de Musgrave (1981).

promedio (Queisser, 1996). A diferencia del método de las cuentas nocionales, se prevé que el gobierno alemán cubra las fluctuaciones del déficit del sistema y que, como último recurso para lograr la estabilización financiera, se recurra a la promulgación de nuevas leyes.

En síntesis, en el pasado no se pensó que las cuentas nocionales proporcionarían automáticamente la estabilidad financiera a corto plazo. Como se señaló al comienzo, ésta parece ser una aspiración nueva de los reformadores europeos de los años noventa.¹⁴

2.2 Ventajas e inconvenientes de la estabilidad financiera automática

Definimos la “estabilidad financiera automática” como la capacidad de un sistema de pensiones de adaptarse a las perturbaciones financieras sin intervención legislativa. Esto es importante, porque cuando ello es necesario para recuperar el equilibrio financiero, surgen tres peligros:¹⁵

a) Los políticos pueden a su arbitrio demorar la aprobación de las leyes necesarias para reajustar los parámetros, con lo cual se acumula un desequilibrio financiero mayor. Eso les conviene cuando este reajuste amenaza con enfadar a grupos importantes de electores y los legisladores deban presentarse a la reelección. La acumulación de los desequilibrios incrementa el riesgo fiscal y el riesgo que corren los afiliados;

b) Cuando finalmente intervienen, los políticos pueden desviar a voluntad la combinación de reajustes de los parámetros en perjuicio de generaciones futuras de afiliados, que no votan. Por ejemplo, cuando aparece una tendencia al aumento de la longevidad, es posible que el ajuste elegido incluya un aumento excesivo de la tasa de cotizaciones y un aumento insuficiente de la edad de jubilación;

c) Los políticos pueden tomar la iniciativa de elevar el monto de las prestaciones prometidas hasta límites insostenibles. La literatura sobre las decisiones públicas demuestra que, en un sistema democrático, la propuesta de “compensar” los perjuicios a que da lugar el incremento de las cotizaciones que pagan las personas que están trabajando actualmente con prestaciones más altas o anticipadas permite formar una coalición mayoritaria (Browning, 1975, Disney, 1998).

14 Musgrave (1981) también trató de lograr la estabilidad financiera automática a corto plazo, pero no propuso la adopción de un sistema de cuentas nocionales.

15 Véanse además los capítulos de Peter Stearns y Garth Taylor, en Musgrave (1981).

En cambio, las normas de reajuste *automático* evitan tener que legislar, puesto que solo exigen aplicar la norma de reajuste vigente, y hacen innecesario tener que promulgar nuevas leyes sujetas a demoras, sesgos o a un activismo electoral.

Como es natural, el logro de la estabilidad financiera mediante reglas automáticas también puede acarrear costos sociales. Para identificarlos, vale la pena tener presente la distinción entre la particular combinación de variaciones de los parámetros que se utiliza para recuperar el equilibrio financiero, y el ajuste global. Para un desequilibrio financiero determinado, hay una determinada combinación de ajustes a parámetros tales como las tasas de cotización, la edad de jubilación, las tasas de reemplazo y otras condiciones de elegibilidad que es óptima y restablece el equilibrio. Por ejemplo, teniendo en cuenta la posibilidad de que los jubilados sean más adversos a asumir riesgos que los afiliados que pagan cotizaciones, las pensiones podrían someterse a reajustes moderados comparados con la tasa de cotización.¹⁶ El hecho es que la estabilidad financiera automática es compatible con una selección óptima de la combinación de modificaciones de los parámetros.

Asimismo, hay que distinguir entre la estabilidad financiera a corto y a largo plazo. La primera se define por el hecho de que evita un tipo de ajuste diferente: reducir los activos del sistema (en sistemas capitalizados en forma parcial) y acumular deudas. En cambio, la segunda permite que activos y deudas evolucionen con el tiempo, tal vez a lo largo de varios decenios, y sólo logra el equilibrio financiero después que las perturbaciones han cesado y recorrido el sistema.

Disminuir los activos netos no es una forma independiente de ajuste, porque a la larga hay que enfrentar cualquier caída de los activos netos con nuevos reajustes de los parámetros principales (tasas de cotización, edad de jubilación, tasas de reemplazo). El ajuste de los activos netos indica únicamente en qué medida se empujó hacia el futuro el ajuste de los parámetros.

Uno de los problemas que plantea la estabilidad financiera a largo plazo es que, particularmente en el caso de los sistemas de pensiones, es peligroso dividir una perturbación en componentes transitorios y permanentes. Errores inevitables de las proyecciones podrían llevar a postergar el ajuste durante decenios, de tal modo que el sistema de pensiones requiera grandes préstamos o liquidaciones de activos que sean costosos o lentos de revertir.

16 Esta es la razón por la cual, en un sistema óptimo de pensiones, las tasas de cotización seguramente variarán de manera frecuente.

Lo que es más importante, postulamos que en los sistemas de pensiones obligatorias, que dependen de la iniciativa legislativa, la unidad de tiempo decisiva es el período que media entre elecciones. Si los reajustes se postergan más allá de eso, mientras se acumulan desequilibrios, aumenta la probabilidad de que haya que modificar la regla de ajuste automático. La forma que adoptará dicha modificación es imposible de predecir. En consecuencia, la estabilidad financiera de una regla que proporciona estabilidad financiera a largo plazo (durante decenios) es irrelevante, porque el proceso político modificará la propia regla de manera imprevisible mucho antes de llegar al largo plazo.

En consecuencia, postulamos que tal vez convenga asegurar que la mayor parte del reajuste automático a una perturbación se complete dentro de la unidad crítica de tiempo proporcionada por el proceso político. En este contexto, parecería natural definir el "corto plazo" como un período que abarca uno o dos años calendario. Sostenemos que la estabilidad financiera a corto plazo inspira confianza porque logra el reajuste antes de que el proceso político se sienta obligado a intervenir, anticipándose a leyes dictadas bajo presión, con las incertidumbres que ellas involucran. Naturalmente, la estabilidad financiera automática a corto plazo no impide que el poder legislativo modifique de todas maneras el sistema.

Uno de los costos sociales de restringir el sistema de pensiones para que ofrezca estabilidad financiera automática a corto plazo parece ser que se pierde la posibilidad de una redistribución intergeneracional benevolente con las generaciones futuras de afiliados al sistema. Sin embargo, la sociedad de todas formas puede lograr esa redistribución mediante la política fiscal, aumentando o reduciendo la deuda pública.¹⁷

Otro costo social de la estabilidad financiera automática a corto plazo parece ser que las pensiones se reajustan con frecuencia, para perjuicio de los pensionados aversos al riesgo. Sin embargo, en las economías en que la mayoría de los afiliados tienen acceso al crédito financiero o a seguros intrafamiliares (transferencias), o cuando tienen algún activo financiero líquido al que pueden recurrir, pueden reaccionar al componente transitorio de las perturbaciones que afectan al sistema y que se transmiten a su pensión por el reajuste automático de los parámetros, obteniendo u otorgando

17 El uso de la deuda pública para la redistribución entre generaciones incluso podría dar lugar a ganancias sociales, porque la deuda pública es más transparente y, en consecuencia, está más abierta a una fiscalización democrática que la deuda oculta tras el financiamiento por la modalidad de reparto.

préstamos en el mercado financiero. Si las autoridades del sistema informan a los afiliados y prestamistas acerca de la duración que podría tener cada perturbación, cabe esperar que el mercado financiero logre nivelar el consumo de manera razonablemente eficiente.¹⁸

Habitualmente, los pobres de edad avanzada carecen de acceso a crédito o a ayuda familiar. Pero en Europa reciben asistencia social, es decir, pensiones garantizadas por el Estado, que no están sujetas a fluctuaciones. Cuando las cuentas nocionales son un segundo pilar, complementado por un primero, que proporciona redistribución durante el ciclo de vida, los pobres tampoco se ven afectados por los reajustes de las cuentas nocionales.

En cambio, en las economías donde un número importante de los afiliados al sistema no tiene acceso a los mercados financieros ni a seguro familiar, y donde ellos no están protegidos por pensiones mínimas o asistenciales, el pleno reajuste a corto plazo efectivamente acarrea costos económicos a los afiliados. Por otra parte, es probable que las ventajas que deriven los afiliados de la menor intervención política sean mayores precisamente en esas mismas economías, de tal modo que tal vez el equilibrio automático a corto plazo siga siendo para ellos la política óptima.

3. LOS PRINCIPIOS FUNDAMENTALES DE LAS CUENTAS IMAGINARIAS

El total de los ingresos (R_t) y gastos (E_t) de un sistema de pensiones financiado mediante la modalidad de reparto (es decir, que no tiene reservas ni fondos de pensiones) son los siguientes:

$$R_t \equiv \sum_i \theta_t^i \cdot Y_t^i \quad [1a]$$

$$E_t \equiv \sum_j P_t^j \quad [1b]$$

18 Los jubilados efectivamente se ven perjudicados por el componente permanente del conjunto de perturbaciones que afectan al sistema. Sin embargo, cuando se trata de perturbaciones permanentes, desde el punto de vista social conviene reajustar antes y no después. Si lo que se desea es un seguro entre generaciones, se puede reajustar la deuda pública de manera que lo proporcione.

en que: θ_t^i = tasa de cotización que grava los ingresos cubiertos del afiliado i ;
 Y_t^i = remuneraciones del afiliado i cubiertas por el sistema
 P_t^j = pensión pagadera al jubilado j en la fecha t ;

Considérese ahora una economía en que los distintos afiliados al sistema viven dos períodos, durante uno de los cuales trabaja y paga cotizaciones y en el segundo percibe prestaciones por concepto de jubilación. Los ingresos de la mano de obra cubierta por el sistema y las variables demográficas son aleatorios. Ex post, la tasa interna de retorno obtenida en las cotizaciones a los efectos de la pensión se define por:

$$1 + \rho_t^i \equiv \frac{P_{t+1}^i}{\theta_t^i \cdot Y_t^i} \quad [2]$$

en que P_{t+1}^i = pensión percibida por el afiliado i en el período siguiente ($t+1$);
 ρ_t^i = tasa interna de retorno percibida por i sobre las cotizaciones pagadas en t .

El valor realizado de esta tasa de rentabilidad solo queda de manifiesto en la fecha $t+1$.

La estructura de la información es la siguiente: al comienzo de cada período, se conocen los ingresos de la mano de obra cubierta por el sistema y las variables demográficas del período. La tasa de cotización correspondiente al período también es revelada por el proceso político. Esto permite determinar el ingreso global que se obtendrá en el período, las pensiones que se pagarán y la tasa de rentabilidad interna que perciben las personas actualmente jubilados sobre las cotizaciones que pagaron previamente.

A continuación, consideramos sistemas de pensiones donde al afiliado se le asigna una cuenta personal en que se anotan sus cotizaciones y se le acredita un interés ex post al comienzo del segundo período. La norma para establecer el tipo de interés es fija, pero la tasa de interés real no se conoce ex ante, ya que depende de las cotizaciones agregadas. La prestación se fija en un valor igual al saldo de la cuenta en el segundo período. Solo se tendrán en cuenta los sistemas uniformes, en que la tasa de cotización en una fecha determinada es igual para todos los afiliados y en que la tasa de interés acreditada a cada cuenta en una fecha determinada también es la misma para todos ellos. Es decir,

$$\theta_t^i = \theta_t \text{ para todos los valores } t; \quad \rho_t^i = \rho_t \text{ para todos los valores } t. \quad (3)$$

Existen varias opciones para fijar la tasa de interés notional. En cualquiera de ellas, se establece como la tasa de crecimiento de alguna variable X : $1 + \rho_t = X_{t+1} / X_t$. Considérense ahora varias opciones para la variable X . El primer valor posible de X es la masa salarial cubierta por el sistema, indicada por $WB_t = \sum_i Y_t^i$. Ésta es la fórmula que eligieron Italia, Letonia y Polonia y también la que más se asemeja a la propuesta de Buchanan, de que X sea igual al PNB. En este caso, ρ_t es la tasa de crecimiento ex post de la masa salarial adscrita al sistema. De esta manera, los gastos por concepto de prestaciones son:

$$E_{t+1} = \sum_i (1 + \rho_t) \cdot \theta_t \cdot Y_t^i = \left[\frac{\sum_i Y_{t+1}^k}{\sum_i Y_t^i} \right] \cdot \theta_t \cdot \sum_i Y_t^i = \left(\frac{\theta_t}{\theta_{t+1}} \right) \cdot R_{t+1} \quad [4]$$

La ecuación [4] muestra que cuando la tasa de interés notional es igual a la tasa de crecimiento ex post de la masa salarial cubierta por el sistema, los gastos por concepto de prestaciones en el tiempo $t+1$ son proporcionales a los ingresos actuales, R_{t+1} . Sin embargo, la constante de proporcionalidad no es igual a la unidad. Obsérvese que el proceso político efectivamente reajusta considerablemente las tasas de cotización en el tiempo. Por ejemplo, se prevé que en Letonia las cotizaciones bajarán de 38% a 33% entre 1996 y 2000 y que en Polonia bajarán de 24% a 18% en un período largo.

Otro valor posible de X son las remuneraciones promedio cubiertas por el sistema, indicadas por $AW_t = (\sum_i Y_t^i) / N_t$, en que N_t es el número de afiliados adscritos al sistema en la fecha t . Esta es la fórmula elegida por Suecia (Sunden, 1998). También se asemeja a la práctica que se aplica de manera generalizada en los sistemas tradicionales de prestaciones definidas administradas por el Estado de los países de la OCDE, en los cuales las prestaciones se basan en el promedio de las remuneraciones pasadas "indizadas", donde el factor de indización es la tasa de crecimiento del promedio de las remuneraciones. En este caso, ρ_t es la tasa de crecimiento del salario promedio y los gastos por concepto de prestaciones son:

$$E_{t+1} = \sum_i (1 + \rho_t) \cdot \theta_t \cdot Y_t^i = \left[\frac{1}{N_{t+1}} \frac{\sum Y_{t+1}^k}{k} \right] \cdot \theta_t \cdot \sum_i Y_t^i = \left(\frac{\theta_t}{\theta_{t+1}} \right) \cdot \left(\frac{N_t}{N_{t+1}} \right) \cdot R_{t+1} \quad [5]$$

La ecuación [5] muestra que cuando tasa de interés nocional es igual a la tasa promedio de aumento de las remuneraciones, los gastos por concepto de prestaciones en $t+1$ son proporcionales a los ingresos actuales, R_{t+1} . Sin embargo, la constante de proporcionalidad no es igual a la unidad y varía en el tiempo para responder a perturbaciones de las variables demográficas y de cobertura (mediante fluctuaciones en el número de afiliados) y variaciones de la tasa de cotización. De esta manera, llegamos al conocido resultado:

Resultado 1: Los sistemas de cuentas nocionales, en que la tasa de interés acreditada ex post es la tasa de incremento del salario promedio cubierto por el sistema, o la tasa de crecimiento de la masa salarial adscrita al sistema, o la tasa de crecimiento del PNB, no proporcionan estabilidad financiera automática, salvo en los casos hipotéticos en que el número de afiliados y la tasa de cotización se mantienen constantes indefinidamente.

Un tercer valor posible de X es el monto total de los ingresos por concepto de cotizaciones. De acuerdo con la información de que disponemos, ningún país europeo ha adoptado este método. En este caso, ρ_t es la tasa de crecimiento ex post de los ingresos por concepto de cotizaciones. En este caso, los gastos por concepto de pago de prestaciones son igual a

$$E_{t+1} = \sum_i (1 + \rho_t) \cdot \theta_t \cdot Y_t^i = \left[\frac{\sum \theta_{t+1} \cdot Y_{t+1}^k}{k} \right] \cdot \theta_t \cdot \sum_i Y_t^i = R_{t+1} \quad [6]$$

La ecuación [6] indica que cuando la tasa de interés nocional es igual a la tasa de crecimiento de los ingresos de cotizaciones, los gastos de las prestaciones en la fecha $t+1$ son iguales a los gastos corrientes, R_{t+1} , en cualquier estado de la naturaleza. Lamentablemente, el resultado de la ecuación [6] es imperfecto, porque sólo es válido para ciclos de vida divididos en dos períodos que, como se demostrará en las secciones 4 y 5 de este trabajo, incorporan varios supuestos demográficos y económicos fuertes.

El modelo sencillo de esta sección también sirve para evaluar sistemas de cuentas nocionales compuestos en que la estabilidad financiera a corto plazo se logra modificando la tasa de cotización θ_t al comienzo de cada período. La ecuación [4] muestra que si la tasa de interés nocional es igual a la tasa de crecimiento de la masa salarial y la tasa de cotización θ_t se mantiene constante, se asegura el equilibrio financiero automático. La ecuación [5] muestra que en los casos en que la tasa de interés nocional es igual a la tasa de crecimiento del salario promedio y la tasa de cotización θ_t se modifica de acuerdo con $\theta_{t+1} = \theta_t \cdot (N_t/N_{t+1})$ también se obtiene el equilibrio financiero automático.

Cuando la tasa de interés nocional es igual a la tasa de crecimiento de los ingresos por concepto de cotizaciones, cualquiera que sea la trayectoria elegida para la tasa de cotización, se llega al equilibrio financiero. Por ejemplo, cualquier incremento de θ_t que aumente los ingresos, eleva la tasa de interés nocional ex post y en consecuencia, eleva simultáneamente el capital nocional y los gastos por concepto de pago de prestaciones, impidiendo cualquier mejora del saldo financiero neto. Así pues, en este caso la tasa de cotización puede utilizarse libremente para alcanzar otros objetivos de política. A manera de ejemplo, cabe citar el objetivo de mantener constante la relación entre las pensiones y el promedio de remuneraciones. Otro objetivo conexo sería aumentar la equidad entre las generaciones manteniendo constante en el tiempo el valor esperado de ρ_t . Para alcanzar este objetivo, elíjase ¹⁹:

$$\theta_t \equiv \left(\frac{R_t}{R_{t+1}} \right) \cdot \frac{P^{\text{promedio}}_{t+1}}{Y^{\text{promedio}}_t} \quad [7]$$

En los sistemas definidos por cotizaciones de capitalización total, se puede reajustar la trayectoria de θ_t de manera de alcanzar los mismos objetivos. Sin embargo, perseguir esta clase de objetivos puede desestabilizar la trayectoria de la tasa de cotización, cuestión que no abordamos. Además, desde el punto de vista de las generaciones que aún no se han incorporado a la fuerza de trabajo, las variaciones del valor de θ_t pueden aumentar el riesgo asociado a las remuneraciones netas.²⁰

19 Obtenido de las ecuaciones [2] y [3] El valor de θ_t debe fijarse al comienzo del período t , pero el valor realizado de R_{t+1} y el valor $P^{\text{promedio}}_{t+1}$ solo se conocen al comenzar el período $t + 1$. En consecuencia, a diferencia de las demás fórmulas examinadas en el presente trabajo, la ecuación [7] solo puede utilizarse como valor esperado.

20 Al parecer, reajustando θ_t resulta posible compartir parcialmente el riesgo agregado entre las personas jubiladas y las que trabajan.

4. EL EQUILIBRIO FINANCIERO AUTOMÁTICO EN FONDOS PROVIDENTES DE REPARTO

En la presente sección se sostiene que el resultado de la ecuación [6] no es general, en el sentido de que depende de los fuertes supuestos demográficos y económicos incorporados en el modelo de ciclo de vida de dos períodos. De aquí en adelante, utilizamos tiempo continuo. En esta sección, partimos de la base de que el sistema de pensiones paga una suma alzada cuando se alcanza la edad de jubilación, como sucede en el caso de los fondos providentes. No sugerimos que sea un método adecuado de pagar las prestaciones, sino que adoptamos la hipótesis con el fin de postergar el tratamiento de cuestiones tales como la indización de las pensiones, los factores actuariales y la longevidad. Solo consideramos el caso en que la tasa del interés nominal es igual a la tasa de crecimiento de los ingresos por concepto de cotizaciones:

$$\rho(t) \equiv \frac{1}{R(t)} \frac{dR(t)}{dt} \quad \text{lo que implica} \quad e^{\int_u^t \rho(z) dz} \equiv R(t) / R(u) \quad [8]$$

Una vez más, la tasa de interés nominal instantánea se determina ex post al término del período t , de acuerdo con la realización del ingreso en t . En el supuesto de que, para simplificar, durante la vida activa la mortalidad sea igual a cero, el saldo de la cuenta de cada persona al alcanzar la edad de jubilación es:

$$K^i(x) \equiv \int_{x-(T_i-A_i)}^x \theta(w) \cdot Y^i(u, w) \cdot e^{\int_w^x \rho(z) dz} dw \quad [9]$$

en que

- x = actual fecha calendario
- K^i = capital nominal de cada persona i a la que se le paga una suma alzada en la fecha x .
- w = fecha en que se pagó la cotización
- A_i = edad a la que la persona i comienza a pagar cotizaciones
- T_i = edad de jubilación de la persona i (edad de término de la etapa en que paga cotizaciones)
- $\theta(w)$ = tasa de cotización en la etapa en que la persona pagaba cotizaciones
- $Y^i(u, w)$ = ingreso imponible de la persona i de edad u en la fecha w .
- $u = T_i - (x-w)$ = edades cumplidas por cada persona cuando pagaba cotizaciones.

Reemplazando [8] en [9] concluimos que:

$$K^i(x) = R(x) \cdot \int_{x-T_i+A_i}^x \frac{\theta(w) \cdot Y^i(T_i + w - x, w)}{R(w)} dw \quad [10]$$

La ecuación [10] muestra que las prestaciones que percibe cada persona y en consecuencia el gasto global, son proporcionales a los ingresos por concepto de cotizaciones disponibles cuando se le paga la prestación. Para evaluar el equilibrio financiero global debemos comprobar si la expresión correspondiente a los gastos globales se simplifica para expresar los ingresos por concepto de cotizaciones:

$$E(x) \equiv \sum_i K^i(x) = R(x) \cdot \left[\sum_i \int_{x-T_i+A_i}^x \frac{\theta(w) \cdot Y^i(T_i + w - x, w)}{R(w)} dw \right] \quad [11]$$

Lo que hay que determinar es si es posible que el término que figura entre corchetes sea igual a la unidad.

Resultado 2: Las cuentas nocionales no proporcionan equilibrio financiero automático a corto plazo cuando el interés nocional acreditado es igual a la tasa de crecimiento de los ingresos por concepto de cotizaciones, salvo el caso de crecimiento en condiciones estacionarias que se define en el Apéndice.

Demostración: Demostramos este resultado con un contra ejemplo. En nuestro ejemplo $T_i = T$ y $A_i = A$ para todas las personas i y cohortes x . Esto nos permite expresar los gastos como $E(x) = N(x) \cdot K(x)$, donde $N(x)$ es el número de afiliados que obtienen una suma alzada en la fecha x . Además, en este ejemplo el incremento de la productividad de la mano de obra entre los trabajadores adscritos al sistema es constante y tiene un valor igual a cero. También suponemos que los ingresos imponibles de cada persona varían según la edad únicamente, según la indica una sola curva de las remuneraciones por edad $h(u)$, que se mantiene constante en el tiempo. Esta demostración consta de dos partes:

a) Demostrar que las autoridades no pueden influir en el equilibrio financiero modificando la trayectoria de la tasa de cotización $\theta(w)$. Para ello, recordar que definimos $R(w)$ como los ingresos por concepto de cotizaciones percibidos por el sistema en el año w del pasado, en que los actuales beneficiarios pagaban cotizaciones:

$$R(w) \equiv \theta(w) \cdot \int_A^T N(w+T-u) \cdot Y(u, w) du \quad (12)$$

donde $N(w+T-u)$ es el número de afiliados que tenía la edad u en el año calendario w (que obtendrán una prestación en el año calendario $w+T-u$), $Y(u, w) = h(u) \cdot Y(A)$ es el ingreso cubierto de los afiliados que tenían la edad u en el año calendario w , e $Y(A)$ el ingreso cubierto de los trabajadores que recién se incorporan a la fuerza de trabajo cubierta. En este caso sencillo, el valor de $Y(A)$ es constante. Para ser coherentes con las demás definiciones, $Y(T+w-x, w) = h(w-x+T) \cdot Y(A)$. Introduciendo esta fórmula y la ecuación [12] en la ecuación [11], la relación entre los gastos corrientes y los ingresos corrientes pasa a ser:

$$\frac{E(x)}{R(x)} = \int_{x-(T-A)}^x \frac{N(x) \cdot \theta(w) \cdot h(w-x+T)}{\theta(w) \cdot \int_A^T N(w+T-u) \cdot h(u) du} dw \quad (13)$$

El hecho de que $\theta(w)$ se simplifique en [13] completa la demostración de la parte a).

b) Calculamos el saldo financiero cuando la trayectoria descrita por la tasa de crecimiento de los trabajadores nuevos que se incorporan al sistema es inicialmente igual a " n_1 ", y luego se eleva en forma permanente a " n_2 " ($>n_1$) a partir de la fecha D . Esta trayectoria implica que:

$$N(x) = \begin{cases} N(D) \cdot e^{-n_1(D-x)} & \text{para } x \leq D+T-A \\ N(D) \cdot e^{(n_1-n_2)(T-A)} \cdot e^{n_2(x-D)} & \text{para } x > D+T-A \end{cases} \quad (14)$$

Considérese el año $x = D + (T-A)$. En esa fecha, integramos numéricamente la ecuación [13] y el resultado se muestra en el cuadro I²¹. La relación es distinta de la unidad cuando $n_1 \neq n_2$. QED

21 A partir de la ecuación [14] es fácil demostrar que en el año calendario $x = D+T-A$, la razón $E(D+T-A)/R(D+T-A)$ toma el valor $\int_A^T h(q) dq \sqrt{\left[e^{n_1 q} \cdot \int_A^q h(u) e^{-n_1 u} du + e^{n_2 q} \cdot \int_q^T h(u) e^{-n_2 u} du \right]}$ cuando se elige el cambio de variable $q=W-D+A$.

**Cuadro 1: Cuociente $E(x)/R(x)$ en la fecha $x = D+T-A$
(caso $h(u) = 1$, $A=20$ años, $T = 65$ años)**

Tasa inicial de incremento de los trabajadores cubiertos por el sistema ($n1$)		
	0.0%	-0.5%
Tasa final de incremento ($n2$)		
0.0%	1.000	1.038
0.5%	1.038	1.077
1.0%	1.077	1.116
1.5%	1.116	1.156

También puede demostrarse que si $h(u) = 1$, $\partial(E/R)/\partial n1 = -1/(T-A) \neq 0$ evaluado en $n1=0$ y $n2=0$.

La explicación intuitiva de la desviación del equilibrio financiero es la siguiente: cuando la tasa de incremento del número de trabajadores nuevos que se incorpora al sistema se eleva a " n_2 " ($>n_1$) en la fecha D , aumenta la tasa de crecimiento de los ingresos de cotizaciones. Como ésta es la tasa de interés nocional que se acredita al total del capital nocional de los afiliados que cumplen 65 años de edad, el incremento del gasto es superior al aumento de los ingresos y se produce un déficit. El déficit aumenta con el tiempo y llega a un máximo en la fecha $D+T-A$. Las próximas generaciones de afiliados adquieren parte de sus derechos a pensión cuando las generaciones anteriores aún pagan cotizaciones, de tal modo que el total de ingresos por concepto de cotizaciones aún no aumenta a la tasa n_2 . De esta manera, después de la fecha $D+T-A$ el coeficiente E/R sigue siendo superior a la unidad. Finalmente, $2(T-A)$ años después de la fecha D , el coeficiente vuelve a ser igual a la unidad.

Otras razones para prever desequilibrios, que no se examinan en nuestro contra ejemplo son: a) las distintas cohortes comienzan a pagar cotizaciones en edades diferentes y optan por jubilar a edades distintas; b) los ingresos imponderables de cada generación no aumentan a una tasa constante; y c) la curva de salarios por edad $h(u)$ varía a través de las cohortes.

5. LA ETAPA DE DESACUMULACIÓN CUANDO SE PAGAN PENSIONES

A continuación, se examinan los sistemas en que el capital nocional es desembolsado a través del tiempo mediante el pago de pensiones. En esta clase de sistemas, las autoridades disponen de nuevos controles, pero también surgen nuevos objetivos. Aparece una nueva fuente de desequilibrio financiero, que son las alteraciones de la longevidad.

El primer control nuevo es la verdadera tasa de indización de las pensiones en términos reales:

$$i^a(z) \equiv \frac{1}{P(z)} \cdot \frac{dP(z)}{dz} \text{ o su equivalente } P^i(t, x) = P^i(x) \cdot e^{\int_x^t i^a(z) dz} \quad (15)$$

en que $P(z)$ = senda efectiva de las pensiones reales (descontando la inflación medida por la variación del Índice de Precios al Consumidor, IPC) a la fecha z . $i^a(z)$ = tasa efectiva de indización de las pensiones por encima del IPC, en la fecha z .

Examinemos las reglas de indización que pueden aplicarse. Primero, cuando las pensiones pagadas son indizadas de acuerdo con el IPC, $i^a(z) = 0$ para todos los valores de z . Por analogía con el resultado 1, cuando se utiliza esta norma de indización los gastos por concepto de prestaciones no pueden seguir las alteraciones que experimentan los ingresos por concepto de cotizaciones por lo que existe desequilibrio. Lo mismo se aplica al caso en que las pensiones pagadas son indizadas de acuerdo con la tasa de incremento ex post del salario promedio cubierto por el sistema, esto es $i^a(z) = d \ln AW(z)/dz$. Finalmente, considérese la propuesta de Buchanan,²² de que la fórmula de prestaciones basada en cuentas nocionales pague una renta vitalicia indizada a la tasa de crecimiento ex post del PNB (1968, p. 394). En nuestro esquema, lo que más se asemeja al crecimiento del PNB es la tasa de crecimiento de la masa salarial cubierta, de tal modo que $i^a = d \ln WB(z)/dz$. Una vez más, la analogía con el resultado 1 revela que esta norma de indización es incompatible con el equilibrio financiero automático a corto plazo.

El siguiente paso obvio es considerar la posibilidad de indizar las pensiones con la tasa de crecimiento de los ingresos por cotizaciones, esto es, $i^a = d \ln R(z)/dz = \rho(z)$. Ésta y la ecuación [15] implican que las pensiones pagadas varían en el tiempo según $P^i(t, x) = P^i(x) [R(t)/R(x)]$. Como las pensiones que recibe cada persona evolucionan de acuerdo a las entradas globales corrientes por concepto de cotizaciones $R(t)$, esta regla de indización podría alcanzar el equilibrio financiero automático. Para lograr el equilibrio financiero, hay que utilizar el nuevo control (norma de indización) de esta manera particular.

22 También propuesto por Palmer (1997) para Suecia, pero no aceptado por las autoridades.

La segunda forma nueva de control de que disponen las autoridades es el factor de conversión de la renta vitalicia aplicado por el sistema. La pensión inicial se calcula como:

$$P^i(x) \equiv f^i(x) \cdot K^i(x) \quad (16)$$

en que $P^i(x)$ = pensión inicial de la persona i que jubila en la fecha x ; $f^i(x)$ = factor de conversión de la renta vitalicia de la persona i en la fecha x .

Por su parte, el factor de conversión depende de al menos tres parámetros. Primero, de la tasa prevista de indización de la pensión, que es:

$$i^e(z,x) \equiv \frac{1}{P^{ei}(z,x)} \cdot \frac{dP^{ei}}{dz} \text{ por lo tanto, } P^{ei}(t,x) \equiv P^i(x) \cdot e^{\int_x^t i^e(z,x) dz} \quad [17]$$

en que $i^e(z,x)$ = tasa de indización de las pensiones por encima del IPC en el tiempo z , según se prevé en el tiempo x . Se parte de la base de que el valor de i^e es uniforme para todos los jubilados en el tiempo z .

Segundo, el factor de conversión de la anualidad depende de la tasa de interés nominal acreditada al capital teórico después de cumplida la edad de jubilación. Denominamos a la trayectoria del interés nominal acreditado en la etapa pasiva $\rho^{ep}(z,x)$. Partimos del supuesto de que esta tasa de interés nominal es uniforme para todos los jubilados en z . Tercero, el factor de conversión de la anualidad depende de la tabla de mortalidad. Para simplificar la expresión, supondremos que todos los miembros de una cohorte mueren al mismo tiempo. Definimos la esperanza de vida a la edad de jubilación como $G^{ei}(x)$, en que la esperanza indica el hecho de, que en la práctica, la duración de la vida después de la edad de jubilación de una cohorte puede ser distinta de la esperanza de vida a la fecha x para esta misma cohorte.

El factor de conversión de la anualidad se define de manera de distribuir el pago de las pensiones en el tiempo de tal manera que el capital nominal de la persona al alcanzar la edad de jubilación se agota en valor esperado:

$$K^i(x) = \int_{T_i}^{T_i + G^{ei}(x)} P^{ei}_x(t,x) \cdot e^{-\int_x^t \rho^{ep}(z,x) dz} dt \quad [18]$$

Consolidando las definiciones de las ecuaciones [16] y [17] con la ecuación [18], encontramos que

$$f^i(x) = 1 / \left[\int_0^{G^{ei}(x)} e^{\int_0^w [i^{ex}(z,x) - \rho^{ep}(z,x)] dz} dw \right] \quad [19]$$

La etapa de jubilación da lugar a nuevos objetivos de política. Para alcanzar la equidad horizontal, digamos que la tasa de interés notional $\rho^p(z)$ que se acredita ex post a los jubilados que se encuentran en la etapa de dispersión es igual a la que se acredita a los trabajadores en actividad que se encuentran vivos al mismo tiempo. De esta manera:

$$i^{ex}(z,x) - \rho^{ep}(z,x) = E_x \{ i^a(z) - \rho^p(z) \} = E_x \{ 0 \} = 0 \forall z, x \quad [20]$$

Aunque no es posible predecir la tasa de interés notional que se acreditará en el futuro a los saldos de las cuentas pasivas, ni la tasa futura de indización de las pensiones a la fecha de la jubilación, sí se puede pronosticar la diferencia entre sus respectivas trayectorias, y nuestra meta de equidad nos lleva a fijar su valor en cero. Introduciendo la ecuación [20] en la ecuación [19], el factor de conversión de la anualidad se simplifica a:

$$f^i(x) = \frac{1}{G^{ei}(x)} \quad [21]$$

A menos que consideremos casos en que las autoridades intervengan deliberadamente en las proyecciones de la mortalidad para alcanzar otros objetivos, este factor de conversión de la anualidad no es controlado por las autoridades. Volvamos ahora al equilibrio financiero. En los casos en que $i^a = d \ln R(z)/dz = \rho(z)$, las ecuaciones [15], [16] y [9], conjuntamente con la ecuación [21], determinan el monto de las pensiones como:

$$P^i(t, x) = R(t) \cdot \frac{1}{G^{ei}(x)_{x-(T_i-A_i)}} \int_{x-(T_i-A_i)}^x \frac{\theta(w) \cdot Y^i(T_i + w - x, w)}{R(w)} dw \quad (22)$$

La ecuación [22] indica que aplicándose esta clase de controles, la pensión de cada persona es proporcional a las entradas globales por concepto de cotizaciones disponibles en el momento en que la percibe cada persona, $R(t)$. Queda por determinar si la suma de las pensiones individuales coincide con los ingresos corrientes globales.

Al igual que en la sección anterior, sostenemos que el instrumento restante, que es la tasa de cotización, se simplifica al calcular la relación entre gastos e ingresos. Para construir una expresión que mida los gastos, volvemos a los supuestos de homogeneidad de las variables demográficas: $T_i = T(x)$, $A_i(x) = A(x)$ y $G^{ei}(x) = G^e(x)$. Para simplificar, suponemos además que $T(x) = T$ y $A(x) = A$ para todos los valores de x . Utilizamos la designación:

$M(u, w)$ = número de afiliados de edad u en el año calendario w .

$N(x)$ = número de afiliados que comienzan a percibir una pensión el año calendario x .

$u = T - (x - w)$ = edad expresada en función de fechas calendario.

$x - (T - A) = w - (u - A)$ = fecha calendario en que la persona comienza a pagar cotizaciones.

Dado que la mortalidad es igual a cero hasta que todos los afiliados de una generación mueran simultáneamente a la edad $T + G$, los gastos globales son:

$$E(t) \equiv \int_{\{x: G(x) \geq t-x\}} N(x) \cdot P(t, x) dx \quad [23]$$

Obsérvese que la región de integración (que depende de t) está determinada por la longevidad efectiva de las personas que se encuentran vivas en la fecha t , que puede ser distinta de la longevidad prevista a partir de la fecha x .

Resultado 3: Considérese un sistema de cuentas nocionales en que a) la tasa de interés nocional es igual a la tasa de crecimiento de los ingresos por concepto de cotizaciones; b) las pensiones se reajustan según la tasa de crecimiento de los ingresos por cotizaciones; c) a los saldos de los jubilados se les acredita ex post la misma tasa de interés nocional que a los trabajadores contemporáneos, y d) las autoridades no intervienen en las proyecciones de la mortalidad para lograr el equilibrio financiero. Este sistema no se encuentra en equilibrio financiero automático a corto plazo, salvo en el caso identificado en el Apéndice.

Demostración: Primero, demostramos que en este sistema las autoridades no pueden ejercer control sobre la relación entre gastos e ingresos. Para ello, introducimos la expresión $R(w)$, que son los ingresos por concepto de cotizaciones percibidos por el sistema en el pasado remoto, cuando los actuales jubilados pagaban cotizaciones:

$$R(w) \equiv \theta(w) \cdot \int_A^T M(u, w) \cdot Y(u, w) du \quad [24]$$

Combinando la ecuación [24] con las ecuaciones [23] y [22] encontramos que

$$\frac{E(t)}{R(t)} = \int_{\{x: G(x) \geq t-x\}} \frac{N(x)}{G^e(x)} \cdot \int_{x-(T-A)}^x \frac{\theta(w) \cdot Y(T+w-x, w)}{\theta(w) \cdot \int_A^T M(u, w) \cdot Y(u, w) du} dw dx \quad [25]$$

Como $\theta(w)$ se simplifica al interior de la segunda integral de la ecuación [25], hemos demostrado el resultado deseado. Cuando las autoridades intervienen deliberadamente en las proyecciones de mortalidad $G^e(x)$ para alcanzar el equilibrio financiero, se produce una excepción. Sin embargo, esta intervención equivale a fijar a voluntad los parámetros de las fórmulas tradicionales de prestaciones, que es precisamente lo que desean evitar los propiciadores de las cuentas nocionales adoptando fórmulas fijas como estas, que operan automáticamente.

Segundo, debemos proporcionar un contra ejemplo en que el lado derecho de la ecuación [25] no sea la unidad para una senda suficientemente corriente. El ejemplo que figura en la sección 4 indica que la segunda integral es superior a la unidad en la fecha $(D+T-A)$. Por continuidad, la segunda integral también es superior a la unidad para todas las fechas en $(D+T-A, D+2 [T-A])$. Siempre que $G(x) = G^e(x) = G$, la integral exterior de una función superior a $1/G$ para todos los valores de x , entre $x = t-G$ y $x = t$, también es superior a la unidad. QED.

6. REQUISITOS NECESARIOS PARA LOGRAR EL EQUILIBRIO FINANCIERO

La presente sección indica que la fórmula de prestaciones identificada en la sección 5 muestra una tendencia al equilibrio financiero a largo plazo, en el sentido limitado de que el equilibrio financiero se da en escenarios en que tanto los factores demográficos como la economía se encuentran en un estado de crecimiento estacionario. Esto resulta interesante si se piensa que las variables demográficas y económicas revierten a un promedio, porque en tal caso los factores demográficos y económicos tienden a la antedicha condición estacionaria. Para demostrar este resultado,

se requieren siete supuestos. Como se demostró anteriormente, llegamos a la ecuación [25] partiendo de la base de que:

A) la población de una cohorte determinada es homogénea desde el punto de vista demográfico en el sentido de que $T_i = T(x)$, $A_i(x) = A(x)$, $G^i(x) = G(x)$ (la mortalidad real) y $G^{ei}(x) = G^e(x)$ (la mortalidad esperada) para todas las personas i en cada fecha x .

B) la edad de jubilación y la edad en que se inicia el pago de las cotizaciones es la misma para todas las generaciones, de manera que $T(x) = T$ y $A(x) = A$ para todos los valores de x . Esto es para simplificar la expresión.

Considérese ahora un crecimiento en estado estacionario en que se dan los siguientes supuestos:

(C1) El número de trabajadores adscritos al sistema aumenta a una tasa constante igual a " n ";

(C2) La productividad de la mano de obra de los trabajadores cubiertos aumenta a una tasa constante " λ ";

(C3) Las remuneraciones imponibles de cada persona solo varían según lo indica el producto de una curva de edad-ingresos $h(u)$, que permanece constante en el tiempo, y un factor de productividad de la mano de obra, que está vinculado solo con la fecha en que cada trabajador se incorporó a la fuerza de trabajo.

Introduciendo los tres supuestos (C1) a (C3) en la ecuación [25], la expresión correspondiente a los gastos corrientes se simplifica a (véase el Apéndice):

$$\frac{E(t)}{R(t)} = \int_{\{x: G(x) \geq t-x\}} \frac{dx}{G^e(x)} \quad [26]$$

La ecuación [26] reconoce la diferencia entre la longevidad esperada $G^e(x)$ y la longevidad efectiva $G(x)$. La longevidad efectiva varía en el tiempo al menos de dos maneras. Primero, mejora de acuerdo con una tendencia prevista, que puede ser no lineal. Segundo, se desvía de la tendencia de manera imprevisible. Para apreciar el tamaño de las fluctuaciones, cabe señalar que en los Estados Unidos (país grande en el cual las fluctuaciones de la mortalidad son más diversificadas) en el período 1954-1968, la tasa anual promedio de mejoramiento de la mortalidad en los varones fue -0.19%, pero aumentó a 1.58% en el período 1968-1988 (Diamond (1997), citando el Social Security Technical Panel (1991)). Estas desviaciones pueden llegar a acumularse en totales importantes.

Para asegurar que el lado derecho de la ecuación [26] sea igual a la unidad, necesitamos algunos supuestos adicionales.²³

(D1) $G'(x) = G(x)$. Este supuesto nos permite definir $x_o(t)$, que es la solución z a la ecuación $G(z) = t - z$, en que $G(z)$ es la longevidad efectiva de la generación que jubiló a la edad z . Por su parte, esto nos permite reemplazar el conjunto de integración $\{x: G(x) \geq t - x\}$ por los límites de integración $\{x_o(t) \leq x \leq t\}$, permitiendo de todas formas que la longevidad varíe en el tiempo.

Cabe preguntarse qué sucede con el lado derecho de la ecuación [26] a medida que pasa el tiempo. Aplicando la regla de Leibniz:

$$\frac{d}{dt} \left(\frac{E(t)}{R(t)} \right) = \frac{1}{G(t)} - \frac{1}{G(x_o(t))} \cdot \frac{dx_o(t)}{dt} \quad (27)$$

La definición de $x_o(t)$ también implica que $dx_o/dt = 1/[1 + G'(x_o(t))]$. De esta manera, el lado derecho de la ecuación [27] no es igual a cero para una trayectoria general de la longevidad igual a $G(x)$, lo que significa que aún no se obtiene el equilibrio financiero. La razón es la siguiente: cuando aumenta la longevidad, un factor de conversión que mira hacia el futuro reduce las pensiones de inmediato a fin de tener en cuenta mejoras de sobrevivencia futuras. Dado que los ingresos por cotizaciones aún no se han reducido, esto da lugar a un superávit financiero. Por la misma razón, sin embargo, si disminuye la longevidad se producirá un déficit financiero, como sucedió en los Estados Unidos en el período 1954-1968 y en Rusia en los años noventa. En consecuencia, para lograr el equilibrio financiero es necesario introducir el siguiente supuesto adicional:

(D2) $G(x) = G$ para todos los valores de x , esto es, no hay tendencia de la longevidad.

En este caso, el lado derecho de la ecuación [27] es igual a cero y el lado derecho de la ecuación [26] es igual a la unidad. En consecuencia, hemos demostrado:

Resultado 4: Bajo los supuestos (A) a (D), el sistema de cuentas nocionales descrito en el Resultado 3 alcanza la estabilidad financiera automática a corto y largo plazos.

23 Es posible que indizando las pensiones tal como las rentas vitalicias CREF (que consideran las fluctuaciones de la mortalidad) en vez de hacerlo según la tasa de crecimiento de los ingresos por cotizaciones, se pueda evitar el supuesto (D1). Para una descripción de las rentas vitalicias CREF, véase Valdés-Prieto (1998).

Observaciones:

a) Este estabilizador financiero se integra plenamente en esta particular fórmula de prestaciones, y solamente en ella.

b) Su inconveniente, como se sostuvo en la sección 2, es que sólo opera en un estado estacionario, que hemos asimilado al largo plazo. El largo plazo parece demasiado tarde frente a la intervención política, que opera a corto plazo.

c) La estrategia de aumentar la edad de jubilación para responder a un incremento de la longevidad tiene efectos financieros mixtos. A corto plazo, aumenta los ingresos. Pero el incremento de la longevidad ya induce un superávit (siempre que se utilice una tabla de vida que mira hacia el futuro). Más adelante, el factor actuarial se eleva, aumentando los gastos para hacer frente a los mayores ingresos. Además, el incremento de los ingresos eleva la tasa de interés notional aumentando las prestaciones a todos los afiliados. Además, como los trabajadores pagan cotizaciones durante más tiempo, algunos decenios después cobran pensiones más altas, que requieren financiamiento.

d) Cabría pensar que la estabilidad financiera de este particular sistema de cuentas notionales puede mejorar agregando un fondo de reserva. Pero esta conclusión no se justifica, porque si el fondo de reserva es siempre positivo, hay que aumentar la tasa de interés nacional que se acredita a los afiliados de manera que incorpore los ingresos por concepto de intereses, pero al hacerlo, se invalida el resultado 4. Si el sistema incurre en deudas y aumentan las tasas de interés de mercado, es posible que el sistema no pueda recuperar nunca el equilibrio financiero.

7. OBSERVACIONES FINALES

Sostenemos que el equilibrio financiero automático a corto plazo en los sistemas de pensiones es una característica deseable. Sin embargo, en el presente trabajo se demuestra que incluso aplicando la fórmula más favorable, los sistemas de cuentas notionales solo pueden lograrlo en un estado estacionario poco realista. De esta manera, los sistemas de cuentas notionales siempre exigen imponer otros mecanismos de ajuste financiero, como las garantías estatales y el recurso reiterado a la legislación, igual que los sistemas de prestaciones tradicionales.²⁴

24 Los fondos de reserva, esto es, un mayor grado de capitalización, también requieren intervenciones legislativas reiteradas debido a la inestabilidad de las tasas de interés de mercado.

Otros planes logran el equilibrio financiero automático a corto plazo.²⁵ Un sistema de capitalización definido por contribuciones, que paga anualidades CREF,²⁶ como lo ha hecho el sistema TIAA-CREF en los Estados Unidos desde 1952,²⁷ otorga estabilidad financiera automática a corto plazo y sin garantés.²⁸ Con un financiamiento por la modalidad de reparto, el sistema propuesto por Musgrave (1981) también logra la estabilidad financiera a corto plazo.²⁹

Para finalizar, nos preguntamos cuál es el significado económico de la expresión “cotización definida”: ciertamente no quiere decir que las tasas de cotización nunca varíen. ¿Significa acaso que la fórmula que aplica el sistema asegura la estabilidad financiera automática a corto plazo (como en el sistema de Musgrave), o que la fórmula de prestaciones es actuarial (como en las cuentas nocionales)? Los sistemas de capitalización de contribuciones definidas cumplen con ambos significados, pero el sistema de cuentas nocionales solo con el segundo.

-
- 25 No así los sistemas de prestaciones definidos, porque exigen un garante que absorba el riesgo no diversificable. Las compañías de seguros de vida también garantizan los riesgos por concepto de mortalidad y de inversión de las rentas vitalicias.
- 26 La anualidad CREF, concebida por Duncan (1952) paga una pensión mensual de $P_{it} = V_t N_i$, en que N_i es el número de “unidades de anualidad” que tiene un jubilado i y V_t es el precio de cada unidad en la fecha t . El precio se reajusta periódicamente a fin de asegurar el equilibrio financiero automático. La fórmula CREF no solo reajusta las pensiones en el tiempo de acuerdo con la experiencia en materia de inversiones, como las rentas vitalicias variables corrientes, sino también de acuerdo con aquella en materia de mortalidad y con las fluctuaciones de las proyecciones de la mortalidad (para mayores detalles, véase Valdés-Prieto, 1998).
- 27 Bolivia adoptó un sistema obligatorio de rentas vitalicias CREF en 1996. En 1999 se introdujeron normas detalladas.
- 28 Los fondos providentes tradicionales que pagan una suma alzada también logran el equilibrio financiero automático en el corto plazo. Pese a que no proporcionan seguro de longevidad, dan mayor liquidez que las anualidades, de tal modo que quizá sean preferibles.
- 29 De acuerdo con esta propuesta, la razón entre el promedio de las pensiones y el promedio de las remuneraciones netas se mantiene constante en el tiempo.

APÉNDICE

Demostración de la ecuación 26

Las hipótesis C1 a C3 entrañan que:

$$(A1) \quad N(x) = N(t) \cdot e^{-n(t-x)}$$

$$(A2) \quad M(u, w) = N(w + T - u) = N(t) \cdot e^{-n(t-[w+(T-u)])}$$

$$(A3a) \quad Y(u, w) = h(u) \cdot Y(A, t) \cdot e^{-\lambda(t-[w-(u-A)])}$$

$$(A3b) \quad Y(w - x + T, w) = h(w - x + T) \cdot Y(A, t) \cdot e^{-\lambda(t-w+(w-x+T)-A)}$$

Incorporando estas hipótesis en la ecuación [25] y utilizando (D1), la expresión del gasto corriente se simplifica a:

$$(A4) \quad \frac{E(t)}{R(t)} = \int_{\{x: G(x) \geq t-x\}} \frac{e^{-n(t-x)}}{G(x)} \cdot \int_{x-T+A}^x \frac{h(T+w-x) \cdot e^{-\lambda(t-x+T-A)}}{\int_A^T h(u) \cdot e^{-n(t-w-T+u)} \cdot e^{-\lambda(t-w+u-A)} du} dw dx$$

Sacando las funciones exponenciales fuera de la integral interior, se comprueba que esta última no depende de w . Así, esta integral puede sacarse fuera de la segunda integral, dejando $\exp(-(n+\lambda)w)$ dentro de la segunda integral:

$$(A5) \quad \frac{E(t)}{R(t)} = \int_{\{x: G(x) \geq t-x\}} \frac{e^{(n+\lambda)(x-T)}}{G(x)} \cdot \left[\frac{\int_{x-T+A}^x h(T+w-x) \cdot e^{-(n+\lambda)w} dw}{\int_A^T h(u) \cdot e^{-(n+\lambda)u} du} \right] dx$$

Si se cambian las variables de la segunda integral (en el numerador del corchete) a $q = w-x+T$, la segunda y tercera integrales se cancelan, para cualquier curva $h(u)$ de edad-ingresos. De esto, se obtiene la ecuación [26]. QED.

BIBLIOGRAFÍA

- Boskin, M., L. Kotlikoff y J. Shoven (1988), "Personal security accounts: a proposal for fundamental social security reform", *Social Security and Private Pensions*, S. Wachter (comp.), Boston, Massachusetts, Lexington Books.
- Browning, E.K. (1975), "Why the social insurance budget is too large in a democracy", *Economic Inquiry*, 13 de septiembre.
- Buchanan, J. (1968), "Social Insurance in a Growing Economy: A Proposal for Radical Reform", *National Tax Journal*, vol. 21, N° 4, diciembre.
- Davis, E. Philip (1995), *Pension Funds*, Clarendon, Oxford University Press.
- Diamond, P.A. (1997), "Insulation of pensions from political risk", *The Economics of Pensions*, Salvador Valdés-Prieto (comp.), Cambridge, Massachusetts, Cambridge University Press.
- Disney, Richard (1998), *Can we Afford to Grow Older?*, Cambridge, Massachusetts, MIT Press.
- Duncan, R. (1952), "A retirement system granting units annuities and investing in equities", *Transactions of the Society of Actuaries*, N° 4, Chicago, Illinois.
- Fox, L., E. Palmer y D. McIsaac (1996), "Latvian pension reform", Washington D.C., Banco Mundial, inédito.
- Hamann, J. (1997), "The reform of the pension system in Italy", IMF Working Paper, N° 97/18, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI), febrero.
- Munnell, A. (1988), "Comment", *Social Security and Private Pensions*, S. Wachter (comp.), Boston, Massachusetts, Lexington Books.
- Musgrave, R.A. (1981), "A reappraisal of social security financing", *Social Security Financing*, F. Skidmore (comp.), Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Office of the Government Plenipotentiary for Social Security Reform (1997), *Security through Diversity: Reform of the Pension System in Poland*, Varsovia, julio.
- Palmer, E. (1997), "The Swedish pension reform model - framework and issues", Estocolmo, Junta Nacional de Seguro Social, abril, inédito.
- Queisser, M. (1996), "Pensions in Germany", Policy Research Working Paper, N° 1664, Washington, D.C., Banco Mundial, octubre.
- Reynaud, E. y A. Hege (1996), "Italy: a fundamental transformation of the pension system", *International Social Security Review*, vol. 49, N° 3/9.
- Samuelson, P. (1958), "An exact consumption-loan model of interest without the social contrivance of money", *Journal of Political Economy*, N° 66, diciembre.

- Sunden, Annika (1998), "The Swedish NDC Pension Reform", *Annals of Public and Cooperative Economics*, N° 4, número especial "Comparative Analysis of Old Age Security Arrangements", Estelle James (comp.), Londres, Blackwell.
- Tirole, J. (1985), "Asset bubbles and overlapping generations", *Econometrica*, vol. 53, N° 6, noviembre.
- Torche, Aristides y Gert Wagner (1997), "Previsión social: Valoración individual de un beneficio mandado", *Cuadernos de economía*, año 34, N° 103, Santiago de Chile, diciembre.
- Valdés-Prieto, Salvador (1998), "Risks in Pensions and Annuities: Efficient Designs", Discussion Paper, N° 9804, Social Protection Discussion Paper Series, Washington, D.C., Banco Mundial.

PROBLEMAS EN LA DECLARACIÓN DE EDAD DE LA POBLACIÓN ADULTA MAYOR EN LOS CENSOS

Fabiana Del Popolo

Consultora, División de Población-
Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)

RESUMEN

En varias investigaciones se ha mostrado preocupación por la magnitud de la proporción de personas de edad avanzada que se registra en los censos. Es por ello que en el presente estudio se analiza la calidad de la información censal en relación con la declaración de edad de las personas adultas mayores y se presentan algunas pruebas de la existencia de errores en dichos datos. Con este fin se seleccionaron ocho países de América Latina, que se encuentran en diferentes etapas del proceso de transición demográfica. Al comparar las estructuras por edades de la población de 50 años y más (y de 70 años y más), ya sea a través del tiempo o con respecto a países más desarrollados, se encontraron serias inconsistencias, básicamente una proporción exagerada de personas en las edades del extremo superior. A su vez, se observó una alta correlación entre estas irregularidades y un índice de preferencia de dígitos calculado para el tramo etario 52-82. El análisis de la preferencia de dígitos muestra que este error de la declaración de edad afecta más marcadamente a la población de mayor edad, entre la cual el patrón más común es una alta preferencia por el dígito 0, y también, aunque en menor medida, por el 5. Además, se comentan algunos resultados de estudios que aportaron evidencias acerca de otro error de declaración frecuente entre los adultos mayores, que es una tendencia creciente a exagerar la edad, tal como lo muestran evaluaciones basadas en el método de las cohortes intercensales, aplicado a la mayoría de los países latinoamericanos.

AGE MISREPORTING BY OLDER PERSONS IN CENSUSES

ABSTRACT

Several research works have raised concern over the large proportion of elderly persons recorded in censuses. The present study therefore analyses the quality of census information with regard to the age of reporting older adults. Its findings indicate that these data contain some errors. For the purposes of this study, eight Latin American countries at different stages of demographic transition were selected. Serious inconsistencies emerged when the age structure of the population aged 50 and over (and 70 and over) was compared over time or with respect to more developed countries, in that an excessively large proportion of persons were reported in the upper age group. It was further observed that these irregularities bore a strong correlation to a digit preference index calculated for the age group 52-82. Analysis of digit preferences shows that this type of age misreporting is particularly common in the older population, among whom the most recurring trend is a high preference for the digit 0 and also, though to a lesser extent, the digit 5. The present study also examines the findings of a number of analyses that point to evidence of another form of misreporting which is frequent among the elderly: a tendency to exaggerate age, as shown by evaluations based on the intercensal cohort method used in the majority of Latin American countries.

INTRODUCCIÓN

Es bien sabido que el conocimiento del volumen y las características de la población, como así también el de las tendencias pasadas y las estimaciones futuras del comportamiento demográfico, constituyen un instrumento necesario para la toma de decisiones económicas y sociales en cualquier país. Por otra parte, esta información resulta fundamental cuando existe la intención política de influir en la dinámica demográfica, caso en el cual es muy importante conocer el número de habitantes de un lugar y sus respectivas edades. Es así como la distribución por edad de la población dará cuenta de las demandas de los distintos grupos que deben ser atendidas, mientras que las estimaciones de la evolución futura pondrán de manifiesto los nuevos desafíos en materia de desarrollo.

Se sabe, además, que la estructura etaria de una población se ve afectada por las variaciones de los componentes demográficos, es decir por la mortalidad, la fecundidad y la migración. Estos componentes han tenido cambios importantes en América Latina en los últimos 30 años, concretamente el descenso de la mortalidad y, sobre todo, de la fecundidad. Según estimaciones recientes,¹ desde mediados de los años sesenta el número medio de hijos por mujer disminuyó de seis a menos de tres, en tanto que la esperanza de vida al nacer aumentó de 57 a 70 años. Lo anterior implica un aumento considerable del número y el peso relativo de los adultos mayores, fenómeno conocido como “envejecimiento de la población”; debido a los cambios mencionados, mientras en 1970 había cerca de 10 personas mayores de 65 años por cada 100 jóvenes (menores de 15), actualmente hay casi 17. Este hecho cobra mayor relevancia cuando se considera que, de acuerdo con las previsiones, esta relación se duplicará en los próximos 20 años, es decir, en un lapso mucho menor que en los países desarrollados.

1 “Boletín Demográfico” N° 51 y 62, CELADE 1993 y 1998, respectivamente.

Esto explica la importancia de los estudios sobre las personas de edad y, en particular, sobre la salud y la seguridad social de este grupo. Un posible punto de partida sería disponer de información fidedigna sobre el número de los adultos mayores para así poder realizar estimaciones más confiables al respecto. Esta información es imprescindible para la caracterización demográfica de este grupo a fin de, entre otras cosas, determinar el nivel de mortalidad. Una de sus principales fuentes son los censos de población, pero se sabe que, en general, los realizados en los países latinoamericanos suelen contener errores, entre otros de cobertura y de declaración de edad. Aparentemente, estos últimos afectarían en mayor medida a la población de edad avanzada, por lo cual en el presente estudio se analiza la calidad de la información censal en lo que respecta a la declaración de edad de los adultos mayores y se presentan evidencias de errores. Se espera que el análisis aporte elementos de base para estimaciones futuras.

Para realizar este análisis, se seleccionaron ocho países de América Latina –Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Guatemala, México, Perú y Venezuela– que difieren en cuanto a condiciones de vida, grado de alfabetización y nivel de urbanización; además, se encuentran en distintas etapas de la transición demográfica, elemento que conviene tener en cuenta ya que de él dependen en gran medida las diferencias observadas y las tendencias previstas.

En algunos estudios realizados sobre el tema se expresa preocupación ante la probabilidad de que los países en desarrollo, sobre todo los de América Latina, tengan una mayor proporción de personas de edad que la estimada. Este fenómeno se atribuye a una aparente mortalidad extremadamente baja en las edades avanzadas, en comparación con la que se registra en países más desarrollados. Algunos autores atribuyen este resultado no esperado a errores de información, mientras que otros consideran que responde a la realidad.

Partiendo de la hipótesis de que las inconsistencias observadas podrían deberse a errores en los datos básicos, en la sección I se identifica como posible fuente de error la incorrecta declaración de edad en los censos de población. En el caso de los adultos mayores se observa una tendencia a exagerar la edad, cada vez más acentuada a medida que ésta aumenta. Por lo tanto, si en los censos se registra un número exagerado de ancianos cabe pensar que este error se refleje de alguna manera en la composición por edades. Es por ello que en la sección II se intenta corroborar ciertas evidencias del problema mediante el análisis de las estructuras etarias de los países seleccionados y su comparación con la de países más desarrollados.

Dada la estrecha vinculación que podría existir entre la declaración errónea de la edad en los censos y las irregularidades observadas en los datos de población por edad, en las secciones III y IV se analizan dos aspectos de ésta: la preferencia de dígitos y el traslado a edades superiores. En el primer caso, lo que interesa es determinar si el error afecta de manera más pronunciada a las personas de mayor edad, su posible relación con el alto porcentaje aparente de población en edades avanzadas y, asimismo, si estos errores son exclusivos de los censos del pasado o, por el contrario, persisten en la actualidad. En cuanto a la exageración de la edad, en la sección IV se comentan los resultados de los estudios realizados con el fin de demostrar la existencia de este fenómeno, en los que se aborda el problema por la vía del análisis de la mortalidad, en vista del vínculo directo que existe entre las estimaciones de mortalidad y la magnitud de la población.

En cuanto a las fuentes de información utilizadas, en el caso de los censos se trabajó con los informes nacionales respectivos y, en algunos casos, se solicitó información más detallada al organismo oficial de estadística o a otras entidades. Se utilizaron, además, las estimaciones actuales de población dadas a conocer en el Boletín Demográfico N° 62 de CEPAL-Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía. Por último, todos los cuadros y gráficos han sido elaborados por la autora, sobre la base de la información recopilada.

I. EL PROBLEMA

En los países en desarrollo, y sobre todo en los latinoamericanos, es común observar inconsistencias en la información demográfica sobre las personas de edad avanzada que proporcionan los censos y los registros de defunciones. En ambos casos, la declaración de edades superiores a las reales es un error frecuente, debido al cual, si se calculan en forma directa las tasas de mortalidad por edad (es decir, el número de defunciones de un grupo de edad dividido por la población en ese grupo), éstas resultan muy bajas en las edades adultas mayores en comparación con las de los países desarrollados, que suelen ser bastante menores. Más aún, si se toman dos censos de población y se analiza el volumen de las cohortes, teniendo en cuenta la mortalidad observada en el período intercensal, en el segundo censo la población de personas de edad es superior a la esperada. La diferencia entre la cifra prevista y la real varía de acuerdo con la calidad de los registros demográficos del país.

Avanzando en la descripción del problema, se podría decir que las inconsistencias mencionadas pueden explicarse desde dos posiciones. Según la primera, los datos reflejarían la realidad, lo que significa que la mortalidad de los ancianos en los países de América Latina sería menor que la esperada de acuerdo con su situación demográfica, en comparación con la de países más desarrollados. De acuerdo con la segunda posición existirían errores en los datos básicos, específicamente una tendencia a declarar una edad superior a la real, que se acentúa a medida que la persona envejece.

En el primer caso, las evidencias empíricas se basan en la existencia de poblaciones que presentan una menor esperanza de vida al nacer y mayores desventajas socioeconómicas, pero que tienen una mortalidad menor en las edades adultas. Por ejemplo, las tablas modelo de las Naciones Unidas muestran que en América Latina, dado un nivel general de mortalidad basado en la esperanza de vida al nacer, la mortalidad en edades avanzadas se encuentra entre las más bajas de todas las regiones del mundo (Grushka, 1996). Este fenómeno se conoce en inglés como *crossover*, término que alude al entrecruce de las tasas específicas de mortalidad de las dos poblaciones comparadas, y obedecería a la "selección natural".

Entre los autores más destacados que defienden el postulado de la selección natural se encuentran Nam (1978, 1995) y Manton y Stallard (1981). Nam argumenta que en algunas poblaciones se daría un proceso de selección a lo largo del ciclo de vida —debido a factores biológicos y sociales— que conduciría a este fenómeno. Según esta hipótesis, las condiciones socioeconómicas que favorecen a un determinado grupo se traducen en bajas tasas de mortalidad en las edades jóvenes, pero en las edades avanzadas determinan una supervivencia en un estado de relativa debilidad en términos físicos y fisiológicos. En cambio, el grupo con mayores desventajas presenta tasas de mortalidad más elevadas entre los jóvenes y quienes sobreviven son más aptos, en ambos sentidos, para llegar a una edad más avanzada, a pesar de esas desventajas.

En la publicación más reciente, Nam (1995) presenta una síntesis del conocimiento acumulado, en la que destacan las siguientes conclusiones:

- el fenómeno de entrecruce se ha observado en un número considerable de casos, en todas las partes del mundo, en diferentes períodos y en poblaciones de distintos tipos;
- este fenómeno es más frecuente cuando las poblaciones difieren significativamente en lo que respecta a condiciones sociales y de salud, vinculadas a diferencias en términos de riesgos de mortalidad;

- al comparar tasas específicas de mortalidad y funciones de una tabla de vida, se observa que el entrecruce se da en el caso de los hombres y en el de las mujeres y tanto en datos clasificados por cohorte como en datos transversales;
- la edad a partir de la cual el fenómeno se manifiesta varía de una comparación a otra y, en un par de poblaciones observadas a lo largo del tiempo, tiende a trasladarse a edades mayores;
- el entrecruce es un caso particular de convergencia de tasas específicas de mortalidad, por lo que, en caso de no observarse, las explicaciones de la convergencia deberían ser similares;
- debido a que la declaración errónea de la edad de los más ancianos se da con mayor frecuencia en las poblaciones que se encuentran en condiciones más desfavorables, es razonable suponer que parte del entrecruce o la convergencia se deba a errores en los datos básicos; no obstante, este comportamiento se ha observado en varios estudios, incluso después de efectuar correcciones.

En cuanto a la segunda posición mencionada, se postula que la declaración errónea de la edad se da en dos direcciones, ya que algunas personas declaran ser menores y otras mayores de lo que realmente son, pero el resultado neto es una sobrenumeración de los ancianos, debido al predominio de la tendencia a exagerar la edad. A esto se suma otro efecto relacionado con el tamaño de las cohortes, que en las edades avanzadas disminuye rápidamente (Condran, Himes y Preston, 1991). Por ejemplo, si se toman los grupos quinquenales de edad (80 a 84 y 85 a 89 años), se comprueba que en los países de la región la magnitud del primero duplica con creces la del segundo. Por lo tanto, aunque el número de personas que se agregan años –más allá del grupo quinquenal– sea similar al de personas que declaran una edad inferior a la real, las transferencias absolutas tendrán mayores repercusiones en el grupo más anciano. Siguiendo con el ejemplo, un error del 10% incrementará la magnitud del grupo de 80 a 84 años en un 5%, mientras que en el de 85 a 89 la aumentará un 20%.

Se considera, por lo tanto, que las estimaciones de mortalidad calculadas sin previa corrección de este supuesto error dan cifras inferiores a las reales, razón por la cual quienes apoyan esta posición afirman que el entrecruce se debe únicamente a errores en los datos básicos.

Coale y Kisker (1986), Condran, Himes y Preston (1991), Dechter y Preston (1991), Rosenwaive (1987), Elo y Preston (1994) y Grushka (1996), entre otros, intentan demostrar lo anterior. En todos estos estudios se presentan evidencias de errores en la declaración de edad de los adultos mayores, concretamente una tendencia a exagerarla. En la mayoría de los

casos se recurrió a un ajuste de la mortalidad para corregir este error. Por otra parte —si bien las evidencias parecen contundentes— el debate continúa, puesto que se ponen en duda algunos de los resultados, debido a los métodos de evaluación o de corrección utilizados (véanse los resultados en la sección IV).

Las dos hipótesis relacionadas con este problema no solamente se contraponen, sino que, además, son excluyentes. Sin embargo, de la bibliografía disponible se desprende que aparentemente los dos factores mencionados coexisten, pero que es difícil dilucidar en qué medida y hasta qué punto se pueden hacer generalizaciones en cuanto a las correcciones.

En síntesis, aunque la posición que postula la “selección natural” no puede desecharse por completo, tampoco cabe ignorar los estudios que muestran inconsistencias en los registros censales, y también de defunciones, en los que la población adulta mayor aparece “exagerada”.

En los países latinoamericanos, si bien en las estimaciones de población vigentes no se indica en forma explícita la posición adoptada, se podría considerar que los especialistas reconocen la existencia de errores en la declaración de edad, concretamente el de exageración. Por ello, este trabajo es el resultado de un esfuerzo por analizar los posibles errores en la medición del volumen y distribución por edad de los adultos mayores en la información proveniente de los censos de población.

II. ANÁLISIS DE LA ESTRUCTURA POR EDADES

Como se indica en la sección anterior, los expertos latinoamericanos concuerdan, en general, en que los datos sobre la población adulta mayor contienen errores de sobrenumeración en las edades más avanzadas, lo que queda de manifiesto al comparar las estimaciones vigentes con los datos recopilados en los censos mediante, entre otros métodos, el cálculo del error censal. Además de este sobrerregistro de los más ancianos, especialmente a partir de los 80 años de edad, hay un subregistro de la población en grupos etarios menores, lo que podría deberse a la declaración errónea de la edad, con una tendencia a exagerarla.

Aunque los errores en la declaración de la edad afectan de alguna manera a la estructura etaria de una población, no todas las inconsistencias observadas en la composición por edades pueden atribuirse a errores en los datos básicos en general o de declaración de edad en particular. Entre otros aspectos, en algunos casos podría existir un patrón de mortalidad diferente del esperado, en vista de lo cual en el examen de las estructuras

etarias de los países seleccionados se mencionan las anomalías observadas y se intenta dilucidar, en la medida de lo posible, cuáles podrían deberse a errores en la información básica relacionados con la declaración de edad. Para la comparación requerida se optó por la composición por edades de poblaciones de países más desarrollados.²

En vista de que la estructura por edades y las demás categorías demográficas reflejan las tendencias de la mortalidad y la fecundidad en el pasado, en el análisis se hace referencia a la etapa de la transición demográfica en que se encuentra cada país seleccionado. La clasificación de los países de acuerdo con este criterio ha sido elaborada por el CELADE sobre la base de las tasas brutas de natalidad y mortalidad, que determinan el crecimiento vegetativo y la estructura por edades de la población (CELADE/BID, 1996). Así, los países bajo estudio se clasificaron de acuerdo con el siguiente esquema:

Grupo I - Transición incipiente: países con alta natalidad y alta mortalidad, cuya población es muy joven debido a la elevada fecundidad. A este grupo pertenece Bolivia.

Grupo II - Transición moderada: países con natalidad y mortalidad moderadas. Como el descenso de esta última se inicia en los primeros años de vida, se produce un rejuvenecimiento de la estructura por edades. A este grupo pertenece Guatemala.

Grupo III - Plena transición: países con natalidad moderada y mortalidad moderada o baja. Como el descenso de la fecundidad es reciente, la población es relativamente joven, aunque comienza a apreciarse un proceso de envejecimiento. A este grupo pertenecen Brasil, México, Perú y Venezuela.

Grupo IV - Transición avanzada: países con natalidad y mortalidad moderadas o bajas, entre los que se distinguen dos categorías: i) aquellos en que los niveles de fecundidad y mortalidad se han mantenido bajos por un largo período, como Argentina y, ii) aquellos en que estos niveles han descendido recientemente, como Chile. En el primer caso, la estructura por edades se acerca a la de los países desarrollados, mientras que en el segundo sigue habiendo una menor proporción de adultos mayores.

El análisis presentado a continuación se basa en la composición por edades de la población de un país, clasificada según grandes grupos de edad, centrándose el interés en observar la situación de los países estudiados según la etapa de la transición demográfica en que se encuentran. Se analiza

2 Los datos básicos correspondientes a estos países provienen de la página web de la Oficina del Censo de los Estados Unidos (<http://www.census.gov/ipc/www/idbsprd.html>).

también, en particular, la composición etaria en las edades avanzadas. Si bien, en general, los umbrales adoptados para definir a la población de la tercera edad son 60 o 65 años, en este caso se optó por partir de los 50 años, por estimarse que esto permitirá detectar mejor las inconsistencias en las estructuras. En todo caso, para el análisis de la estructura etaria de las personas de edades avanzadas, se tomó como umbral los 70 años.

Por último, en la comparación de las estructuras hay que tener en cuenta que no solamente la fecundidad y la mortalidad inciden en la composición por edad, sino también las migraciones internacionales, factor que en alguno de los países analizados ha sido de gran importancia.

1. La población censal por grandes grupos de edad

En el cuadro 1 se presentan las estructuras por edades de los países estudiados, basadas en los datos censales de las décadas de 1980 y 1990. Un primer aspecto que cabe mencionar es que, independientemente de la precisión de los datos o de los posibles errores, en 1990 los adultos mayores (de 60 años y más) representaban menos del 10% de la población total, excepto en Argentina, donde su proporción alcanzaba al 13%. Estas cifras discrepan bastante de las que presentan los países desarrollados; por ejemplo, en Italia (censo de 1991) y Suecia (censo de 1990), los adultos mayores constituían poco más de 20% de la población.

Para dar una idea de las magnitudes absolutas, los censos de la década de 1990 indican que en Bolivia y Guatemala había menos de medio millón de personas de 60 años y más; en Chile, Perú y Venezuela, algo más de 1.1 millones, y en Argentina, 4.2 millones. México tenía cerca de 5 millones de adultos mayores y Brasil unos 10.7 millones.

Las categorías indicadas en el cuadro 1 corresponden a las establecidas de acuerdo con la etapa de transición demográfica en que se encuentra cada país. Puede observarse, por ejemplo, que en Guatemala la proporción de menores de 15 años es mayor que en Bolivia, puesto que en el primer país se ha producido un descenso de la mortalidad en los primeros años de vida, y esto se ha reflejado en un rejuvenecimiento de la estructura por edades. En el caso de Bolivia, la mortalidad sigue siendo alta; en cambio, la proporción de habitantes de 60 años y más es algo más alta, sobre todo al compararla con la de países que están en la etapa de plena transición (grupo III). También en Perú el porcentaje de personas de 60 años y más puede parecer elevado, puesto que no sería del todo coherente con la mayor fecundidad y mortalidad registrada en este país en comparación con las de los demás integrantes de la misma categoría.

Cuadro 1
**AMÉRICA LATINA (PAÍSES SELECCIONADOS): DISTRIBUCIÓN
 DE LA POBLACIÓN POR GRANDES GRUPOS DE EDAD
 SEGÚN ETAPA DE LA TRANSICIÓN**

(En porcentajes)

Países	Censos de la ronda de 1980			Censos de la ronda de 1990		
	0 a 14	15 a 59	60 y más	0 a 14	15 a 59	60 y más
Grupo I						
Bolivia	41.5	52.2	6.3	41.4	52.1	6.5
Grupo II						
Guatemala	44.9	50.1	5.0	44.0	50.2	5.8
Grupo III						
Brasil	38.2	55.7	6.1	34.7	58.0	7.3
México	43.1	51.4	5.5	38.6	55.3	6.2
Perú	41.2	52.7	6.1	37.0	56.0	7.0
Venezuela	39.9	54.7	5.3	37.2	56.7	6.1
Grupo IV						
Argentina	30.3	57.9	11.8	30.6	56.6	12.9
Chile	32.2	59.3	8.4	29.4	60.8	9.8

En lo que respecta a los cambios ocurridos entre los decenios de 1980 y 1990, los datos recopilados no contradicen la tendencia esperada hacia un gradual envejecimiento de la población. Como se ha dicho, los cambios en las estructuras responden a las variaciones de los niveles de fecundidad y mortalidad, así como también al período en que éstas se inician.

A primera vista puede llamar la atención el hecho de que en Bolivia, país en que la mortalidad y la fecundidad han descendido en forma notable durante el período considerado, prácticamente no se haya modificado la estructura por edad entre un censo y otro, lo que probablemente se debe a que ambos componentes siguen siendo altos.

Tampoco se observan grandes variaciones en Argentina, pero en este caso la causa sería que la mortalidad y la fecundidad ya descendieron a niveles relativamente bajos varias décadas atrás. Probablemente los cambios han sido un poco más marcados en la población de 60 años y más, lo que revela un incremento del peso relativo de los más ancianos, es decir, de las personas de 80 años y más. En el resto de los países resulta razonable la disminución del peso relativo de los menores de 15 años, que contrasta con el aumento de los jóvenes y adultos, y también de los adultos mayores.

Se podría afirmar, entonces, que las estructuras etarias calculadas sobre la base de datos censales no corregidos sobre estos tres grandes grupos no muestran inconsistencias en lo que respecta a la etapa de la transición en que se encuentran los países ni a los cambios que se van dando a lo largo del tiempo. Las únicas excepciones son Bolivia y Perú, donde la proporción de mayores de 59 años es un tanto elevada, pero el hecho de que no se observen

inconsistencias en los datos agregados no implica que la información no contenga errores, incluso en los casos de censos bien realizados.

Además, lo anterior tampoco significa que no haya un problema de exageración de la edad, puesto que, aunque el porcentaje de personas de 60 años y más sea correcto, es posible que no ocurra lo mismo al interior de este grupo. De hecho, este problema se manifiesta con cierta intensidad a partir de los 70 u 80 años.

2. Estructura de la población adulta mayor

La estructura etaria de los adultos mayores se examina considerando que la desagregación por edades permite observar más claramente las posibles inconsistencias de los datos. El análisis se centra en la composición por edades de la población a partir de los 50 años de edad y también se toman en consideración los datos censales de la década de 1970, así como los censos realizados en España, los Países Bajos, Italia y Suecia, países que cuentan con registros muy confiables.

De acuerdo con los censos de los años noventa, la edad mediana de los adultos de 50 años y más es de alrededor de 61 años en seis de los ocho países seleccionados, aunque las estimaciones vigentes se aproximan más a los 60 años. En los dos países más avanzados en el proceso de transición, Argentina y Chile, la edad mediana es de 62.6 y 61.9 años, respectivamente. Como cabe esperar, en los países más desarrollados la edad mediana es más alta, aproximadamente 64 años en España, los Países Bajos e Italia, y 66 años en Suecia.

En siete de los ocho países latinoamericanos considerados, la curva de distribución por edades presenta un patrón similar al de Chile, y en la mayoría de los censos llama la atención la preponderancia relativa de las personas de 80 años y más (véase el gráfico 1). La única excepción es Argentina, caso en el que la migración internacional ha jugado un papel importante en la determinación de las características demográficas, en particular en el temprano envejecimiento de la población. Previsiblemente, las curvas de los países europeos muestran una población más envejecida (véase el gráfico 2).

Entre los años setenta y noventa, las estructuras por edad de los países latinoamericanos seleccionados presentan mínimas variaciones; también a este respecto la excepción es Argentina, que presenta un envejecimiento más notorio de la población de la tercera edad. Los países europeos, por el contrario, exhiben cambios más acentuados, por encontrarse en la etapa de "posttransición" demográfica, caracterizada por un marcado descenso de la mortalidad en edades avanzadas (Chackiel, 1999).

Gráfico 1

CHILE: ESTRUCTURA POR EDAD DE LA POBLACIÓN DE 50 AÑOS Y MÁS SEGÚN LOS CENSOS

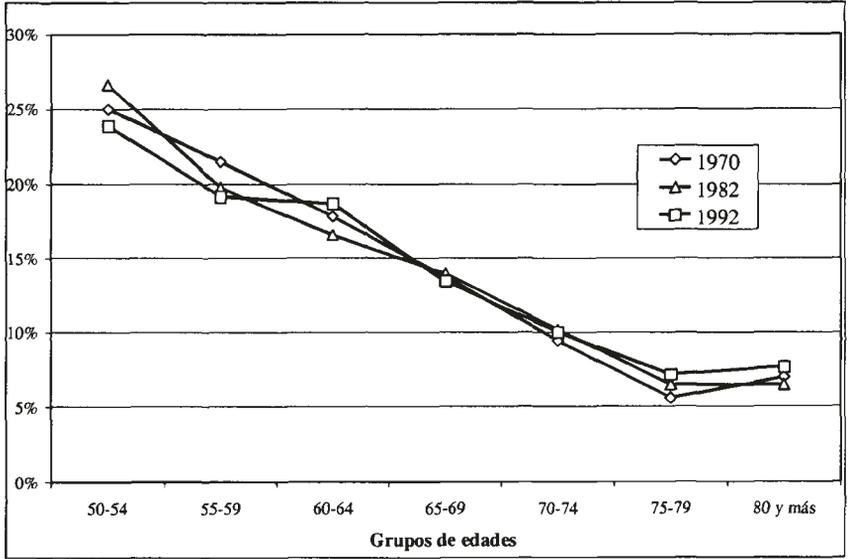
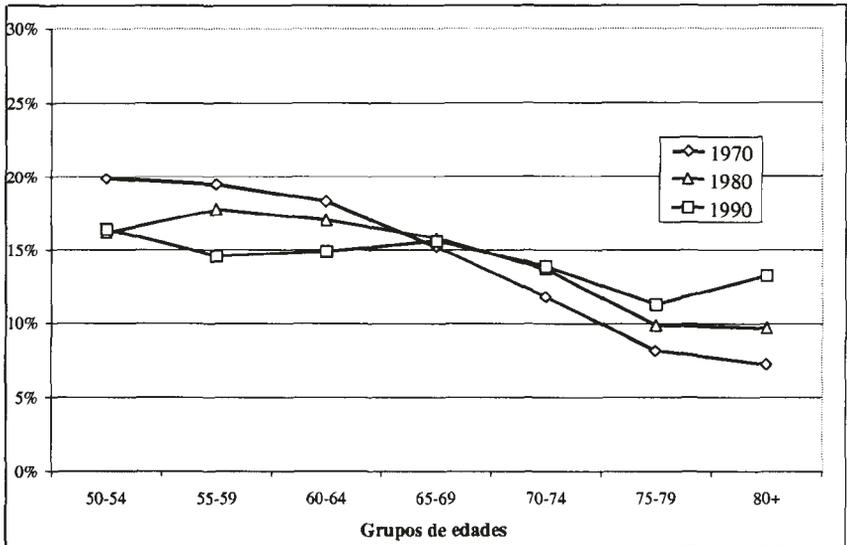


Gráfico 2

SUECIA: ESTRUCTURA POR EDAD DE LA POBLACIÓN DE 50 AÑOS Y MÁS SEGÚN LOS CENSOS



Sin embargo, cuando se comparan las estructuras por edad de distintos países teniendo en cuenta la etapa de transición demográfica, se observan inconsistencias importantes en casi todos los casos. De acuerdo con la tendencia general, los países menos avanzados en el proceso de transición muestran una mayor proporción de personas ancianas (de 75 u 80 años y más), en comparación con otros países, sean europeos o de la región.

Lo anterior puede comprobarse en Bolivia, que en los años setenta tenía relativamente más ancianos, en el grupo de 50 años y más, que Argentina, los Países Bajos y los demás países seleccionados (véase el cuadro 2). En los censos posteriores, esta diferencia se manifiesta en la comparación con otros países latinoamericanos, situación aún más marcada en el caso de Perú (véanse los gráficos 3 y 4).

Otros ejemplos son los de Chile y México, que en los años setenta tenían una población de 80 años y más superior a la de Argentina y similar a la de países europeos. Estas irregularidades también se observan al comparar los datos censales de Guatemala y Argentina correspondientes a esa década, y los de Brasil en los tres censos considerados. Llama asimismo la atención el alto porcentaje de ancianos en los censos de 1980 y 1990 de México, en comparación con Argentina y Chile.

Gráfico 3

**ESTRUCTURA POR EDAD DE LA POBLACIÓN DE 50 AÑOS Y MÁS
EN ALGUNOS PAÍSES, CENSOS DE LA RONDA DE 1970**

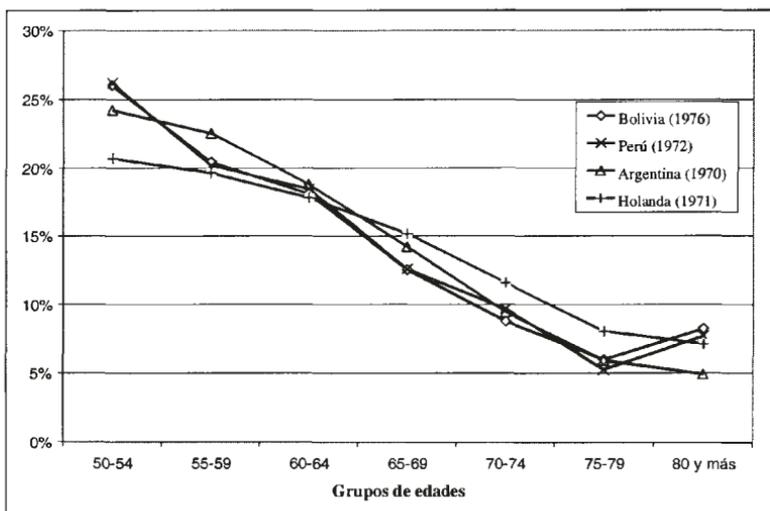
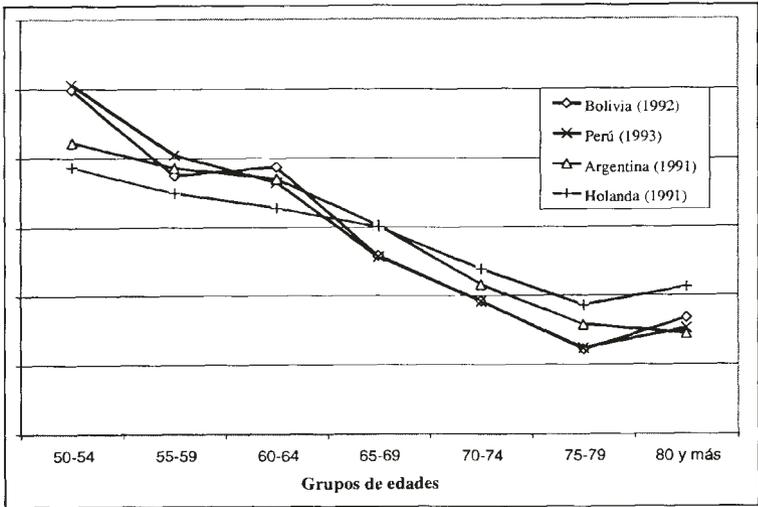


Gráfico 4

**ESTRUCTURA POR EDAD DE LA POBLACIÓN DE 50 AÑOS Y MÁS
EN ALGUNOS PAÍSES, CENSOS DE LA RONDA DE 1990**



En términos generales, no se descarta la posibilidad de que los países latinoamericanos muestren un patrón de mortalidad diferente (Grushka, 1996), que se traduzca en una estructura de la población de la tercera edad también diferente. De hecho, aunque en las estimaciones oficiales la población más anciana aparece reducida, lo que elimina gran parte de las inconsistencias mencionadas, siguen mostrando una estructura más joven entre los 50 y los 70 años, edad a partir de la cual se aprecia un acercamiento a las proporciones de los países desarrollados.

Sin embargo, no puede descartarse la existencia de errores de declaración, dado que también surgen inconsistencias cuando se comparan solamente los censos de países latinoamericanos. Más aún, este tipo de irregularidades aparece incluso en los datos correspondientes a distintos periodos dentro de un mismo país. Por ejemplo, en Chile (véase el gráfico 1) y Brasil (véase el cuadro 2), sorprende que en 1970 se haya censado relativamente a más personas de 80 años y a más que las registradas una década más tarde. Algo similar ocurre en México, Perú y Venezuela (véase el cuadro 2). Por otra parte, este fenómeno no se observa al comparar distintos periodos en los países más desarrollados.

Cuadro 2
PAÍSES SELECCIONADOS: DISTRIBUCIÓN POR GRUPOS DE EDAD DE LA POBLACIÓN DE 50 AÑOS Y MÁS,
CENSOS DE LAS DÉCADAS DE 1970, 1980 Y 1990
(En porcentajes)

Grupos de edad	País y año: década de 1970											
	Bolivia 1976	Guatemala 1973	Brasil 1970	México 1970	Perú 1972	Venezuela 1971	Argentina 1970	Chile 1970	España ^a	Países Bajos 1971	Italia 1971	Suecia 1971
50-54	26.0	29.9	29.6	24.3	26.2	29.1	24.2	25.0	20.7	17.7	19.9
55-59	20.4	20.3	23.0	20.6	20.2	22.3	22.5	21.5	19.6	20.6	19.9
60-64	18.1	19.4	18.0	18.7	18.5	18.3	18.8	17.8	17.8	19.9	18.8
65-69	12.5	11.5	12.2	14.3	12.6	11.5	14.2	13.7	15.2	15.8	15.5
70-74	8.8	9.0	8.1	9.9	9.7	8.5	9.4	9.4	11.6	11.7	11.1
75-79	6.0	4.8	4.2	5.1	5.2	4.4	5.9	5.6	8.0	7.5	8.8
80 y más	8.2	5.1	4.9	7.1	7.7	5.9	4.9	7.0	7.1	6.8	7.7
Grupos de edad	País y año: década de 1980											
	Bolivia ^b	Guatemala 1981	Brasil 1980	México 1980	Perú 1981	Venezuela 1981	Argentina 1980	Chile 1982	España	Países Bajos 1981	Italia 1981	Suecia 1981
50-54	29.8	28.4	26.6	27.2	28.6	24.2	26.6	22.3	19.9	21.2	16.6
55-59	20.8	21.7	20.9	20.4	21.8	21.2	19.8	20.1	19.3	20.1	17.7
60-64	18.9	16.9	15.9	17.1	16.7	16.6	16.6	15.8	16.4	13.1	17.7
65-69	11.5	14.0	12.5	12.1	12.5	14.5	14.0	14.3	14.7	15.8	15.5
70-74	8.2	9.1	10.1	9.2	8.9	10.5	10.2	12.0	12.1	13.2	13.3
75-79	5.1	5.8	6.9	6.2	5.5	7.1	6.5	8.4	8.9	8.8	9.9
80 y más	5.7	4.1	7.1	7.9	6.0	5.9	6.5	7.2	8.7	7.7	9.9
Grupos de edad	País y año: década de 1990											
	Bolivia 1992	Guatemala 1994	Brasil 1991	México 1990	Perú 1993	Venezuela 1990	Argentina 1991	Chile 1992	España 1991	Países Bajos 1991	Italia 1991	Suecia 1991
50-54	24.9	25.9	25.7	25.8	25.3	26.2	21.1	23.9	16.9	19.3	19.2	16.6
55-59	18.7	19.7	21.1	20.4	20.2	20.9	19.3	19.2	19.2	17.5	17.7	14.4
60-64	19.4	18.7	18.1	17.4	18.3	18.0	18.5	18.7	18.0	16.4	17.3	14.4
65-69	12.9	13.6	13.8	12.8	12.8	12.4	15.1	13.4	15.7	15.0	15.8	15.5
70-74	9.6	9.8	9.4	8.9	9.6	9.2	10.8	10.0	11.4	11.9	10.0	13.3
75-79	6.1	5.8	6.4	6.4	6.2	6.3	7.9	7.1	9.0	9.3	9.7	11.1
80 y más	8.4	6.4	5.6	8.4	7.6	7.0	7.3	7.7	9.8	10.6	10.3	13.3
Etapa de transición	Incipiente	Moderada	En plena transición				Avanzada					

^a No se dispone de la información.

^b Bolivia no realizó un censo nacional en esta década.

Es bastante factible que el hecho de que de la proporción de personas ancianas, que registran los censos sea superior al real se deba a errores en la declaración de edad que hacen que ésta aparezca exagerada. En las dos secciones siguientes se examinan algunos de los factores que corroboran esta suposición.

Uno de los indicios de que la información puede contener errores de declaración de edad es el mayor tamaño del grupo de 60 a 64 años, comparado con los de 55 a 59 y 65 a 64 años, que podría deberse a una marcada preferencia por declarar 60 años en el censo. Generalmente se supone que esta preferencia proviene de las edades adyacentes y que, por lo tanto, la agrupación por quinquenios contribuiría a ocultar el error. Sin embargo, los resultados observados en varios de los censos hacen pensar que no es así y que los traslados podrían provenir de edades más alejadas. Los ejemplos más sobresalientes son México y Perú en los años setenta (véase el cuadro 2), y Argentina, Bolivia, Chile y Perú en los noventa (véanse los gráficos 1 y 4).

Debido a que las inconsistencias más evidentes se encuentran entre los más ancianos, resulta interesante analizar la estructura de la población a partir de los 70 años de edad, que muestra un comportamiento similar a la de las personas de 50 años y más en los censos de todos los países seleccionados.³ La estructura por edad de los países latinoamericanos comienza siendo “más joven”, para luego acercarse a la de los países europeos, hasta alcanzar proporciones poco verosímiles (véanse el gráfico 5 y el cuadro 3).

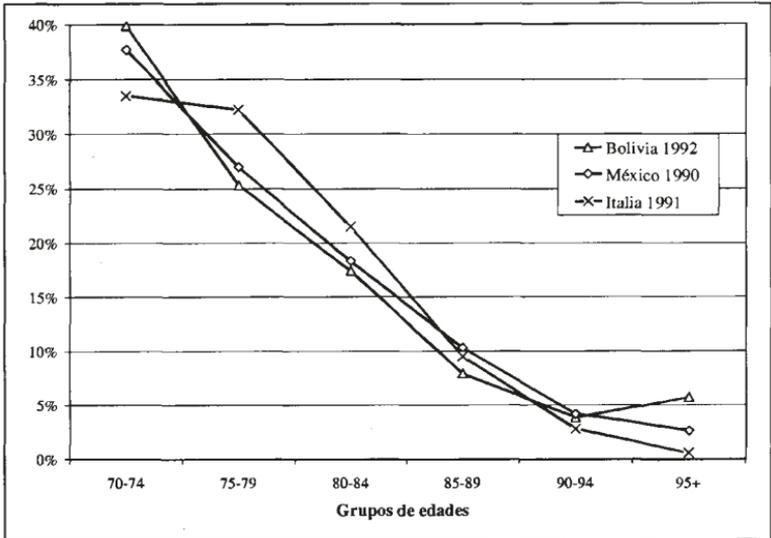
Este tipo de irregularidades también queda de manifiesto en las comparaciones entre países de la región. Los más avanzados en el proceso de transición demográfica muestran una proporción de ancianos menor que la de aquellos que aún se encuentran en una etapa incipiente o moderada. En los censos de los años noventa se encuentran dos extremos: Bolivia, con un 5.7% de personas de 95 años y más, y Argentina (1991) con apenas un 0.6%.

La situación varía de un país a otro, tanto en lo que respecta a la magnitud de las diferencias entre las proporciones comparadas como a la edad a partir de la cual se manifiestan las irregularidades. Una comparación con Italia en la década de 1990 muestra que en la mitad de los países (Bolivia, Chile, Guatemala y Perú) el cruce se produce en el grupo de 90 a 94 años; en México, en el grupo de 85 a 89 años, y en Brasil y Venezuela, en el de 95 años y más.

3 Para los censos de las rondas de 1970 y 1980 se trabajó con menos países por no disponer de la información desagregada del grupo abierto final (80 años y más).

Gráfico 5

**DISTRIBUCIÓN RELATIVA DE LA POBLACIÓN DE 70 AÑOS Y MÁS
EN ALGUNOS PAÍSES, CENSOS DE LA RONDA DE 1990**



Los resultados obtenidos permiten afirmar que las irregularidades aumentan a la par con la edad, puesto que en todos los censos las diferencias entre las proporciones comparadas se van acentuando progresivamente. Tal es el caso de Brasil, que presenta estructuras relativamente coherentes para las personas de 50 años y más, pero cifras inconsistentes en las edades extremas.

Otro hecho digno de mención es que las irregularidades disminuyen con el tiempo, en el sentido de que la proporción de ancianos deja de ser excesivamente alta e incluso, en algunos tramos, pasa a ser inferior a la de los países desarrollados. Esto significa que entre un censo y otro las estructuras se van acercando a la coherencia esperada de acuerdo con los niveles de sus componentes demográficos, lo que se debe fundamentalmente a que las estructuras de la población más anciana de los países latinoamericanos se van rejuveneciendo gradualmente, a veces en una medida importante, como ha ocurrido en Brasil y Perú, entre otros. Este comportamiento contrario al esperado indudablemente acusa un error en los datos, porque resulta difícil creer que se haya producido una especie de selección natural que sólo se manifieste entre los más ancianos de los ancianos y cuyos efectos sean distintos en las cohortes de fines del siglo XIX y las de comienzos del siglo XX.

Cuadro 3

PAÍSES SELECCIONADOS: DISTRIBUCIÓN RELATIVA DE LA POBLACIÓN DE 70 AÑOS Y MÁS, CENSOS DE LA DÉCADA DE 1970, 1980 Y 1990

(En porcentajes)

País y año: década del 1970												
Grupos de edad	Guatemala 1973	Brasil 1970	Perú 1972	Venezuela 1970	Italia 1971							
70-74	47.5	47.0	42.8	45.2	44.9							
75-79	25.5	24.5	23.2	23.4	28.9							
80-84	15.4	15.6	17.3	16.3	17.0							
85-89	6.8	5.9	7.8	7.4	6.9							
90-94	2.8	2.4	4.8	4.0	1.9							
95 y más	2.0	4.5	4.2	3.7	0.4							
Etapas de la transición	Moderada		En plena transición									
País y año: década de 1980												
	Brasil 1980	México 1980	Perú 1981	Venezuela 1981	Chile 1982	España 1981						
70-74	47.9	41.8	39.6	43.7	44.0	43.5						
75-79	30.3	28.5	26.6	26.9	28.0	30.5						
80-84	13.2	17.2	18.1	16.1	16.9	16.6						
85-89	5.2	6.8	7.7	6.9	7.3	6.8						
90-94	2.0	3.2	4.0	3.8	2.4	2.1						
95 y más	1.3	2.5	4.0	2.6	1.4	0.5						
Etapas de la transición	En plena transición			Avanzada								
País y año: década de 1990												
	Bolivia 1992	Guatemala 1994	Brasil 1991	México 1990	Perú 1993	Venezuela 1990	Argentina 1991	Chile 1992	España 1991	Países Bajos 1991		Italia 1991
70-74	39.9	44.5	43.9	37.7	40.9	41.0	41.6	40.3	37.8	37.5	33.5	
75-79	25.3	26.4	29.9	26.9	26.5	28.0	30.4	28.8	29.8	29.2	32.2	
80-84	17.4	16.2	16.1	18.3	17.6	18.8	17.5	18.1	19.7	19.3	21.5	
85-89	7.9	7.3	7.2	10.3	8.9	9.2	7.6	8.3	9.4	9.9	9.5	
90-94	3.8	3.4	2.2	4.2	4.1	2.0	2.3	3.0	2.7	3.4	2.8	
95 y más	5.7	2.2	0.8	2.6	2.0	1.0	0.6	1.5	0.6	0.8	0.6	
Etapas de la transición	Inci- piente	Mode- rada	En plena transición				Avanzada					

Otro factor que puede dar origen a irregularidades es la migración del pasado, pero la desviación de una cohorte de las tendencias observadas podría explicar sólo algunos casos muy particulares, mientras que las inconsistencias mencionadas están bastante generalizadas. Por lo tanto, parece razonable aceptar que gran parte del problema obedece a errores de información; de hecho, la omisión diferencial en este tramo de edades es poco probable, puesto que no hay motivos para suponer que en el censo se

omita a más personas de 70 a 80 que de 80 a 90 años. Por consiguiente, la inadecuada declaración de la edad continúa siendo el factor más importante. En este sentido, las irregularidades en las estructuras permiten pensar que los errores aumentan a la par con la edad.

En estos tramos de edad resulta más difícil cuantificar los errores, debido a que las cohortes comienzan a reducirse muy rápidamente en términos absolutos; por lo tanto, las repercusiones de una leve diferencia en la proporción del total correspondiente a los más ancianos no dejan de ser importantes y las correcciones son bastante complejas.

A modo de ejemplo, se puede suponer que en el censo de 1992 de Bolivia la estructura contiene errores de declaración de edad, pero que el total de personas de 50 años y más es correcto. Asimismo, es posible aceptar un efecto de "selección natural", lo que significa que la población es más joven de lo que indica el censo, pero mayor que la estimada de acuerdo con la mortalidad y la comparación con países más desarrollados. Como aproximación a la estructura "real" se podría tomar la de Chile, país más avanzado en el proceso de transición. A partir de estos datos, si se estima la población por grupos quinquenales de edad resulta que, en Bolivia, la población registrada de 95 años y más es casi cuatro veces superior a la estimada en términos absolutos.

En síntesis, se podría afirmar que el análisis de las estructuras por edad contribuiría a confirmar la existencia de errores en la declaración de edad de los adultos mayores y su intensificación a medida que aumenta la edad, y no sólo en los casos de irregularidades más extremos, como los de Bolivia y Perú. Además, estos errores no se limitan a los censos realizados en pasado, pues también se observan, aunque en menor grado, en los más recientes. Es igualmente cierto que en países cuyos datos son más confiables, Argentina entre otros, las inconsistencias no son tan notorias.

En las secciones siguientes se examinan dos aspectos de la inadecuada declaración de edad: la preferencia por dígitos y la exageración. Los países que muestran un mayor porcentaje de ancianos en comparación con los más avanzados en el proceso de transición son precisamente aquellos cuyos registros son menos confiables, sobre todo cuando se calculan los indicadores de declaración inadecuada de edad por preferencia de dígitos.

III. LA PREFERENCIA DE DÍGITOS EN LA DECLARACIÓN DE EDAD

En diversos estudios se ha demostrado que uno de los errores más frecuentes en la declaración de edad en los censos de población es la preferencia por determinados dígitos o edades. La preferencia de dígitos se manifiesta en la declaración de una edad que no es la verdadera, sino una cifra redondeada que termina con el dígito preferido. En muchos casos estudiados se observa una tendencia a declarar edades terminadas en 0 y 5. En otros, el dígito preferido es el correspondiente al año del censo; por ejemplo, en el de 1992 se prefieren las edades terminadas en 2. También se constata una preferencia por determinadas edades y, en general, se supone que el redondeo corresponde a edades adyacentes, tanto inferiores como superiores.

Aunque el análisis de este tipo de error no es nuevo, en los últimos años se le ha dado menos importancia debido a que, en términos generales, los censos son más precisos, como lo demuestra el índice de concentración de Whipple⁴ (véase el cuadro 4). De todos modos, conviene examinar la situación actual respecto de la preferencia de dígitos, especialmente en los distintos tramos de edad.

Cuadro 4

AMÉRICA LATINA (PAÍSES SELECCIONADOS): ÍNDICE DE WHIPPLE DE PREFERENCIA DE EDADES TERMINADAS EN 0 Y 5^a

País	Década		
	1970	1980	1990
Argentina	103.9	105.8	104.2
Bolivia	144.5	...	125.4
Brasil	127.6	110.7	103.3
Chile	123.0	103.2	100.3
Guatemala	163.9	164.9	130.6
México	148.0	133.4	125.2
Perú	125.1	126.2	110.7
Venezuela	116.9	101.6	106.4

^a Información correcta = 100; concentración absoluta = 500.

4 El índice de Whipple mide la concentración de población en edades terminadas en 0 y 5 conjuntamente. Este índice varía entre 100 y 500 y un valor de 100 significa que no hay preferencia, en tanto que uno de 500 indica que toda la población declara tener edades terminadas en 0 y 5. El cálculo del índice se describe en Chackiel y Macció (1978).

Para comprender el problema de la preferencia de dígitos se siguió trabajando con los ocho países seleccionados. En el primer análisis que se realizó para detectar este tipo de error, se observaron los histogramas de población por edades simples en cada país, utilizando datos de los tres períodos censales, clasificados por sexo.

Se constató que en todos los países se daba el problema de la preferencia, con diversa intensidad y, en general, por las edades terminadas en 0 y 5, así como por los 60 años. En varios países se observó también una marcada preferencia por los 70, 80 y 90 años, y en los casos de Bolivia y Chile, por el dígito 2, dato importante si se considera que el censo se realizó en un año terminado en 2. Los errores diferían de un país a otro según la edad, es decir, según tramo en que aparecían con más frecuencia, aunque en todos ellos eran más acentuados en las edades avanzadas.

Para resumir la información se consideró conveniente aplicar un índice de preferencia por tramos de edad. En este caso se utilizaron dos adaptaciones del índice de Whipple para medir la preferencia por el 0 y el 5 y por el número 2 (véanse los cuadros 5 y 6). Sobre la base de información empírica (Chackiel y Macció, 1978), se podría afirmar que en menos de la mitad de los países se dispone de datos muy precisos; estos son Argentina, Brasil y Venezuela, que presentan un índice de 100 a 105 tanto para los hombres como para las mujeres.

El cálculo de la preferencia por el número 2 permite determinar que en Chile se cuenta con datos relativamente precisos, puesto que presenta un índice de 105 a 110 en ambos sexos. Lo mismo ocurre en Perú, pero sólo en el caso de los hombres, ya que los datos correspondientes a las mujeres son aproximados (índice de 110 a 125). En Guatemala y México los datos son aproximados para hombres y para mujeres, al igual que en Bolivia con respecto a los hombres, pero en este caso el índice para la población femenina arroja un valor que se considera inadecuado, de 125 a 175.

En relación con la magnitud del error, los valores indican que, en general, ésta es mayor entre las mujeres que entre los hombres. Este resultado es importante por el hecho de que la población de edad avanzada es predominantemente femenina, dado que la tasa de mortalidad de las mujeres es más baja.

La medición de la preferencia por grandes grupos de edad revela que hasta la década de 1990 la información censal de algunos países latinoamericanos seguía mostrando graves errores, sobre todo a partir de los 50 años (véanse los cuadros 5 y 6). En los grupos más jóvenes, el índice arroja valores que indican datos precisos. En las edades intermedias

aparecen cuatro países con datos inadecuados: Bolivia, en el caso de la población femenina, Guatemala y México en el de ambos sexos, en tanto que en Chile se observa una marcada preferencia por el número 2 entre los hombres.

Cuadro 5

AMÉRICA LATINA (PAÍSES SELECCIONADOS): ÍNDICE DE WHIPPLE PARA LA POBLACIÓN MASCULINA, CENSOS DE LA DÉCADA DE 1990

País	Total 13-82	Grupos de edad ^a		
		13-37	33-57	53-82
Argentina (1991)	102.6	100.8	102.8	104.7
Bolivia (1992)	116.8	105.9	123.2	154.2
Brasil (1991)	102.3	100.5	103.4	107.2
Chile (1992)	99.0	99.0	97.1	102.4
Guatemala (1994)	120.3	110.4	133.1	141.7
México (1990)	118.4	108.2	125.1	152.0
Perú (1993)	106.2	100.8	107.2	123.2
Venezuela (1990)	104.8	102.7	105.7	110.1

País	Total 10-84	Grupos de edad ^b		
		10-32	30-54	50-84
Bolivia (1992)	121.1	104.1	113.9	119.2
Chile (1992)	107.2	120.6	127.8	126.4

^a Índice de preferencia del 0 y 5.

^b Índice de preferencia del número 2.

Cuadro 6

AMÉRICA LATINA (PAÍSES SELECCIONADOS): ÍNDICE DE WHIPPLE PARA LA POBLACIÓN FEMENINA, CENSOS DE LA DÉCADA DE 1990

País	Total 13-82	Grupos de edad ^a		
		13-37	33-57	53-82
Argentina (1991)	104.7	101.8	105.0	108.1
Bolivia (1992)	125.6	110.5	133.1	176.4
Brasil (1991)	102.8	101.0	103.5	109.6
Chile (1992)	101.7	100.0	100.3	107.7
Guatemala (1994)	122.3	112.0	134.6	148.2
México (1990)	121.9	109.5	129.6	163.5
Perú (1993)	112.5	103.4	113.9	143.0
Venezuela (1990)	105.0	102.7	105.7	111.7

País	Total 10-84	Grupos de edad ^b		
		10-34	30-54	50-84
Bolivia (1992)	115.0	104.5	113.9	117.6
Chile (1992)	107.3	116.7	119.8	114.7

^a Índice de preferencia de los números 0 y 5.

^b Índice de preferencia del número 2.

En el tramo de mayor edad hay cinco países –Bolivia, Chile, Guatemala, México y Perú–, que muestran una preferencia marcada, fundamentalmente entre las mujeres. Cabe mencionar que los datos de los restantes no son inadecuados, pero sí de menor calidad, dado que en algunos casos no son precisos, sino sólo aproximados. Solamente en Argentina los valores corresponden a datos precisos para ambos sexos y en todos los tramos de edad.

Lo anterior permite afirmar que los errores en la declaración de edad debidos a la preferencia de dígitos se acentúan más en las edades avanzadas y entre las mujeres. Es muy probable, entonces, que esto influya en la estructura por edad de la población y en su aparente envejecimiento, ya que en los tramos más altos el tamaño de las cohortes decrece aceleradamente a medida que aumenta la edad. Por tal motivo, suponiendo que haya un error aleatorio en el redondeo, las trasferencias absolutas provenientes de los grupos más jóvenes serían mayores. Además, estas conclusiones son coherentes con las de la sección anterior, en la que se demostraba que, en general, los países que muestran más irregularidades en sus estructuras son también los que presentan mayores errores.

Una de las formas de comprobar lo anterior es mediante la comparación del índice de preferencia de dígitos en el tramo de 53 a 82 años con la proporción de personas de 80 años y más. En el gráfico 6 se muestra un coeficiente de correlación significativo ($r = 0.66$; $p < 0,01$), según el cual cuanto mayor es el error de preferencia de dígitos, mayor es la similitud entre las proporciones de personas de la “cuarta edad” en los países latinoamericanos y los desarrollados, que en los primeros llegan incluso a ser superiores. También existe una correlación positiva entre este índice y la razón entre la población de 90 años y más y la de 70 y más en cada país ($r = 0.65$; 17 casos). Esto último indica que cuanto mayor es la preferencia, mayor es el número de personas de 90 años y más en comparación con las de 70 años. Más aún, si se excluye a Guatemala, que se aparta significativamente de las tendencias, las correlaciones aumentan a 0.81 (20 casos) y 0.79 (15 casos), respectivamente.

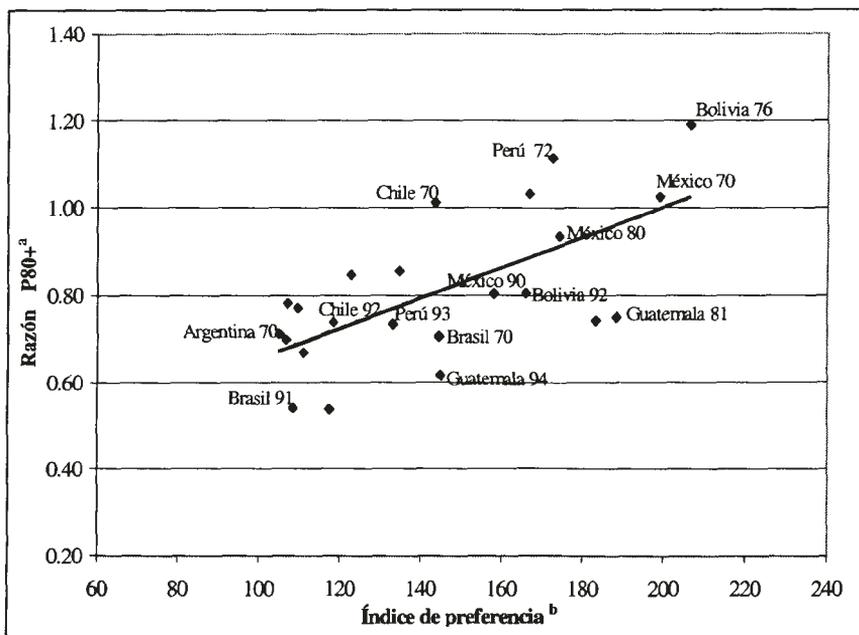
Como la preferencia por determinados dígitos es un indicador de la declaración errónea de edad, puede decirse que ésta explicaría buena parte de las inconsistencias identificadas en las estructuras y, por ende, que la magnitud relativa de la población anciana debería ser inferior a la que se observa.

La información analizada también permite advertir que el mejoramiento progresivo de los datos censales en lo que respecta a la declaración de edad reduce las inconsistencias en la proporción de ancianos (véase el gráfico 6). Algunos casos que se apartan de la tendencia estimada

están sesgados por el hecho de que la comparación se hace con países desarrollados; por ejemplo, los valores del índice de preferencia de Guatemala eran muy superiores a los de Argentina, pero las proporciones de personas de 80 años y más se acercaban a la de los países europeos en magnitudes similares. Obviamente, en el caso de Guatemala esta situación reviste especial gravedad porque se encuentra en una etapa de la transición demográfica bastante menos avanzada que Argentina.

Gráfico 6

RELACIÓN ENTRE LA PREFERENCIA DE DÍGITOS Y LA BRECHA ENTRE LA PROPORCIÓN DE ANCIANOS EN PAÍSES LATINOAMERICANOS Y PAÍSES DESARROLLADOS



^a Cociente entre la proporción de personas de 80 años y más de país latinoamericano correspondiente y la de un promedio de los países desarrollados seleccionados, en la fecha de cada censo.

^b Índice de preferencia del tramo de edad de 53 a 82 años. Mide la preferencia por el 0 y el 5, así como por el número 2 en el caso de Chile, en los censos de 1982 y 1992.

Ahora bien, si se analiza la preferencia en cada edad múltiplo de 5, se observa que, en general, ésta es mayor por el 0 que por el 5, como ocurre con las mujeres en Argentina, Brasil, Guatemala y México (véanse los gráficos 7 y 8). Los dos primeros países muestran una baja preferencia, mientras que los dos últimos están entre los que presentan un mayor grado de error. Cabe aclarar que para el cálculo de este índice se utilizó la fórmula indicada a continuación, basada en el supuesto de que la preferencia proviene de las edades adyacentes (las dos anteriores y las dos posteriores):

$$IPE_x = \frac{5 * N_x}{N_{(x-2)} + N_{(x-1)} + N_x + N_{(x+1)} + N_{(x+2)}} * 100$$

donde N_x es el total de mujeres censadas con edad x .

Se supone que si no hay redondeo hacia la edad x , el índice resultante debe bordear 100. Más allá de las particularidades de cada país, la comparación de los tramos de menor y mayor edad revela un aumento del error con la edad, y una mayor preferencia por las edades terminadas en 0 que en 5. Asimismo, entre los adultos mayores la magnitud de este error es muy elevada en gran parte de los casos.

En algunos países, Guatemala entre otros, se percibe una clara preferencia por los 60 años. En otros, el error aumenta sistemáticamente con la edad y se destaca la preferencia por los 60, 70, 80 y 90 años, como ocurre en México, Bolivia y Perú. Este último comportamiento sugeriría que en las edades extremas múltiplos de 10 los traslados provienen de edades más alejadas que las adyacentes (diferencias de 1 a 9 años) y denotan una tendencia más acentuada a exagerar la edad que a disminuirla. Esto se verificó mediante una población realizada con la población femenina de España y una población hipotética con distintos niveles y patrones de error, en la que posteriormente se calculó y analizó el índice de preferencia por edades utilizado en este estudio. Cabe señalar que los países con altos índices de preferencia también presentaban las mayores inconsistencias en sus estructuras etarias (véase la sección II).

Con el paso del tiempo, la magnitud del error va disminuyendo y comienza a manifestarse a edades más tardías, lo que favorece en particular a los países que se encontraban en peores condiciones al comienzo del período estudiado (véanse los gráficos 7 y 8). Sin embargo, como se ha mencionado, en los censos de los años noventa más de la mitad de los países seguían presentando serios errores en las edades avanzadas.

Gráfico 7

AMÉRICA LATINA (PAÍSES SELECCIONADOS): ÍNDICE DE PREFERENCIA POR EDADES TERMINADAS EN 0 Y 5 ENTRE LA POBLACIÓN FEMENINA, CENSOS DE LOS AÑOS OCHENTA

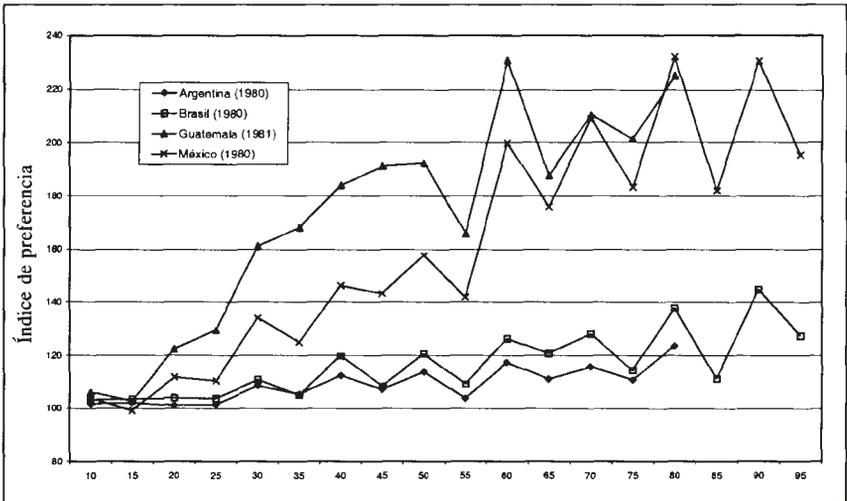
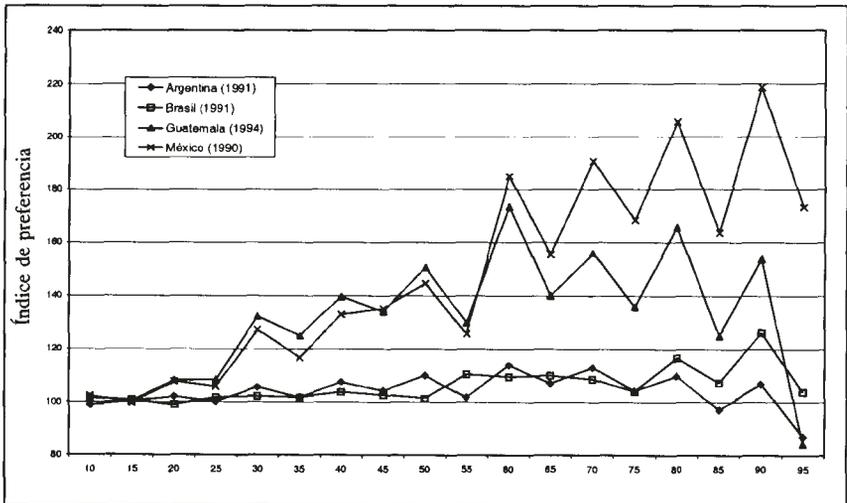


Gráfico 8

AMÉRICA LATINA (ALGUNOS PAÍSES): ÍNDICE DE PREFERENCIA POR EDADES TERMINADAS EN 0 Y 5 ENTRE LA POBLACIÓN FEMENINA, CENSOS DE LOS AÑOS NOVENTA



Con el objeto de cuantificar el efecto de los errores por preferencia de dígitos en lo que respecta a la estructura por edades, se decidió aplicar a la información censal una corrección sencilla de los grupos quinquenales de edad, elegida luego de examinar varios métodos desarrollados con este fin específico y de descubrir que tienen limitaciones cuando se utilizan en las edades mayores extremas.⁵

El método empleado en este caso consistió en estimar las edades múltiples de 5 "correctas", a partir de un promedio móvil que comprende los 10 dígitos adyacentes, 5 en cada dirección, lo que implica un supuesto de linealidad. A continuación, se repartió la diferencia entre el valor observado y el estimado entre los dos grupos quinquenales en los que se encontraban estas edades, en forma proporcional a su tamaño,⁶ se supuso que el exceso de población en la edad x provenía de las edades adyacentes, dentro de dichos grupos, es decir $x-4$ y $x+4$. En todos los casos se partió de los 20 años. Es importante señalar que los ajustes efectuados no corrigen el traslado de edades a tramos más alejados de un determinado quinquenio ni tampoco la exageración de la edad en los más ancianos.

En términos generales, las correcciones de los grupos quinquenales arrojaron una población adulta mayor de menor tamaño que la observada, aunque evidentemente la magnitud de las reducciones está vinculada al grado de error que presentan los datos. Por ejemplo, en el caso de Argentina las diferencias son mínimas, al contrario de lo que sucede en Bolivia, México o Perú. En el gráfico 9 se presenta el cociente entre la población femenina de x y *más años* observada en los censos y la corregida por este método. Un valor superior a 1 indica que la población ajustada es inferior a la censada.

Los ajustes también dependen del patrón de error. Por ejemplo, en Guatemala y México el efecto de las correcciones en términos del volumen de la población comienza a notarse a partir de los 60 años, mientras que en Argentina y Brasil esto sucede a partir de los 80 (véase el gráfico 9).

5 Por ejemplo, Hobcraft (1977) señala que el ajuste cuadrático de grupos de edad no convencionales a convencionales puede extenderse desde los 5 a 60 ó 70 años. A partir de los 70, hay que aplicar otra técnica, ya que no se cumplirían los supuestos del método. En el caso de un método propuesto por Gray (1987) y de técnicas similares, la limitación está dada por la información que se requiere para estimar una edad determinada, que exige la consideración de varias edades adyacentes (unos 10 ó 15 años) y a partir de cierta edad avanzada no se dispone de los datos básicos necesarios.

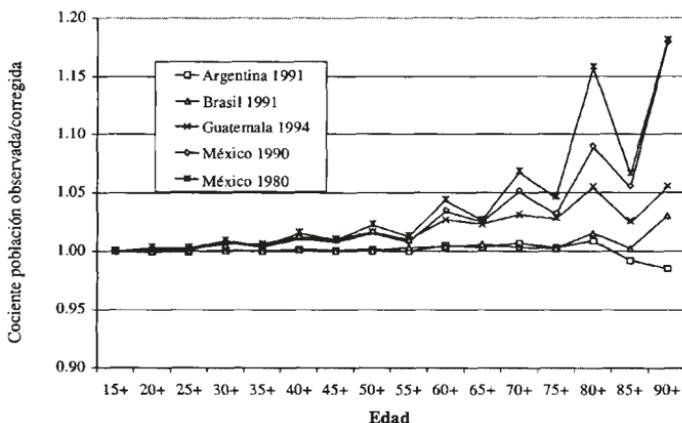
6 Aunque es posible que las proporciones observadas estén sujetas a errores como consecuencia de la preferencia por el 0 y el 5, se observó que en los casos en que se utilizaron las provenientes de una población estable, una tabla modelo por nivel de mortalidad (esperanza de vida al nacer) y otros indicadores pertinentes, no se encontraron diferencias significativas en los resultados finales.

Además, como era previsible, las correcciones suelen ser mayores en las edades terminadas en 0 que en 5. De todas maneras, aunque la población de 80 años y más se reduce en todos los casos, las diferencias no alcanzan al 20% ni siquiera en los países que mostraban originalmente una elevada preferencia. Esto no influye de manera significativa en la estructura por edades, ya que si bien disminuye la proporción de este grupo etario, la estructura por edades se rejuvenece muy poco, debido a una especie de compensación entre los grupos quinquenales que comienzan con edades terminadas en 0 y que favorece a las terminadas en 5.

Aunque la reducción del volumen de población más anciana no es muy acentuada, resulta indudable que se produce un aparente envejecimiento de la población atribuible a la preferencia de dígitos, por lo que es importante tener en cuenta que en la corrección no se consideró el traslado desde edades más alejadas que un quinquenio. Además, la distribución de los excedentes responde al supuesto de que el error es relativamente similar en los dos grupos quinquenales considerados, situación que al parecer no es cierta. Por lo tanto, el desarrollo y la aplicación de un método de corrección más adecuado para las edades extremas podría facilitar en cierta medida el cálculo de estimaciones confiables. Sin embargo, la mayor dificultad estriba en determinar y cuantificar los patrones de error, que difieren de los tradicionalmente supuestos.

Gráfico 9

AMÉRICA LATINA (PAÍSES SELECCIONADOS): COCIENTE ENTRE POBLACIÓN FEMENINA OBSERVADA Y CORREGIDA



Es bastante probable que el redondeo en una determinada edad provenga casi exclusivamente de edades cercanas, sobre todo en los tramos más bajos. Sería raro que una persona de 30 años declarara tener 40, pero entre los mayores la situación es diferente. En países con condiciones de vida más difíciles y con altas tasas de analfabetismo, no sería raro que un viejo no recordara su edad exacta y que, además, su apariencia física no permitiera distinguir, por ejemplo, si tiene 70 u 80 años. En los censos de población hay otra posibilidad de distorsión, puesto que es un tercero quien informa por el adulto mayor, que tiende a redondear su edad.

Como ya se ha visto, los patrones de error observados en varios países permiten suponer que en las edades extremas la preferencia de dígitos se combina con una exageración de la edad. Esto significa que el redondeo en torno de las edades preferidas proviene tanto de edades cercanas como de edades menores y más alejadas que las adyacentes, fenómeno que es bastante común. Por último, Ewbank (1980) describe una serie de estudios que dan cuenta de declaración inadecuada de edad en países menos desarrollados. En relación con el traslado de edades hacia tramos superiores, concluye que es razonable suponer que el problema existe, aunque no queda muy en claro cuán extendido es y a partir de qué edad empieza a adquirir importancia. En estudios posteriores, algunas de cuyas conclusiones se comentan a continuación, se ha avanzado en la comprensión del problema.

IV. EXAGERACIÓN EN LA DECLARACIÓN DE LA EDAD

En la sección anterior se demostraba que uno de los errores más estudiados, la preferencia por determinados dígitos, sigue afectando de manera importante a los censos de población de varios países y que podría explicar parte de las inconsistencias mencionadas en las estructuras por edad. Sin embargo, la corrección de este error basándose en el supuesto de que los traslados de población provienen de edades adyacentes a los dígitos de preferencia no reduce apreciablemente las irregularidades identificadas, lo que podría deberse a que los traslados provienen de edades alejadas más de un quinquenio, hecho que en principio queda demostrado por el análisis de un índice de preferencia por edades múltiplos de 5.

En varios estudios se ha intentado demostrar que a medida que aumenta la edad suele aparecer otro error de declaración relacionado con una tendencia creciente a exagerarla. Este traslado hacia edades superiores, que afecta sobre todo a la población adulta mayor y se traduce en una sobrestimación de su magnitud, también influye en las estimaciones de

mortalidad, provocando una subestimación. Por consiguiente, la exageración de la edad ha sido abordada principalmente en los estudios sobre mortalidad en la vejez, cuyas principales conclusiones se han considerado de interés para este trabajo.

I. Algunos antecedentes

En los estudios mencionados a continuación se plantea el problema de la imposibilidad de determinar con exactitud los niveles y patrones de mortalidad en la vejez según edad, debido a que los datos provenientes de los censos de población y los registros de defunciones carecen de confiabilidad. En algunos estudios se supone que las bajas tasas de mortalidad de las personas de edad avanzada en varios países en desarrollo en comparación con las de países desarrollados (fenómeno de entrecruce) no corresponden a la realidad y que la subestimación se debe a errores en la información básica, fundamentalmente a la exageración en la declaración de la edad.

En varios estudios realizados desde fines de los años sesenta se ha confirmado la existencia de este problema en Inglaterra, la ex Unión Soviética y, sobre todo, en los Estados Unidos, países en los que se estableció una relación entre los registros individuales de los censos de población, los registros de defunciones y otras fuentes disponibles, que posteriormente fueron comparados (Condran, Himes y Preston, 1991). Estos estudios permitieron detectar un incremento importante del número de personas centenarias en los censos, atribuible a la exageración de la edad. Además, como resultado de la comparación se pudo concluir que las discrepancias entre las fuentes iban en aumento a la par con la edad. También se observó que los censos de población presentaban mayores errores que los registros de defunciones (Condran, Himes y Preston, 1991).

La técnica del análisis directo de los errores en la declaración de edad ha seguido utilizándose en Estados Unidos, donde el fenómeno del entrecruce se manifiesta al comparar la población afroamericana con la población blanca. En el estudio de Preston, Elo y otros (1996) se describe la metodología empleada, que se basa en una muestra de certificados de defunción de personas de origen afroamericano fallecidas en 1980 y 1985. Todas ellas fueron identificadas en otras dos fuentes: los censos de población realizados en su niñez o juventud, lo que obligó a utilizar censos muy antiguos, de 1900, 1910 y 1920, y el registro del Servicio de Seguridad Social. A continuación, se comparó la edad en la fecha de fallecimiento con la calculada a partir de las otras dos fuentes.

Los resultados de esta comparación muestran que la coherencia entre el registro de defunciones y los censos es muy limitada. Entre las mujeres de 60 años y más, ambas fuentes coinciden en 44.6% de los casos, menos de la mitad del total, mientras que en un 40.4% de ellos la edad indicada en el censo es superior a la del certificado de defunción, incluso por más de cinco años en un 8.7%. Los resultados correspondientes a los hombres son similares, aunque las magnitudes difieren ligeramente (50.7% y 32.2%, respectivamente). La comparación entre la edad indicada en el certificado de defunción y en los registros de la Seguridad Social muestra el mismo patrón, pero una mayor coherencia. De hecho, la proporción de casos en que la edad era superior en la segunda fuente era de 26.8% entre las mujeres y de 20.5% entre los hombres.

El estudio permitió comprobar un efecto de disminución de la edad declarada en los registros de defunciones, que los autores atribuyen sobre todo a la condición socioeconómica de los informantes, en su mayoría descendientes de la persona fallecida e interesados en aparecer de menor edad que la real (Preston y otros, 1996). Sin embargo, las diferencias encontradas permiten afirmar que en los censos de población la exageración de la edad es más común que la tendencia contraria. Hussey y Elo (1997) llegan a conclusiones similares en un análisis de la población afroamericana, en el que también se toman en consideración las causas de defunción.

Para estudiar a la población blanca de los Estados Unidos se cuenta con las comparaciones de los censos de 1950, 1960 y 1970, los registros de defunciones y estudios posteriores a los censos. También en este caso se encontraron inconsistencias, observándose que en las edades avanzadas la edad declarada en el censo era generalmente superior a la que se indicaba en las otras fuentes y que la disparidad aumentaba con la edad (Condran y otros, 1991; y Elo y Preston, 1994).

La única vez que en América Latina se aplicó una técnica similar fue en un estudio realizado en Costa Rica, publicado por Ortega y García en 1986, en el que se comparan los registros individuales del censo de 1984 con la información recopilada dos años después en una encuesta realizada a una muestra de las personas de 60 años y más que aparecían en el censo (García, 1990). Los resultados, en principio, no confirmaron la existencia de errores significativos en la declaración de edad, y menos aún de exageración, pero eso podría deberse a que el número de casos incluidos en la muestra era reducido.

En otros estudios en que se llegó a conclusiones similares en cuanto a la existencia de este tipo de errores se aplicaron métodos que, si bien no permiten estimar las transferencias absolutas entre dos edades, como la

comparación de registros individuales, dan una idea general de los efectos netos de los traslados. En varias oportunidades se ha recurrido al método de la generación extinguida para reconstruir una cohorte a partir de las defunciones, hasta recrearla en una fecha correspondiente a la de un censo inicial; a continuación, se comparan los totales estimados por este medio con los del censo (Condran y otros, 1991). Elo y Preston (1994), trabajando con los datos sobre defunciones de afroamericanos, reconstruyeron las cohortes de los censos de 1930 a 1980. Partieron, por ejemplo, de la cohorte de personas que tenían 100 años en 1990 y concentraron las defunciones correspondientes a este grupo en el pasado y en 1980, lo que les permitió estimar la población de 80 años y más hasta llegar a 1930, con estimaciones que se inician a los 40 años.

Estos resultados se compararon luego con los datos censales y se determinó que, en general, las inconsistencias eran mayores y progresivas a medida que aumentaba la edad. Por ejemplo, en los censos de 1940 a 1960, la exageración de la población de 70 años y más fluctuaba entre un 13% y un 18%. A partir de los 80 años, los censos del período 1940-1970 presentaban un exceso dentro de un rango de 3% a 17%, en comparación con los registros de defunciones. Este fenómeno coincide con la tendencia más acentuada a exagerar la edad en los censos que en dichos registros y con lo que revela la comparación de registros individuales.

Los estudios basados en la comparación de estos registros y en el método de la generación extinguida son congruentes en lo que respecta a los patrones generales, pero no son comparables en términos de la cuantificación de los errores netos atribuibles a la declaración errónea de edad. No obstante, las diferentes pautas de error identificadas permitieron hacer simulaciones de poblaciones basadas en buenos registros y, por lo tanto, aplicar otro método de evaluación, el de las cohortes intercensales. Este método consiste en considerar dos censos consecutivos y las defunciones intercensales por edad. El propósito es comparar la población de x y *más* años registrada en el segundo censo con la población prevista, que se calcula como la diferencia entre la cohorte de edad de extremo abierto (x años y *más*) empadronada en el censo anterior y las defunciones ocurridas en la cohorte durante el período intercensal.⁷ El indicador empleado para el análisis es la razón entre la población de x y *más años* observada y esperada. Si esta razón es igual a 1, hay consistencia entre las fuentes; sin embargo, no se puede saber con seguridad si los datos son

7 En algunos casos, además de las defunciones intercensales también se tienen en cuenta las migraciones.

exactos, pues si todas las fuentes tuvieran el mismo patrón de error el resultado también sería 1. A pesar de esto, como afirman varios autores, en la mayoría de los casos nacionales, ésta no es solamente la mejor prueba posible, sino también la única a la que puede recurrirse para determinar la precisión de los datos básicos utilizados para estimar la mortalidad en la vejez (Condran y otros, 1991).

Los valores distintos de 1 acusan inconsistencias que pueden deberse a errores de cobertura en al menos uno de los censos considerados o en el registro de defunciones, así como a una declaración errónea de la edad. Si la cobertura de ambas fuentes es amplia, las irregularidades serían fundamentalmente atribuibles a la declaración de edad. Varios autores se han basado en el estudio de Condran y otros, quienes realizaron una simulación con datos de los Países Bajos que demuestra *a priori* una consistencia perfecta entre las fuentes consideradas. La simulación consistió en introducir, a partir de los 70 años de edad, cuatro distintos patrones y niveles de error en la declaración de edad, identificados en estudios previos. En todos los casos se partió suponiendo que, dentro de un grupo de edad, el error era proporcionalmente mayor cuanto más cerca estaba de la verdadera edad. Luego, sobre la base del patrón general, se fue variando el número de personas que declaraban mal su edad y, dentro de este grupo, la proporción que exageraba su edad real.

La investigación demostró que la razón se incrementaba sistemáticamente a más de 1 a medida que aumentaba la edad cuando se introducía el mismo error, o uno muy similar, tanto en las defunciones como en los censos; cuando el error afectaba sólo a los censos o era mucho menor en las defunciones, los valores decrecían, también con la edad, a menos de 1. Se observó asimismo que este comportamiento era similar con todos los patrones considerados y que la consistencia se extendía a cambios en la verdadera estructura por edad de la población. Posteriormente, como parte del mismo estudio, los autores evaluaron datos de 18 países con baja mortalidad durante el período 1950-1985, y encontraron dos pautas de error. En la primera, que corresponde a los países de habla inglesa y Finlandia, la razón tiende a aumentar con la edad; en la segunda, identificada en los países de Europa continental y Japón, la tendencia es decreciente a medida que aumenta la edad. De acuerdo con la simulación, en el primer grupo de países los errores de exageración de la edad van incrementándose a medida que ésta aumenta, en la misma proporción, tanto en los datos censales como en los registros de defunciones. En el segundo grupo, el patrón de error en la declaración de la edad suele ser más marcado en los censos que en los registros de defunciones.

La importancia de este método radica en que puede aplicarse a los países de América Latina y, de hecho, es la única técnica de evaluación directa de los datos censales y de las defunciones de la población adulta mayor. Dechter y Preston (1991) analizaron la información disponible para cuatro países de la región y Grushka (1996) hizo un estudio similar sobre la mayoría de ellos. El trabajo de Grushka, que dada su relevancia se describe en mayor detalle en la sección siguiente, fue utilizado por Elo y Preston (1994) para evaluar a la población estadounidense de origen africano en los censos de 1930 a 1990; los autores identificaron errores de gran magnitud a partir de los 65 años de edad.

Aunque el grado de inconsistencia varía de un caso a otro, como regla general se observó que iba en aumento a la par con la edad. Además, el comportamiento del indicador denotaba que en algunos casos los errores provenían de los censos considerados y en otros también de los registros de defunciones. En los países con baja mortalidad, que además tienen registros más confiables, los errores empiezan a ser de una magnitud significativa a partir de edades mucho más avanzadas que en los países latinoamericanos.

Por último, Coale y Kisker (1986) desarrollaron técnicas indirectas para detectar errores en la información básica. Entre otras trabajos, estos autores hicieron una proyección de la población de 40 años y más entre un censo y otro, para un grupo de países, con el fin de reproducir las cifras registradas en el segundo censo. Luego analizaron los niveles de mortalidad implícitos en tales proyecciones, para cada cohorte de edad de extremo abierto (*x años y más*), sobre la base de una esperanza de vida de 65 años [$e(65)$]; si los datos hubieran sido consistentes, los resultados deberían haber mostrado valores similares en todas las cohortes de *x años y más*. Esto sucede, efectivamente, en todos los países cuyas estadísticas son consideradas de buen nivel. En cambio, en países con datos poco confiables, a medida que aumenta la edad también va incrementándose $e(65)$ hasta alcanzar valores poco verosímiles. En todo caso, no parece conveniente aplicar técnicas de evaluación en las que se utilicen modelos o que impongan una estructura teórica, ya que esto equivaldría a suponer que se dan determinados patrones de mortalidad y, por lo tanto, se entraría en una especie de círculo vicioso.

En el trabajo mencionado se estableció una relación entre el índice de preferencia por la edad de 70 años y la proporción entre la población de 95 años y más y la de 70 años y más. Se advirtió que en los países en que la preferencia es baja, la proporción generalmente era menor, aunque la correlación no resultaba tan clara como la identificada en la sección anterior, probablemente a causa de los indicadores utilizados.

Estos cálculos han servido de base para la corrección de la mortalidad en la vejez según edad. Aunque en muchos casos el resultado es un nivel de la mortalidad superior al que arrojan los datos no corregidos, algunas estimaciones no son concluyentes si se parte de la hipótesis de que los errores de exageración de la edad son la causa de una importante subestimación (Nam, 1995). En los países latinoamericanos si bien se corrobora la presencia de errores en la declaración de la edad las correcciones de la mortalidad en la vejez propuestas no suponen una subestimación significativa. Para confirmar la existencia de errores, Dechter y Preston (1991) aplicaron el método de las cohortes intercensales, para luego corregir los datos censales y las defunciones de Costa Rica y Venezuela correspondientes a los períodos 1973-1984 y 1971-1981, respectivamente. Para ello se basaron en una matriz de errores derivada del trabajo en terreno descrito en el informe de Ortega y García ya mencionado. Una vez corregidos los datos del censo y del registro de defunciones, un nuevo análisis de su consistencia no mostró una mejoría considerable.

Posteriormente se optó por modificar el patrón de errores y fueron acentuando más el sesgo en el grupo que declaró tener una edad mayor que la real, y algo menos en el que declaró tener menos edad, experimentando hasta conseguir la consistencia deseada. Esta modificación arbitraria del patrón de errores podría ser cuestionable, pero de hecho los ajustes no alteraron mayormente la mortalidad. Por ejemplo, para el período 1973-1984 la estimación de la esperanza de vida de las mujeres a los 40 años era de 39.5 antes de la corrección y se redujo a sólo 38.6 una vez realizado el ejercicio.

Por último, en el estudio de Grushka las estimaciones de mortalidad después de corregidos los errores muestran que en los países latinoamericanos el patrón de mortalidad difiere del que se observa en los desarrollados (Grushka, 1996).

2. Evaluaciones para países de América Latina

Todo lo expuesto hasta ahora permite afirmar que los censos de población están sujetos a errores de declaración de edad, que se van acentuando a medida que ésta aumenta. Las transferencias netas están a favor de una exageración en las edades avanzadas, que se traduce en una sobrenumeración de adultos mayores. A veces, tales errores afectan también a los registros de defunciones y, en todos los casos, se traducen en una

subestimación de la mortalidad en la vejez. Sin embargo, como los resultados no son uniformes, no queda en claro cómo cuantificar los errores ni cuál debería ser el alcance de las correcciones. En los países de América Latina, dos de los estudios mencionados en el punto anterior aportan los antecedentes más relevantes sobre el tema, por lo que a continuación se describen más en detalle.

Cabe aclarar que éstas son las únicas metodologías desarrolladas hasta ahora que resultan aplicables a los países de la región. El primero es el método de cohortes intercensales y el segundo, la verificación de las edades declaradas mediante encuestas poscensales. En todo caso, conviene tener presente que ambos presentan importantes limitaciones. Con respecto al primero cabe señalar que en algunos países latinoamericanos el registro de defunciones contiene omisiones de tal magnitud que lo vuelve inutilizable. Por otra parte, sólo se puede recurrir a la comparación de registros individuales en aquellos países que permiten una identificación relativamente confiable y exhaustiva de las personas censadas; de hecho, son pocos los casos en que se registraban o se registra el nombre y apellido de todos los empadronados.

3. El método de cohortes intercensales

Grushka (1996) aplicó este método en 17 países de América Latina, abarcando un total de 31 períodos intercensales para cada sexo. Su estudio se basó en los censos disponibles para el período 1960-1990. Bolivia, Haití y Nicaragua se excluyeron del análisis debido a la insuficiencia de los datos, especialmente en lo que respecta a los registros de defunciones, que presentan serios problemas de cobertura. Como ya se ha dicho, este método consiste en comparar el tamaño de una cohorte de x años y más observada en un censo con el de la población esperada sobre la base de un censo anterior, considerando las defunciones y migraciones en el período intercensal.⁸ Si la población es cerrada, el valor esperado se calcula con la siguiente fórmula:

8 El método incluye la realización de una serie de ajustes de los censos y las defunciones para definir a una misma cohorte, lo que obedece a tres razones: i) en general, se declara la edad cumplida, en lugar de indicar el año de nacimiento; ii) las defunciones se registran por año calendario, pero los censos no siempre se realizan a principios del año, y iii) las fechas de los dos relevamientos censales no necesariamente coinciden, de ocurrir esto el período intercensal no constituye un número entero de años.

$$\hat{N}_{i+j}(t+j) = N_i(t) - D_i$$

donde,

$N_i(t)$: población observada de i años y más en el primer censo

D_i : defunciones ocurridas durante el período intercensal en la cohorte i años y más correspondiente al el primer censo

$\hat{N}_{i+j}(t+j)$: población esperada de edad $i+j$ y más en el segundo censo, realizado j años después.

A continuación, se calcula el cociente entre el valor observado en el segundo censo y el valor esperado, y se analiza el comportamiento de esta razón para cada cohorte de edad de extremo abierto:

$$r = N_{i+j}(t+j) / [N_i(t) - D_i] = N_{i+j}(t+j) / N_{i+j}(t+j)$$

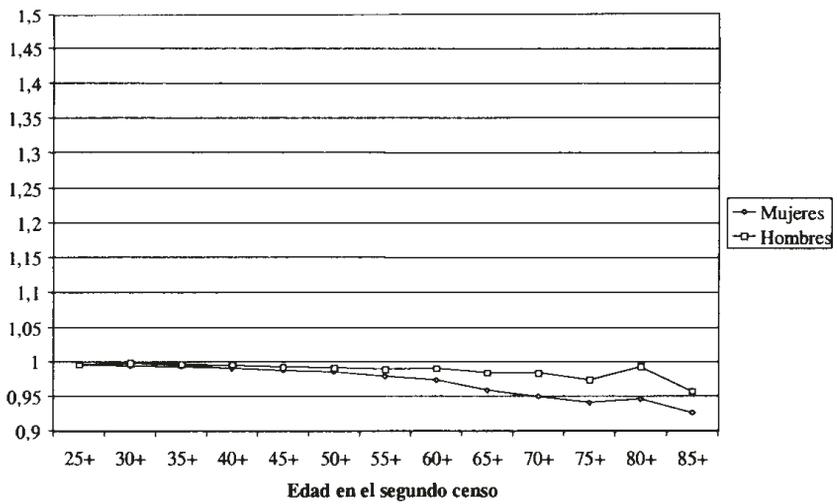
El análisis del comportamiento de la razón se basa en los resultados de la simulación de Condran y otros (1991). En este sentido, cuando la exageración está presente sólo en los censos, las razones decrecen a medida que la edad aumenta, lo que se debe a que $N_i(t)$ aumenta en una proporción menor que $N_{i+j}(t+j)$, puesto que la exageración va incrementándose con la edad, pero el tamaño de las cohortes disminuye rápidamente. Además, como las declaraciones de defunciones son correctas, se observa empíricamente que el denominador crece más rápidamente que el numerador a medida que la edad aumenta.

Cuando la exageración se da tanto en los censos como en las defunciones, las razones se incrementan junto con la edad. En este caso, debido a que las defunciones también están exageradas y el término aparece restando en el denominador, el numerador crece junto con la edad en mayor proporción que el denominador.

Las razones se calcularon a partir de los 25 años de edad, en primer término con los datos censales y de defunciones no ajustados, salvo aquéllos que permiten definir correctamente las cohortes no obstante las diferencias en las fechas de realización de los censos. Es importante tener presente que no se consideró la migración internacional entre un censo y otro. Los resultados revelan graves inconsistencias (véanse los gráficos 10 a 13). El patrón más común en los países latinoamericanos es una desviación superior a 1, que aumenta junto con la edad e indica que hay errores de declaración tanto en los censos como en el registro de defunciones. Además, la magnitud de las desviaciones está vinculada a la magnitud de los errores, de modo que éstas varían de un país a otro (véanse los gráficos 12 y 13).

Gráfico 10

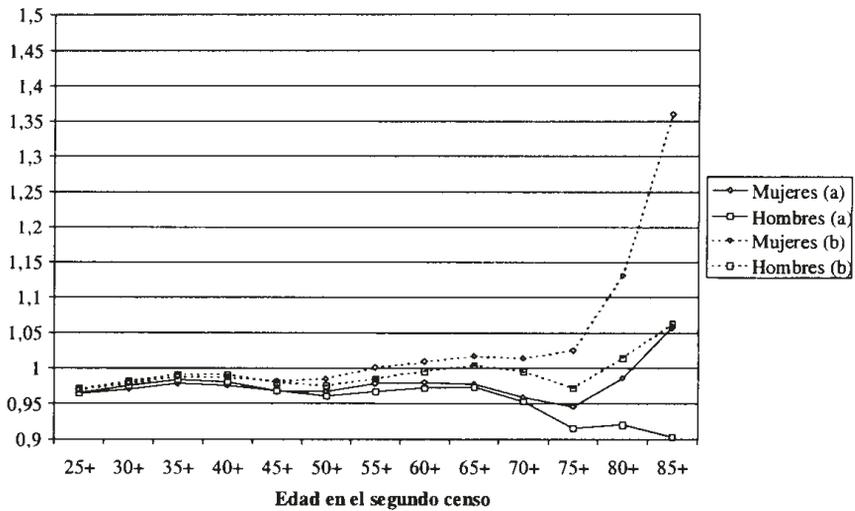
ARGENTINA: RAZÓN POBLACIÓN OBSERVADA/ESPERADA, 1980-1991



Fuente: Carlos O. Grushka, "Adult and Old Age Mortality in Latin America: evaluation, adjustments and a debate over a distinct pattern", tesis doctoral en demografía, Universidad de Pennsylvania, 1996.

Gráfico 11

BRASIL: RAZÓN POBLACIÓN OBSERVADA/ESPERADA, 1980-1991



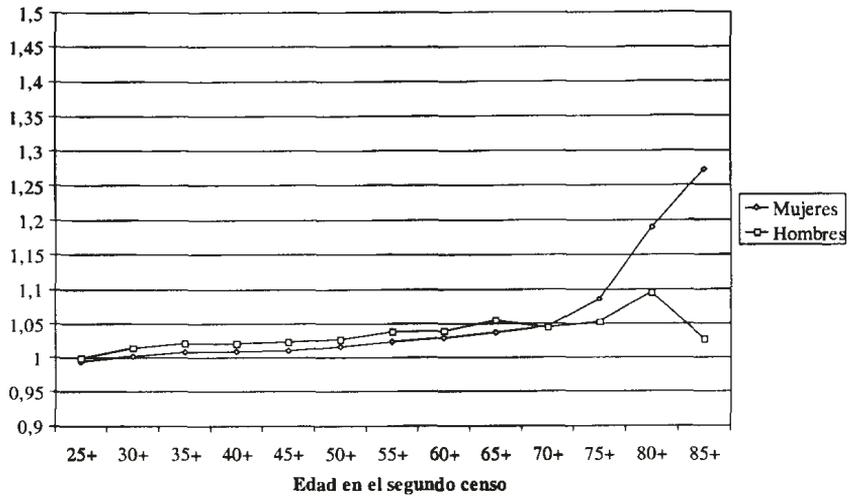
Fuente: Carlos O. Grushka, "Adult and Old Age Mortality in Latin America: evaluation, adjustments and a debate over a distinct pattern", tesis doctoral en demografía, Universidad de Pennsylvania, 1996.

^a Datos no corregidos.

^b Datos corregidos por omisión de defunciones.

Gráfico 12

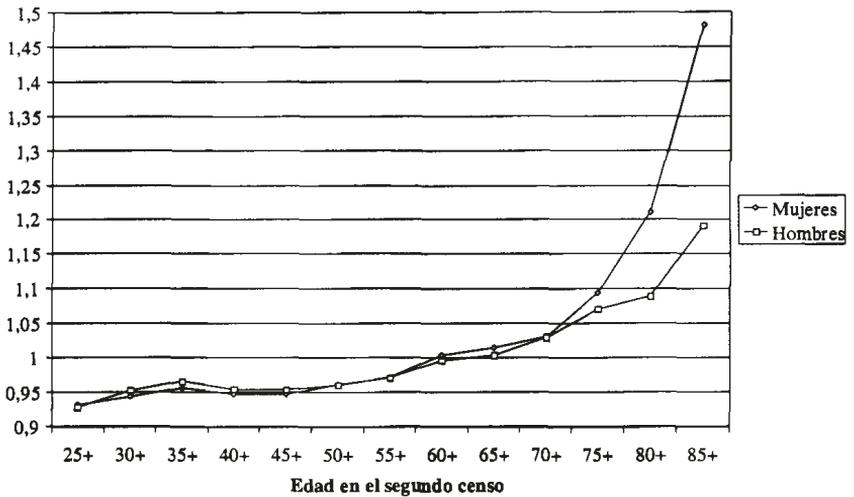
CHILE: RAZÓN POBLACIÓN OBSERVADA/ESPERADA, 1982-1992



Fuente: Carlos O. Grushka, "Adult and Old Age Mortality in Latin America: evaluation, adjustments and a debate over a distinct pattern", tesis doctoral en demografía, Universidad de Pennsylvania, 1996.

Gráfico 13

MÉXICO: RAZÓN POBLACIÓN OBSERVADA/ESPERADA, 1980-1990



Fuente: Carlos O. Grushka, "Adult and Old Age Mortality in Latin America: evaluation, adjustments and a debate over a distinct pattern", tesis doctoral en demografía, Universidad de Pennsylvania, 1996.

Como ya se ha dicho, las razones inferiores a 1 indicarían que sólo los censos contienen errores o que éstos son mucho más marcados que en el caso de los registros de defunciones, aunque también este resultado puede presentarse ante omisiones en el registro de muertes. En Argentina, país en el que se da esta situación en el último período intercensal, es posible que la mayoría de los errores provengan de los censos, ya que el país cuenta con un registro de estadísticas vitales cuya cobertura es relativamente confiable (véase el gráfico 10). En cambio, en Brasil, que presenta mayores desviaciones inferiores a 1 para la población masculina, es más probable que los errores consistan en omisiones de defunciones. De hecho, luego de corregir el subregistro de defunciones las razones se asimilan al patrón general (véase el gráfico 11).

Al considerar como significativas las diferencias superiores a un 5% (valor utilizado también por el autor), se determinó que la edad mediana a partir de la cual las razones se alejaban de 1 en un porcentaje mayor era de 66 años en el caso de los hombres y de 68 años en el de las mujeres; en el análisis no se incluyó a la población masculina en cinco períodos intercensales y la femenina en cuatro períodos cuyas variaciones superaban este margen. El rango fue de 26 a 85 años entre los hombres y de 38 a 85 años entre las mujeres. Además, en general, los datos correspondientes a la población femenina presentan más errores que la masculina en las edades más avanzadas. En el estudio se observó que los datos tendían a mejorar con el paso del tiempo.

Al igual que en el caso de Brasil, Grushka corrigió previamente, utilizando una técnica indirecta, la omisión de las defunciones en Ecuador, Honduras, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana y Venezuela. También corrigió los censos realizados en México en 1980, por considerar que la población aparece exagerada, y en Venezuela en 1971, por presentar un alto grado de omisión. Cuando se calculan nuevamente las razones, luego de corregir los datos, se observa un patrón más regular, pero a partir de cierta edad, alrededor de los 65 años, las diferencias respecto de 1 comienzan a ser importantes y a crecer sistemáticamente a la par con la edad.

En resumen, cuando se analizan los datos no corregidos las inconsistencias encontradas no pueden atribuirse únicamente a la declaración errónea o exagerada de la edad ya que, en varios países y períodos, éstas comienzan a manifestarse en forma marcada a edades muy tempranas, lo que podría deberse a factores no considerados en el cálculo del indicador, tales como la migración intercensal, entre otros, que en los grupos más jóvenes pueden ser de una magnitud no poco significativa. Otra variable es la omisión por edades en los censos, error que sólo se

corrigió en dos casos, así como las diferencias de cobertura entre uno y otro censo. En cuanto a las defunciones, en algunos países los registros son tan deficientes que no conviene utilizarlos; además, el mismo autor menciona las dificultades que plantea la estimación de la cobertura, debido a lo cual se puede llegar a obtener resultados muy distintos en un mismo caso.

Pese a todo lo anterior, se ha comprobado que en las edades extremas superiores, y en mayor medida mientras más avanzada es la edad, el indicador se aleja de 1 (por lo general hacia arriba) y que este alejamiento es más acentuado que en las edades más jóvenes. De esto se desprende que el problema de la exageración de la edad en América Latina parecería ser más grave en algunos países y afectaría tanto a los censos como a los registros de defunciones, conclusiones que concuerdan con las mencionadas en las secciones anteriores. Por ejemplo, la aplicación del método de las cohortes intercensales en México, país que mostraba importantes irregularidades en sus estructuras por edad, altos índices de preferencia de dígitos y un elevado grado de inconsistencia en las edades avanzadas, permite identificar errores de exageración de la edad.

4. El cotejo de declaración en censos con verificación poscensal

Para el segundo método de evaluación considerado, que consiste en llevar a cabo encuestas poscensales, se cuenta con el estudio experimental en terreno de Ortega y García (CELADE, 1990). Éste fue realizado entre 1985 y 1986 en dos cantones de Costa Rica, Puriscal y Coronado, el primero con características más bien rurales y el segundo predominantemente urbano. Uno de los objetivos fundamentales del estudio era estimar los niveles de mortalidad de las personas de edad avanzada y analizar el grado de precisión en la declaración de la edad. Con tal fin, se consideraron los datos del censo de 1984 y se determinó la ubicación geográfica de los hogares en que vivía una persona de 60 años y más. Con esta información se confeccionó un formulario destinado a captar la edad de estas personas y algunas de sus características básicas. Se hicieron dos visitas sucesivas, la primera en 1985, cerca de un año después de la fecha del censo, y la segunda en 1986.

El universo quedó constituido por 2 131 personas de 60 años y más, cuya edad se pudo establecer, verificándola mediante algún tipo de documentación (preferentemente cédula de identidad) en algo más del 85% de los casos. Los resultados mostraron que alrededor de la mitad de las personas había declarado correctamente su edad y más del 80%

correctamente o con errores de un año. Estas proporciones se mantenían para ambos sexos. Se observó también una leve tendencia a exagerar la edad, en el sentido de que las desviaciones positivas fueron mayores que las negativas,⁹ y se concluyó que no había evidencias que confirmaran la tendencia de las personas adultas mayores a exagerar su edad, al menos no en magnitudes importantes (García, 1990).

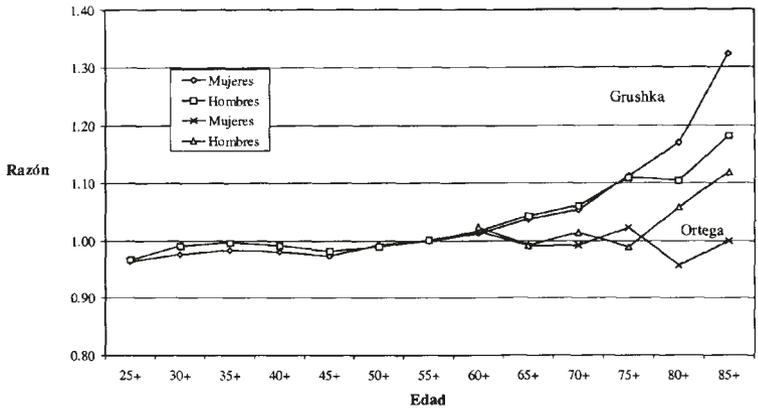
En el trabajo se señala que los resultados obtenidos en los cantones de Puriscal y Coronado podrían hacerse extensivos a todo el país. Sin embargo, el estudio de Grushka muestra que en Costa Rica el indicador utilizado para evaluar la calidad de los datos correspondientes al período 1973-1984 (cociente entre población de *x años y más* observada y esperada) va aumentando en forma sostenida, a partir de un valor de 1.05, desde los 70 años, tanto entre los hombres como las mujeres (véase el gráfico 14). Además, utilizando los datos del estudio experimental se calculó la razón entre la magnitud de población de acuerdo con la edad declarada en el censo y la población estimada a partir de la verificación de las edades. En el caso de los hombres, se observa una clara tendencia a exagerar la edad a partir de los 70 años, pero esta tendencia no es tan evidente en el caso de las mujeres. No obstante, cabe mencionar que a partir de esa edad se reduce abruptamente el número de casos y que, por lo tanto, los resultados son altamente sensibles: por ejemplo, basta con añadir de tres a cinco casos de desvíos positivos y negativos en cada grupo etario a partir de esa edad para que la magnitud de los errores aumente considerablemente.

A pesar de que este estudio no aporta pruebas categóricas que confirmen la existencia de errores en la declaración de la edad, es un antecedente importante, en especial porque en él se desarrolla una metodología aplicable en América Latina, que permitiría no sólo evaluar los datos censales, sino también realizar las correcciones necesarias una vez determinados los patrones y la magnitud de los errores.

9 Los desvíos se refieren a la diferencia entre la edad declarada en el censo y la edad verificada en terreno.

Gráfico 14

**COSTA RICA: RAZONES ENTRE POBLACIÓN OBSERVADA Y ESTIMADA^a
Y ENTRE POBLACIÓN SEGÚN EDAD DECLARADA Y VERIFICADA^b**



^a Estudio de Grushka, todo el país.

^b Estudio de Ortega y García (cantones de Coronado y Puriscal).

CONCLUSIONES

El debate sobre el entrecruce de la mortalidad en edades avanzadas en países o grupos de población de diferentes estratos socioeconómicos aún no ha concluido. En él se enfrentan los partidarios de la teoría de la selección natural y quienes atribuyen este fenómeno a errores en los datos básicos. Persiste, sin embargo, la diferencia, en algunos casos significativa, entre la población adulta registrada en los censos y la esperada conforme a los niveles de mortalidad "aceptados".

En el presente artículo se analiza específicamente la problemática referida a las dimensiones de la población adulta mayor en los censos. Lo primero que llama la atención son las inconsistencias observadas al comparar las estructuras por edades de la población de 50 años y más. En los países en etapas incipientes de la transición demográfica se encontró que la proporción de personas de 75 u 80 años y más era muy superior a la que registraban los más avanzados en este proceso e, incluso, los países europeos. En algunos casos también se aprecian sesgos en la comparación de la composición por edades a lo largo del tiempo, tales como una disminución del número de personas mayores, entre otros.

Al desglosar la información correspondiente a las edades extremas superiores se constató que las inconsistencias iban en aumento a la par con la edad, a tal punto que en todos los casos el número de personas de 95 años y más era muy exagerado. La causa más común de estas irregularidades pareciera ser la declaración errónea de la edad. En el estudio se presentan amplias evidencias de errores en la declaración de la edad de los adultos mayores, que efectivamente arrojan cifras más altas que las reales. El análisis de la preferencia de dígitos demuestra que los países difieren en cuanto a la intensidad de los errores y los patrones detectados, pero que en todos se incrementan con la edad y se centran en las terminadas en 0. En la mayoría de los países seleccionados de América Latina hay errores de este tipo no sólo en los censos de hace muchos años atrás, sino también en los más recientes, es decir, los realizados en la década de 1990.

Asimismo, se encontró que entre la preferencia de dígitos en las edades avanzadas y la proporción de personas de 80 años y más existía una relación significativa, en comparación con los países europeos. Lo anterior quiere decir que cuanto más deficiencias presenta la declaración de edad de los adultos mayores, más inconsistencias se detectan en la estructura por edades pertinente. Otro aspecto de la inadecuada declaración de edad de las personas de edades avanzadas es el traslado a edades superiores e inferiores, caso en el que se da una tendencia más marcada a la exageración. Esto ha quedado demostrado en estudios realizados en distintas subpoblaciones y países, entre los cuales los de América Latina no son una excepción, como queda de manifiesto en las evaluaciones en las que se aplicó el método de las cohortes intercensales.

Para poder detectar la presencia de errores de declaración de edad, la cobertura de los datos básicos debe ser relativamente completa. Aunque en los países latinoamericanos éste no es un problema menor, las inconsistencias identificadas en el análisis se reflejan en los datos correspondientes a los adultos mayores no corregidos y corregidos por omisión de población. El patrón más común en los países de América Latina es la acentuación de la exageración de la edad a medida que ésta aumenta, afectando tanto a los censos como al registro de defunciones.

En el estudio en terreno realizado en dos cantones de Costa Rica no se encontraron errores importantes atribuibles a la exageración de la edad, sino sólo leves diferencias tanto por aumento como por disminución de la edad. Sin embargo, en el análisis que se hace en este artículo se percibió una ligera tendencia a exagerar la edad, aunque la magnitud del error no era significativa, así como también que los resultados eran sensibles a pequeñas modificaciones en el número de casos, sobre todo a partir de los

70 años de edad. Por esta razón, sería interesante efectuar investigaciones similares en otras poblaciones, con un mayor número de casos.

Aunque se comprobó la existencia de errores en la declaración de la edad, no es fácil cuantificar su magnitud, lo que permitiría corregir el número de personas en las edades avanzadas. En el caso de la preferencia de dígitos, la corrección de este error por los métodos tradicionales, que suponen traslados únicamente desde las edades adyacentes, no aporta mucho a la solución del problema de la sobrenumeración. No obstante, es aconsejable que este tipo de error se corrija antes de trabajar con los datos censales, para lo cual habría que desarrollar métodos aplicables a las edades extremas superiores. A partir de las evaluaciones de las cohortes intercensales, se han hecho algunos intentos de corregir las cifras correspondientes a población adulta mayor indicadas en los censos y en los registros de defunciones; ejemplo de esto es el estudio de Dechter y Preston (1991) en Costa Rica. Para aplicar esta metodología es imprescindible saber cuál es el patrón de errores de la declaración de la edad. A pesar de que ya se contaba con esta información a partir del estudio en terreno de Ortega y García, los resultados no fueron satisfactorios.

Grushka, quien también ha aplicado el método de las cohortes intercensales en la mayoría de los países de América Latina, ofrece un sistema que permite corregir la mortalidad de los adultos mayores. Resulta interesante el hecho de que estas correcciones ponen de manifiesto que en América Latina existe un patrón de mortalidad diferente en comparación con diversos modelos, algunos de los cuales se basan en países más desarrollados, y que en las edades avanzadas arrojan cifras de mortalidad más altas que las de los datos sin corregir, pero más bajas que lo previsto. Al respecto se concluye que, si bien el fenómeno del entrecruce en las tasas de mortalidad se debe a errores en los datos básicos, no puede descartarse la posibilidad de que se produzca una "selección natural". Esto obedece al hecho de que, para que las estructuras sesgadas sigan el patrón esperado, es decir, que presenten una proporción menor de ancianos, habría que reducir excesivamente el volumen de población en las edades más extremas, lo que indicaría que en los países de América Latina podría darse un patrón diferente. En definitiva, resulta muy difícil determinar en qué medida se pueden corregir los errores y hasta qué punto incide la selección natural.

Con el aumento de la esperanza de vida en los países latinoamericanos, cobran importancia las estimaciones y proyecciones de población de edades cada vez más desagregadas en el extremo superior. Por ello, se sugiere seguir investigando otras alternativas que permitan no sólo evaluar los datos

básicos, sino también cuantificar los errores. Además, convendría revisar las técnicas de estimación que se utilizan para las edades avanzadas, sobre todo las basadas en una estructura modelo de la población por grupos de edad a partir de los 70 u 80 años.

Por último, sería aconsejable que en los censos del 2000 se considere este aspecto, de no poca importancia, a fin de que al realizar el censo se tomen las precauciones necesarias para captar la edad de las personas con la mayor precisión posible. En general, si el anciano no vive solo, es probable que otras personas más jóvenes tiendan a responder por él. ¡Quién no escuchó alguna vez decir “la abuela tiene como 90”!

BIBLIOGRAFÍA

- Bhat, Mari (1990), “Estimating transition probabilities of Age misstatement”, *Demography*, vol. 27, N° 1.
- CELADE/BID (Centro Latinoamericano de Demografía/Banco Interamericano de Desarrollo) (1996), “Impacto de las tendencias demográficas sobre los sectores sociales en América Latina; contribución al diseño de políticas y programas”, serie E - CELADE, N° 45, Santiago de Chile.
- Coale, Ansley J. y Ellen E. Kisker (1986), “Mortality crossover: reality or bad data?”, *Population Studies*, vol. 40, N° 3.
- Condran, Gretchen A., Christine Himes y Samuel H. Preston (1991), “Old-age mortality patterns in low-mortality countries: an evaluation of population and death data at advanced ages, 1950 to the present”, *Population Bulletin of the United Nations*, N° 30.
- Chackiel, Juan y Guillermo A. Macció (1979), “Evaluación y corrección de datos demográficos. VII. Técnicas de corrección y ajuste de la mala declaración de la edad”, serie B - CELADE, N° 39d, Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- (1978), “Evaluación y corrección de datos demográficos. VI. Análisis de la población por edades”, serie B - CELADE, N° 39c, Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Chackiel, Juan (1999a), “Mortality in Latin America”, *Health and Mortality Issues of Global Concern*, Bruselas, Centro de Estudios de la Población y la Familia (CBGS).
- Chackiel, Juan (1999), “El envejecimiento de la población latinoamericana: ¿hacia una relación de dependencia favorable”, *Encuentro latinoamericano y caribeño sobre las personas de edad*, Santiago de Chile, 8 al 10 de septiembre.

- Dechter, Aimée R. y Samuel H. Preston (1991), "Age misreporting and its effects on adult mortality estimates in Latin America", *Population Bulletin of the United Nations*, N° 31/32.
- Elo, T. Irma y Samuel H. Preston (1994), "Estimating African-American mortality from inaccurate data", *Demography*, vol. 31, N° 3.
- Ewbank, Douglas C. (1980), *A review of the evidence on the sources and patterns of age misreporting in less developed countries*, Cambridge, Massachusetts, Escuela de Salud Pública, Universidad de Harvard, abril.
- Feeney, Griffith (1979), "A Technique for Correcting Age Distribution for Heaping on Multiple of Five", *Asian and Pacific Census Forum*, vol. 1, N° 1.
- García, Víctor (1990), "La mortalidad y características socioeconómicas de la tercera edad: informe final del estudio experimental efectuado en los cantones de Puriscal y Coronado", serie OI - CELADE, N° 1004, San José, Costa Rica, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Gray, Alan (1987), "The missing ages: adjusting for digit preference", *Asian and Pacific Census Forum*, vol. 1, N° 2.
- Grushka, Carlos O. (1996), "Adult and Old Age Mortality in Latin America: Evaluation, Adjustments and a Debate Over a Distinct Pattern", Tesis doctoral en demografía, Filadelfia, Universidad de Pennsylvania.
- Himes, Christine L., Samuel H. Preston y Gretchen A. Condran (1994), "A relational model of mortality at older ages in low mortality countries", *Population Studies*, vol. 48, N° 2.
- Hobcraft, John (1977), "Seminario sobre estimaciones demográficas", serie D, N° 94, Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Hussey, Jon M. e Irma T. Elo (1997), "Cause-specific mortality among older African-Americans: correlates and consequences of age misreporting", *Social Biology*, vol. 44, N° 3-4.
- Gobierno de México, Dirección General del Registro Nacional de Población e Identificación Personal (1984), *Aproximación al efecto de la mala declaración de la edad en la información demográfica recabada en México*, México, D.F.
- Manton y Stallard (1981), "Methods for evaluating the heterogeneity of ageing processes in human populations using vital statistics data: explaining the black/white mortality crossover by a model of mortality selection", *Human Biology*, vol. 53, N° 1.
- Naciones Unidas (1982), *Levels and Trends of Mortality since 1950: A Joint Study by the United Nations and the World Health Organization (ST/ESA/SER.A/74)*, Nueva York. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: E.81.XIII.3.
- Nam, Charles B., Norman L. Weatherby y Kathleen A. Ockay (1995), "Causes of death which contribute to the mortality crossover effect", *Social Biology*, vol. 25, N° 4.

- Nam, Charles B. (1995), "Another look at mortality crossovers", *Social Biology*, vol. 42, N° 1-2.
- Nam, C.B., N.L. Weatherby y K.A. Ockay (1978), "Causes of death which contribute to the mortality crossover effect", *Social Biology*, N° 25.
- Preston, Samuel H. y otros (1996), "African-American mortality at older ages: results of a matching study", *Demography*, vol. 33, N° 2.
- Rosenwaike, Ira (1987), "Mortality differentials among persons born in Cuba, Mexico, and Puerto Rico residing in the United States, 1979-1981", *American Journal of Public Health*, vol. 77, N° 5.
- Zelnik, Melvin (1975), "Atracción de la edad en los censos de los Estados Unidos: 1880-1950", serie ND - CELADE, N° 1013, San José, Costa Rica, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).

FACTORES DEMOGRÁFICOS DEL ASENTAMIENTO Y LA CIRCULARIDAD EN LA MIGRACIÓN MÉXICO-ESTADOS UNIDOS¹

Alejandro I. Canales Cerón
Universidad de Guadalajara

RESUMEN

A partir de los años ochenta, la migración de mexicanos a los Estados Unidos está conformada por dos componentes o modalidades migratorias claramente diferentes: por un lado, la ya tradicional migración circular y temporal, y por otro lado, un proceso de asentamiento permanente de población mexicana en dicho país. En este trabajo examinamos los factores sociodemográficos que explican por qué algunos migrantes escogen asentarse en los Estados Unidos, mientras que otros optan por configurar el ya tradicional proceso de migración circular. Para ello, utilizamos modelos de regresión logística, que nos permiten determinar el peso específico de cada variable sociodemográfica en la caracterización y diferenciación de cada componente en la actual dinámica de la migración a los Estados Unidos. En particular, encontramos que la diferencia por género no opera directamente en la determinación de una u otra modalidad migratoria, lo que sucede a través y mediada por otras condiciones sociodemográficas, como son el ciclo de vida y la posición en la estructura familiar.

1 Una versión preliminar de este trabajo fue presentada en el *Seminario Permanente de Migración Internacional*, organizado por la Universidad de Guadalajara, el Centro de Investigaciones y Estudios Superiores en Antropología Social, sede Occidente, y el Instituto Tecnológico de Estudios Superiores de Monterrey, sede Guadalajara. El autor desea agradecer los valiosos comentarios y sugerencias de sus integrantes.

DEMOGRAPHIC FACTORS THAT INFLUENCE PATTERNS OF SETTLEMENT OR CIRCULARITY IN MEXICAN/UNITED STATES MIGRATION¹

ABSTRACT

Since the 1980s, Mexican migration to the United States is composed by two distinctive migratory modes: on the one hand, the traditional circular and temporary migration and, on the other, settled migration of Mexicans in that country. In this article, we examine the socio-demographic factors that explain why some Mexican immigrants choose to settle down in the United States, while others engage in the traditional mode of circular migration. To that end, we use logistic regression analysis, which allows us to determine the relative weight of each socio-demographic variable on the characterization and differentiation of each component of the current Mexican-US migration process. Specifically, we find that gender differences do not have a direct effect on determining any of the two migratory modes, but rather it is mediated by other socio-demographic conditions such as life cycle and the position in the family structure.

1 A preliminary version of this study was presented at the Permanent Seminar on International Migration, organized by the University of Guadalajara, the Centre for Research and Higher Learning in Social Anthropology, Western Seat, and the Monterrey Institute of Advanced Technological Studies, Guadalajara seat. The author wishes to express his gratitude for the valuable comments and suggestions made by the members of that group.

INTRODUCCIÓN

La migración de mexicanos a los Estados Unidos se inició hace más de 150 años. Desde entonces y hasta fines de los años setenta, el perfil sociodemográfico y laboral de los migrantes permaneció más o menos invariable, correspondiendo principalmente a población masculina, joven, de origen rural, y que en los Estados Unidos se empleaba preferentemente en actividades agrícolas (Gastelum, 1991). A partir del decenio de 1980, sin embargo, empezaron a aparecer distintos elementos que modificaron en parte este perfil de la migración mexicana a los Estados Unidos. Un aspecto fundamental de este cambio del patrón migratorio ha sido el significativo incremento de la población mexicana que, con o sin documentos legales, tiende a establecer su residencia habitual en dicha nación. Conjuntamente con este amplio contingente de mexicanos coexiste y se mantiene un flujo no menos importante de migrantes temporales que, en una dinámica de circularidad, se desplazan en forma recurrente y periódica entre México y los Estados Unidos. En este marco, diversos autores señalan que actualmente esa migración implica dos componentes o *modalidades* migratorias claramente diferentes: por un lado, la ya tradicional migración circular y temporal y, por el otro, un proceso de *asentamiento* de la población mexicana en dicho país (Cornelius, 1992; Chávez, 1988).

En este contexto, diversos estudios realizados sobre los migrantes mexicanos y centroamericanos que se asentaron en los Estados Unidos sugieren que el asentamiento forma parte de un proceso más complejo de formación de comunidades transterritorializadas, esto es, no delimitadas geográficamente por factores de contigüidad espacial (Kearney y Nagengast, 1989). Conceptos como "*familias transnacionales*", "*comunidades extendidas*" o "*comunidades binacionales*", intentan dar cuenta de las relaciones que mantienen integrados a los migrantes con sus comunidades de origen. Es una "dislocación" territorial, pero que no afecta el sentido de comunidad entre los migrantes (Smith, 1993).

En este proceso de asentamiento influiría un sinnúmero de factores sociales, económicos, políticos y culturales, entre los cuales pueden mencionarse:

- a) La dinámica de formación de familias y comunidades translocalizadas que, conjuntamente con el desarrollo y consolidación de redes sociales, permite reproducir patrones culturales y formas simbólicas entre las comunidades de destino y a la vez, mantener y fortalecer nexos económicos, sociales y culturales con las comunidades de origen (Rodríguez, 1987). El asentamiento, en este contexto, no conlleva una ruptura con la comunidad de origen ni tampoco una asimilación pura y simple en la sociedad de destino.
- b) La dinámica y la estructura de los mercados laborales en los Estados Unidos que, sobre la base de procesos de segmentación y de informalización, permiten la incorporación de la mano de obra migrante en empleos urbanos (Canales, 2000; Fernández-Kelly, 1991).
- c) El incremento de la migración femenina y su papel en la reproducción familiar ha permitido la formación de hogares y familias en las comunidades de destino, y constituye una contribución al asentamiento de los migrantes (Pessar, 1986; Hondagneu-Sotelo, 1994).
- d) La fuerza cultural de las “*comunidades imaginadas*”, que conlleva una redefinición del concepto mismo de “comunidad”. Los migrantes desarrollan vínculos sociales y culturales a la vez que nexos económicos y laborales que hacen que muchos de ellos se “*imaginen*” a sí mismos como parte de una comunidad en los Estados Unidos, pero que no es cualquier comunidad, sino una comunidad migrante, translocalizada, que reproduce y recrea los patrones culturales y formas simbólicas de sus comunidades de origen (Chávez, 1994; Rouse, 1991).
- e) Junto a lo anterior, hay que señalar el importante efecto de la ley de amnistía aprobada en 1987 (*Immigration Reform and Control Act*) (IRCA) que permitió la regularización de su residencia a más de dos millones de migrantes mexicanos y abrió la posibilidad de la inmigración legalizada de los parientes y familiares directos de los beneficiados por el proceso de amnistía (Verduzco, 1995).
- f) Por último, Massey y otros (1987) señalan, además, el carácter acumulativo que tendría este proceso de asentamiento, en el sentido de que la formación de una comunidad de parientes y amigos de una misma localidad y zona de origen podría influir de manera determinante en el asentamiento de más migrantes en los barrios urbanos y comunidades rurales en los Estados Unidos.

Sin negar la importancia de estos factores, nuestro interés es examinar algunos aspectos sociodemográficos que ayuden a entender por qué algunos migrantes escogen asentarse en los Estados Unidos, mientras que otros, provenientes de las mismas comunidades, insertos en empleos similares y en las mismas redes sociales y familiares, entre otros aspectos, optan por establecer flujos temporales y recurrentes, configurando y reproduciendo el ya tradicional proceso de migración circular.

Nuestra hipótesis es que al considerar conjuntamente diversas características sociodemográficas de la población que ha optado por una y otra modalidad migratoria, la posición y las responsabilidades de los individuos en el interior de la estructura familiar parecen tener un peso decisivo—por sobre otros aspectos sociodemográficos—en la determinación entre asentamiento y circularidad migratoria. Así por ejemplo, si bien a nivel agregado se observan diferencias entre hombres y mujeres en cuanto a su propensión a permanecer en los Estados Unidos, no necesariamente indican diferencias de género (al menos no directamente). Por el contrario, la hipótesis planteada es que estas diferencias por sexo tienden a diluirse al considerar conjuntamente otros factores de diferenciación sociodemográfica. En particular, se piensa que la diferenciación de género no influye directamente en la determinación de los perfiles sociodemográficos de una y otra modalidad migratoria, sino que lo hace indirectamente a través de otras variables o factores, como la edad de los individuos (etapa del ciclo de vida individual) y su posición en la estructura familiar (etapa del ciclo familiar). En estos ámbitos se construyen las diferencias de género, que al ser trasladadas al proceso migratorio hacen que surjan a nivel agregado como diferencias en el comportamiento migratorio entre hombres y mujeres, pero que en realidad corresponden a diferencias de ciclos de vida individuales y familiares de las personas y que influyen tanto en hombres como en mujeres.

Esta hipótesis no contradice necesariamente lo que otros autores han señalado respecto de las diferencias de género en el proceso de asentamiento de los migrantes en los Estados Unidos. Hondagneu-Sotelo (1994), por ejemplo, señala que efectivamente existe una diferenciación de género, ya que las mujeres tienden a expresar más directamente y con mayor fuerza su intención de permanecer en esa nación. De hecho, los discursos de las mujeres tienden a resaltar las mejores condiciones de vida y de respeto a su condición de mujer en los Estados Unidos. En cambio, esta autora encuentra que entre los hombres se da la situación inversa, lo que los lleva a expresar su deseo de regresar a México. Otros autores (Chávez, 1988; Woo, 1997) refuerzan esta diferenciación entre el discurso y los deseos de

hombres y mujeres en cuanto a su intención y decisión de regresar a México o asentarse en los Estados Unidos.

No interesa contradecir estas argumentaciones. Sin duda, las diferencias entre hombres y mujeres documentadas por estos autores son reales y muy significativas. Al considerar los datos agregados se reproducen estas diferencias por sexo, puesto que la proporción de mujeres que se asientan en los Estados Unidos es significativamente superior a la de hombres. Sin embargo, lo que interesa es investigar si estas diferencias cualitativas y cuantitativas en el comportamiento y discurso de hombres y mujeres se reproducen por igual en todas las categorías demográficas. En otras palabras, interesa mostrar si estas diferencias entre hombres y mujeres se presentan igualmente entre los migrantes “adultos” y entre los “jóvenes”, así como entre los que son “jefes de hogar o sus esposas” y entre sus “hijos e hijas”.

Al respecto, la hipótesis planteada en este trabajo es que estas diferencias entre hombres y mujeres tienden a diluirse en el caso de los migrantes jóvenes, que corresponden en general a “hijos e hijas” del jefe de hogar. Entre estos migrantes no se aprecian diferencias significativas en el comportamiento de hombres y mujeres. Asimismo, se desea mostrar que estas diferencias en cuanto a la modalidad migratoria por la que opta cada tipo de migrante actúan en realidad sobre la base de una diferenciación de género que es previa y que está relacionada con la selectividad propia del proceso migratorio. Dicho de otro modo, se postula que hay una categoría de mujeres que tienden a no migrar, esto es, a permanecer en las comunidades de origen en México, y que corresponde, precisamente, a mujeres adultas que son “esposas” o “jefas” de hogar. Se trata de mujeres que, en general, tienden a ser excluidas del proceso migratorio y que, en los pocos casos en que se las incluye, su migración coincide con la relocalización de la residencia familiar en los Estados Unidos. Esta selectividad migratoria, si bien expresa una diferenciación de género es más bien de carácter indirecto, ya que se trata de una diferencia entre hombres y mujeres construida socialmente en ámbitos familiares y comunitarios, que es “trasladada” al proceso migratorio bajo la forma de diferencias en cuanto a las modalidades de migración.

Para probar estas hipótesis se usarán modelos de regresión logística, mediante los cuales pueden estimarse los factores sociodemográficos que influyen en una y otra modalidad migratoria. Se trata de modelos multivariados que permiten establecer el peso específico de cada variable y, en particular, de cada categoría demográfica, controlada por las demás características de la población. En esta forma puede establecerse la

importancia relativa de la edad y la posición del migrante en la estructura familiar con respecto a la diferenciación de la modalidad migratoria de hombres y mujeres.

Para ello, se hace primeramente una breve reseña de la migración a los Estados Unidos, con el fin de ilustrar un aspecto central del momento migratorio actual, caracterizado por la diversidad de patrones y modalidades migratorias. A continuación se presenta un análisis del perfil socio-demográfico de cada componente y modalidad migratoria y finalmente se muestran los resultados del modelo de regresión logística.

I. DEL PROGRAMA BRACERO AL PROCESO DE ASENTAMIENTO EN LA MIGRACIÓN MÉXICO-ESTADOS UNIDOS

En la segunda mitad del siglo XX pueden identificarse tres grandes etapas en la dinámica del flujo migratorio de mexicanos a los Estados Unidos. En cada una de ellas el proceso migratorio presenta características particulares y problemáticas diferentes. Primero, el período 1942-1964, en el que la migración se cionó a las directrices del llamado Programa Bracero. En la etapa comprendida entre 1964 y mediados de los años ochenta predominó la migración de carácter indocumentado, y finalmente, desde entonces a la fecha existe, por una parte, la migración circular y por la otra se consolida un proceso de asentamiento permanente de migrantes mexicanos en los Estados Unidos.

1. El programa bracero

Durante la vigencia del Programa Bracero (1942-1964) tendió a consolidarse un patrón migratorio marcadamente temporal y estacional. Este carácter circular y laboral de los desplazamientos ha constituido un factor fundamental para entender la dinámica de la migración mexicana a Estados Unidos.

En el Programa Bracero la migración operaba por medio de contratos temporales de trabajo, los que se orientaban principalmente a actividades agrícolas, siguiendo el ritmo y estacionalidad de los distintos ciclos agrícolas (Gástelum, 1991). De acuerdo con cifras oficiales, entre 1942 y 1964 se concretaron más de 4.6 millones de contratos laborales amparados en dicho programa (Durand, 1994), cifra que representa un promedio

cercano a los 230 000 contratos anuales, que corresponden a otros tantos desplazamientos de población mexicana que iba a trabajar temporalmente a los Estados Unidos. A este flujo habría que agregar aquellos individuos que no contaban con documentos ni contratos, sin que eso les impidiera emigrar a los Estados Unidos en busca de trabajo.

Durante este período el incremento anual de la población mexicana con residencia permanente en los Estados Unidos era inferior a 23 000 personas (Verduzco, 1995). Estos datos indican que por cada mexicano que decidía asentarse permanentemente había otros 10 que optaban por una estancia temporal en dicho país para posteriormente regresar a sus localidades de origen en México, lo que ilustra el marcado carácter circular de la migración de mexicanos a los Estados Unidos y permite diferenciarla de los demás flujos migratorios internacionales que a lo largo de la historia reciente se han dirigido a dicho país (Portes y Rumbaut, 1996).

Diversos autores han señalado que la emigración de mexicanos a los Estados Unidos puede interpretarse como una relación de trabajo de tipo internacional, esto es, como la configuración a nivel binacional de un mercado de trabajo en el que la oferta de trabajadores es generada en México y la demanda de puestos de trabajo es originada y determinada por las condiciones prevalecientes en la economía estadounidense (Bustamante, 1994). El carácter circular y temporal de la migración mexicana puede entenderse, entonces, como el componente demográfico que permite el funcionamiento de este peculiar mercado de trabajo, en el que los individuos que forman parte del flujo migratorio, además de ser migrantes internacionales, constituyen una categoría socioeconómica específica, la de *trabajador internacional* (Canales, 1996).

2. La migración indocumentada

A fines de 1964, y después de 22 años de funcionamiento, el Programa Bracero llegó a su fin. A partir de entonces, la emigración mexicana a los Estados Unidos asumió progresivamente la forma de migración indocumentada, sin que ello signifique que antes no hubiera migración ilegal, sino que a partir de ese año este tipo de migrantes pasó a constituir el principal componente de la emigración internacional.

Como puede observarse en el gráfico 1, hasta 1964 más del 85% de los migrantes correspondía a trabajadores temporales pertenecientes al Programa Bracero. Asimismo, hasta ese año la migración indocumentada no sólo abarcaba a un grupo relativamente reducido de personas, sino que

además se mantenía estable en un nivel cercano a las 57 000 personas anualmente. No obstante, a partir de mediados de los años sesenta prácticamente se invirtieron estas relaciones. Por una parte, la migración con arreglo al Programa Bracero simplemente desapareció, mientras que por la otra, la migración indocumentada se incrementó significativamente, y llegó a niveles nunca antes registrados en la historia de la migración de México a los Estados Unidos.

El paso de la migración legal a través del Programa Bracero a una migración progresivamente indocumentada no alteró, sin embargo, su carácter laboral y circular. Asimismo, el perfil sociodemográfico de los migrantes tampoco pareció sufrir modificaciones y correspondía básicamente a jóvenes de sexo masculino, solteros, con baja escolaridad, procedentes de localidades rurales, y que se dirigían a trabajar en actividades agrícolas en zonas rurales de California y de otros estados del sur de los Estados Unidos (Castillo, 1995; Gástelum, 1991).

A pesar de lo anterior, el carácter indocumentado de gran parte de la migración introdujo ciertos cambios en las condiciones sociales y económicas de funcionamiento del mercado binacional de mano de obra. En efecto, ese carácter indocumentado configura un contexto laboral marcado por la distribución asimétrica del poder entre los demandantes (empresarios estadounidenses) y los oferentes de fuerza de trabajo (migrantes mexicanos), lo que torna más vulnerable la situación laboral y social de los migrantes mexicanos en los Estados Unidos (Bustamante, 1975).



Fuente: Jorge Bustamante, "Espaldas mojadas: materia prima para la expansión del capitalismo", serie Cuadernos del CES, N° 9, México, D.F., El Colegio de México, 1975.

3. El proceso de asentamiento

A partir de la crisis de los primeros años del decenio de 1980, se incorporaron nuevos componentes al flujo migratorio, que generaron importantes transformaciones tanto de la dinámica migratoria como del perfil sociodemográfico y las pautas de inserción laboral de la población migrante. En efecto, a partir de 1982, aumentó considerablemente la participación de mujeres y niños, a la vez que se incrementó la proporción de migrantes de origen urbano y provenientes de las principales zonas metropolitanas, en especial de Ciudad de México, que a fines de los años ochenta ya aportaba más del 10% del flujo de migrantes indocumentados (López, 1994). Asimismo, el origen del flujo migratorio se amplió con la incorporación de algunas entidades federativas que hasta mediados de la década de 1970 se habían mantenido al margen de la migración internacional (Cornelius, 1990).

Se han producido cambios igualmente significativos en relación con la dinámica de los migrantes en los lugares de destino en los Estados Unidos. Por un lado, la migración que se dirige a zonas urbanas se incrementa significativamente, desplazando en importancia a aquella que se dirige a zonas rurales. En este marco, se torna muy importante la migración a la ciudad de Los Angeles, hacia la cual se dirige gran parte de los mexicanos. Este cambio en las localidades de destino está asociado, a su vez, a un cambio similar en la inserción laboral de los migrantes, que se complementa con un proceso de flexibilización y desregulación en ciertos segmentos del mercado de trabajo en distintas ciudades estadounidenses (Sassen, 1998, Zolniski, 1998; Fernández-Kelly, 1991). Hacia fines de los años ochenta la actividad agrícola no parecía ser ya la principal actividad económica de los migrantes, quienes prefirieron insertarse productivamente en diversas actividades económicas de carácter más bien urbano (servicio doméstico, de mantenimiento, construcción, restaurantes, etc.) (Papail y Arroyo, 1996; Sassen y Smith, 1992).

En este contexto, el cambio más significativo de la dinámica de la migración es la creciente importancia social, económica y demográfica que asume el proceso de asentamiento de población mexicana. Al creciente flujo migratorio de carácter circular y temporal se agrega un flujo no menos importante de mexicanos que tienden a establecer su residencia en forma estable y permanente en diversas ciudades y pueblos rurales de los Estados Unidos (Alarcón, 1995; Cornelius, 1992; Chávez, 1988).

En efecto, hasta 1970 la migración permanente incluía menos de 45 000 personas cada año. A partir de ese año, en cambio, este componente

del proceso migratorio inició una fase de ascenso sostenido, a ritmos crecientes, y que se consolidó en la década de 1990. Entre 1970 y 1980, por ejemplo, el saldo neto anual ascendió a más de 110 000 personas, cifra que se elevó a más de 220 000 en el decenio siguiente y a 450 000 en la primera mitad de los años noventa (véase el cuadro 1). En esta forma, sólo en los últimos 16 años (1980-1996) el número de mexicanos que se han asentado en los Estados Unidos duplica con creces las cifras correspondientes a las tres décadas anteriores (1950-1980).

Por otra parte, en 1950 y 1960 los migrantes mexicanos residentes en los Estados Unidos representaban menos del 2% de la población mexicana. En 1990, en cambio, esta proporción se incrementó al 5.5% y a casi un 8% en 1996. Esas cifras indican el gran peso relativo que ha ido adquiriendo este proceso de asentamiento de la población migrante de origen mexicano en dicho país en los últimos lustros. De acuerdo con estimaciones recientes (véase el cuadro 1), se calcula que cerca de 7.2 millones de mexicanos son residentes permanentes en los Estados Unidos, cifra que es superior a la población de cualquier entidad federativa mexicana, con excepción del Distrito Federal y el estado de México. Asimismo, se estima que un tercio de estos residentes (2.3 millones de individuos, aproximadamente) corresponde a migrantes indocumentados (Binational Study, 1997).

Cuadro 1

**POBLACIÓN MEXICANA RESIDENTE
EN LOS ESTADOS UNIDOS, 1950-1996**

Año	Población mexicana en los Estados Unidos (miles)	Porcentaje sobre población mexicana total	Incremento promedio anual (miles)
1950	391	1.7	—
1960	620	1.8	22.9
1970	1 074	2.2	45.4
1980	2 212	3.2	112.2
1990	4 460	5.5	224.8
1996	7 150	7.8	448.3

Fuente: Años 1950, 1960 y 1970: Alene Gelbard y Marion Carter, "Characteristics of the Mexican-Origin Population in the United States", Coloquio "Las Contribuciones de la Inmigración Mexicana a la Sociedad de Estados Unidos", México, D.F., Consejo Nacional de Población, Instituto Nacional de Migración e Instituto Matías Romero, 24 de enero de 1997. Años 1980 y 1990; Bureau of the Census, *The Hispanic Population in the United States*, Current Population Reports, Population Characteristics, Series P-20, N° 455, Dirección de Economía y Estadística, Departamento de Comercio, 1991; año 1996: Binational Study, *Migration Between Mexico and United States*, Comisión Binacional para el Estudio de la Migración México-Estados Unidos, 1997.

Sin duda, la ley de amnistía de 1986 (*Immigration Reform and Control Act* (IRCA)) dio un gran impulso a este proceso de asentamiento, por cuanto permitió que más de 2 millones de mexicanos legalizaran, entre 1987 y 1991, su condición de residencia y trabajo en los Estados Unidos, a los que se agrega otro millón de trabajadores mexicanos que fueron beneficiados por el programa de trabajadores agrícolas estacionales (*Seasonal Agriculture Workers* (SAW)), que también formó parte del proceso de amnistía y que les daba autorización legal para trabajos y estancias temporales en dicho país (Verduzco, 1995; Bean, Edmonton y Passel, 1990). Por otra parte, la ley de amnistía también contemplaba la posibilidad de autorizar posteriormente la inmigración legal de familiares directos de aquellos trabajadores que hubiesen sido beneficiados por ella.

Las llamadas redes sociales y familiares también resultan de particular importancia en el proceso de asentamiento de la población migrante. De hecho, éstas funcionan como mecanismo de protección y solidaridad, que facilita no sólo la inserción laboral de los migrantes, sino también la generación de prácticas familiares y sociales que permiten la reproducción de una identidad cultural y social (Massey y otros, 1987; Durand, 1994). En este marco, con el proceso de asentamiento emerge un conjunto de problemáticas sociales, culturales y familiares que se suman a las ya tradicionales cuestiones de discriminación laboral y que, en conjunto, reconfiguran la cuestión migratoria en el decenio de 1990. Así, podemos señalar los diversos problemas de discriminación y segregación derivados de la forma de integración (que no corresponde a asimilación) de la población de origen mexicano en la sociedad estadounidense, y que se expresan, entre otros aspectos, en el actual ambiente de rechazo del inmigrante que prevalece en diversos segmentos de la sociedad (Espenshade y Hempstead, 1996).

Lo anterior no significa, sin embargo, que la migración circular haya disminuído ni menos que haya dejado de ser relevante. Por el contrario, de acuerdo con cifras obtenidas de la Encuesta sobre Migración en la Frontera Norte (EMIF), la migración de tipo circular abarcó a principios de los años noventa un universo de aproximadamente 800 000 personas anualmente (Bustamante y otros, 1994). Asimismo, Donato, Durand y Massey (1992) muestran que la ley de amnistía no detuvo ni frenó el flujo migratorio de indocumentados; más bien, las cifras demuestran que la probabilidad de hacer un primer viaje sin documentos es igualmente elevada, tanto antes como después de la entrada en vigor de dicha ley. Asimismo, indican que la probabilidad de hacer viajes adicionales es

cercana a la unidad, lo que denota que una vez que las personas empiezan a migrar, muy probablemente continuarán haciéndolo. De esta manera, la continuidad y la permanencia de una migración indocumentada de carácter circular y temporal no habrían sido afectadas por esa ley.

En este contexto se postula que, a partir de los años ochenta, la dinámica migratoria muestra mayor complejidad y diversidad que en décadas anteriores, y que su aspecto fundamental corresponde precisamente a la conjunción de dos componentes migratorios diferentes, que abarcan grupos demográficos distintos y muestran patrones migratorios y laborales diferenciados. Por un lado, el flujo migratorio de tipo circular, que alterna estancias a ambos lados de la frontera en una dinámica de desplazamientos recurrentes y, por el otro, un contingente de migrantes que –al amparo del proceso de legalización y apoyándose en redes sociales y familiares– tiende a establecer su residencia permanente en los Estados Unidos.

Así, al comparar la composición por sexo de cada uno de estos flujos se observa una importante diferencia. Mientras en la migración circular hay un marcado predominio masculino, la migración de tipo permanente muestra una composición por sexo algo más equilibrada. En el primer caso, el índice de masculinidad denota una relación que va de 4 a 10 hombres por cada mujer, dependiendo de la fuente de información,² mientras que en el segundo caso tal relación varía de uno a dos hombres por cada mujer, también dependiendo de la fuente de información (Delaunay, 1997).

En síntesis, se trata de dos *modalidades* migratorias claramente diferenciadas. Por una parte, quienes optan por un desplazamiento temporal y circular, alternando estancias en México y los Estados Unidos, y por la otra, quienes tienden a asentarse en forma permanente en este último país, pero sin cortar por ello sus vínculos culturales, familiares y económicos

2 En la EMIF, la relación es de 10 hombres por cada mujer, cifra que disminuye a 4 hombres por mujer en la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID). Estas diferencias obedecen a que la frecuencia y periodicidad de los desplazamientos de las mujeres –aun de aquellas que establecen un patrón de migraciones circulares– son menores que las de los hombres (Canales, 1999). En esta forma, cuando se usa un instrumento de medición centrado en los desplazamientos (los desplazamientos, la migración), como la EMIF, se tiene una mejor cobertura de quienes más se desplazan, en este caso los hombres. En cambio, en una encuesta de hogares como la ENADID, la observación se centra en los individuos (la población, los migrantes), lo que permite captar mejor la presencia de las mujeres, quienes tienen un menor nivel de movilidad que los hombres.

con sus localidades de origen en México (Massey y otros, 1987).³ Se considera relevante esta distinción entre las dos modalidades migratorias pues permite entender la diversidad y complejidad de la situación por la que atraviesa el proceso migratorio en la actualidad. Se trata de dos poblaciones con perfiles demográficos diferentes, que además se ven inmersas en distintas problemáticas sociales, culturales, económicas y políticas.

Ahora bien, y tomando en cuenta lo anterior, se presenta a continuación un análisis comparativo en función de las principales diferencias sociodemográficas entre ambos componentes del proceso migratorio. El objetivo es determinar, sobre la base de modelos logísticos, los factores demográficos que pueden asociarse al proceso de asentamiento de la población mexicana en los Estados Unidos, en contraposición con aquellos que parecen más asociados al proceso de circularidad migratoria y que conllevan un retorno periódico de los migrantes mexicanos a sus localidades de origen.

Para ello se usará la información que proporciona la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica de 1997 (ENADID), la que contiene un módulo sobre migración internacional para recabar informaciones en cada hogar respecto de las personas que migraron a los Estados Unidos entre enero de 1992 y noviembre de 1997, fecha del levantamiento de la encuesta. Se obtuvo sobre estos individuos información sociodemográfica básica: sexo, edad, relación de parentesco con el jefe de hogar, entidad y tipo de localidad de residencia antes de migrar, residencia actual –México o los Estados Unidos–, frecuencia migratoria, fecha de emigración y fecha de retorno, entre otros datos. sobre la base de esta información, los migrantes fueron agrupados en dos categorías. Por una parte, quienes regresaron a México y por tanto han configurado una migración de tipo circular, y por la otra, quienes participan del proceso de asentamiento estableciendo su residencia en los Estados Unidos. Para cada categoría (migrantes circulares y migrantes asentados) la ENADID ofrece información sobre sus principales características demográficas, lo que permite realizar un análisis comparativo.⁴

3 Diversos autores se refieren a este proceso como la formación de *comunidades transnacionales*, dado que las relaciones y redes sociales y familiares trascienden las fronteras nacionales, articulando directamente localidades de origen y destino. Sobre este punto véase Alarcón, 1995; Kearney y Nagengast, 1989.

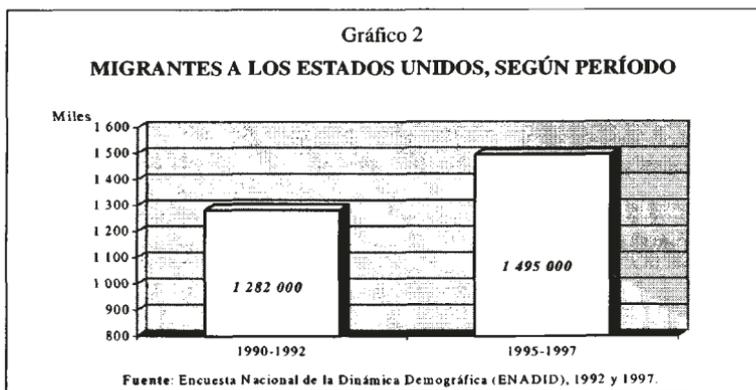
4 Cabe señalar que la ENADID es una encuesta de hogares, y como tal, presenta distintas limitaciones y sesgos para medir la migración internacional; por ejemplo, no permite captar las familias que han migrado, o que las respuestas no hayan sido dadas por el migrante. No obstante estas limitaciones, hemos optado por esta base de datos porque es la única que proporciona información a nivel nacional de migrantes que aún permanecen en los Estados Unidos, así como de quienes han retornado a sus comunidades de origen.

II. CARACTERÍSTICAS DEMOGRÁFICAS DEL ASENTAMIENTO Y LA CIRCULARIDAD EN LA MIGRACIÓN MÉXICO-ESTADOS UNIDOS

Según datos proporcionados por la ENADID levantada en 1997, más de 2.12 millones de mexicanos migraron al menos una vez a los Estados Unidos entre enero de 1992 y noviembre de 1997. De este total, prácticamente tres cuartas partes corresponden a hombres, con un índice de masculinidad de 308 hombres por cada 100 mujeres. Esta relación de masculinidad es prácticamente la misma que se obtuvo en la ENADID levantada en 1992.

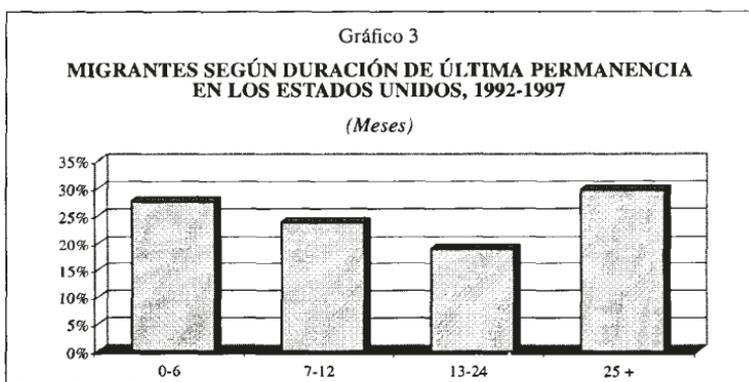
Del total de migrantes, 1.5 millones migraron entre enero de 1995 y noviembre de 1997, cifra que representa un crecimiento de más del 16% respecto de la migración señalada por la ENADID de 1992 para el período 1990-1992 (véase el gráfico 2). Diversos factores parecen conjugarse para explicar este incremento. Por una parte, la crisis económica que ha afectado a México a partir del ya famoso "error de diciembre" de 1994 creó un contexto favorable a la emigración a los Estados Unidos. Además, la reactivación de la economía estadounidense, que en los años noventa tuvo un crecimiento mayor que el de la década anterior, generó una mayor capacidad de absorción de mano de obra migrante, especialmente en empleos de baja calificación, inestables y con alta precariedad. Finalmente, también es probable que aún se sienta con cierta fuerza el efecto de la ley de amnistía (IRCA), particularmente en lo que se refiere a la inmigración legal de familiares de trabajadores que fueron amnistiados entre 1987 y 1992.

Por otra parte, un 68% de los migrantes realizó sólo un viaje a los Estados Unidos, mientras que el 32% restante efectuó en promedio 3.6



desplazamientos en los seis años previos al levantamiento de la encuesta. Este 32% corresponde a migrantes recurrentes, quienes totalizaron 2.4 millones de desplazamientos migratorios en esos seis años. Esto significa que, en promedio, cada uno de estos migrantes habría realizado un viaje cada 20 meses aproximadamente.⁵ Estas cifras ilustran en cierta forma la tesis previamente expuesta, según la cual en la migración a los Estados Unidos se diferencian dos grandes componentes demográficos: quienes en forma recurrente realizan desplazamientos circulares de ida y vuelta y quienes optan más bien por desplazamientos únicos y que establecen una residencia estable a uno u otro lado de la frontera.

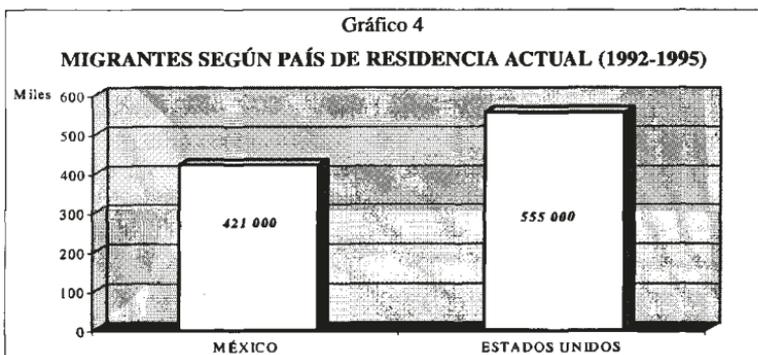
En relación con la duración de la estancia en los Estados Unidos, se observa una interesante polarización. Mientras la duración de la estancia del 27% de los migrantes fue inferior a seis meses y la de otro 23% inferior a un año, la permanencia en dicho país de casi el 30% de los migrantes fue de dos o más años, en tanto que muchos de ellos aún siguen allí (véase el gráfico 3). Estas cifras refuerzan lo ya señalado en el sentido de que se han configurado dos modalidades migratorias diferentes, la de quienes migran en forma recurrente, alternando estancias de relativa corta duración en ambos lados de la frontera y, la de quienes migran en forma más estable y permanente, y tienden a establecer su residencia habitual en los Estados Unidos.



Fuente: Cálculos propios sobre la base de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID), 1997.

5 Resulta interesante comprobar que si se mide la migración en términos de su flujo, esto es, del número de desplazamientos, se obtiene una cifra significativamente superior a cuando se mide el mismo fenómeno en función del número de personas involucradas en dichos desplazamientos.

Ahora bien, la ENADID contiene una pregunta sobre la residencia actual y otra sobre la fecha del regreso a México. Es muy probable que una alta proporción de las personas que migraron en los dos años previos al levantamiento de la encuesta residan todavía en los Estados Unidos, aun cuando tengan intención de regresar en el corto plazo a sus comunidades de origen en México. Ante esto, se decidió excluir a estos migrantes del análisis, para evitar los sesgos y distorsiones que su errónea clasificación pudiera generar. En tal sentido, se seleccionaron únicamente aquellos individuos que migraron entre enero de 1992 y diciembre de 1995. Éstos suman poco menos de un millón de migrantes, de los cuales el 57% tenía en noviembre de 1997 dos o más años de residencia en los Estados Unidos, mientras que el 43% restante había regresado a sus lugares de origen (véase el gráfico 4). Sin duda, los primeros corresponden a migrantes que han establecido su residencia habitual en forma estable y permanente en los Estados Unidos, mientras que los segundos parecen configurar el componente circular y recurrente de la migración a dicho país.



Fuente: Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID), 1997.

En este artículo se plantea que ambos componentes de la migración (*migración circular y asentamiento*) configuran dos subpoblaciones demográficamente diferentes, las que definen, a su vez, dos *modalidades* migratorias también diferentes. Una primera aproximación puede hacerse a partir de un análisis descriptivo que indica la estructura demográfica de cada componente migratorio.

En primer lugar, tanto entre los que regresan a México como entre los que se quedan en los Estados Unidos se observa una mayor proporción de hombres, lo que no hace sino reflejar la mayor participación de la

población masculina en la migración en su conjunto. No obstante, esta relación de masculinidad es significativamente menor en el caso de quienes tienden a asentarse en los Estados Unidos. En este componente de la migración, el índice de masculinidad es de 205, mientras entre quienes regresan tal relación es casi de 340. Esta diferencia queda reflejada en el hecho de que por cada 100 mujeres que se quedan en los Estados Unidos sólo 53 han decidido regresar a México, relación que en el caso de los hombres es de 87 retornos por cada 100 no retornados (véase el cuadro 2). En otras palabras, la circularidad, expresada en un continuo retorno, tiende a ser más común entre los hombres, mientras que entre las mujeres tiende a ser más común su asentamiento en los Estados Unidos.

En segundo lugar, la estructura etaria de cada componente migratorio muestra una diferenciación aún más marcada. Mientras los que regresan a México constituyen una población preferentemente adulta —compuesta en más de 40% por personas mayores de 30 años—, los que se asientan en los Estados Unidos configuran una población relativamente joven, dentro de la cual 40% corresponde a menores de 20 años. En otras palabras, la composición etaria de uno y otro componente es prácticamente opuesta, lo que se refleja claramente en las diferencias entre las edades promedio. Mientras los migrantes circulares tienen en promedio casi 30 años, los migrantes que se quedan en Estados Unidos tienen en promedio 23 años. Asimismo, el índice de retorno refleja esta diferente composición etaria de cada componente. En tanto que los jóvenes muestran una alta propensión a permanecer con una relación de sólo un retornado por cada dos jóvenes que se quedan, entre los adultos se observa una relación inversa, y la proporción es de casi dos retornados por cada migrante adulto que permanece en los Estados Unidos.

En tercer lugar, estas diferencias resultan aún más significativas cuando se considera la relación de parentesco de los migrantes con el jefe de hogar. En efecto, los migrantes insertos en un flujo circular y recurrente tienden a ser predominantemente jefes de hogar y/o sus esposas (59%) y, en menor medida, sus hijos e hijas (31.6%). Por el contrario, casi el 70% de los que se asientan en forma estable corresponde a “hijos e hijas” del jefe de hogar y apenas el 7% de los asentados corresponde a jefes de hogar y/o sus esposas. En otras palabras, entre los migrantes que son “hijos/hijas” del jefe de hogar se da una alta propensión a permanecer en los Estados Unidos y, de hecho, se observa que por cada migrante “hijo” del jefe de hogar que regresa a México hay tres que deciden permanecer en dicho país. Por el contrario, entre los migrantes que son jefes de hogar y/o sus esposas se da la relación inversa, esto es, que por cada uno de ellos que

decide permanecer en los Estados Unidos, hay más de seis que han regresado a sus localidades de origen.

En cuarto lugar, al considerar la frecuencia migratoria, esto es, la recurrencia de los viajes en el período considerado (1992-1995) se observa también una interesante diferenciación entre ambos componentes migratorios. Aunque en ambos casos tienden a predominar los migrantes que se han desplazado sólo una vez, esta proporción es relativamente más elevada entre quienes establecen su residencia permanente en los Estados Unidos (82% en comparación con 75%). Asimismo, entre los migrantes con mayor frecuencia migratoria se observa también un mayor índice de retorno (102 en comparación con 70). Se puede señalar, entonces, que a mayor frecuencia migratoria parece haber mayor propensión a regresar a México.

En quinto lugar, al considerar el origen rural-urbano de los migrantes, si bien se observa una diferenciación entre una y otra modalidad migratoria, ésta no parece ser tan marcada y significativa como en los casos comentados anteriormente. En efecto, si bien el lugar de procedencia de los migrantes que se asientan en Estados Unidos tiende a ser preferentemente rural las diferencias con respecto a los migrantes circulares no resultan muy significativas. Aun cuando el índice de retorno de los migrantes de origen rural es relativamente menor que el de los migrantes urbanos, las diferencias absolutas son las más bajas entre todas las categorías presentadas anteriormente.

Finalmente, en relación con la región geográfica de origen de los migrantes, se observan también algunas diferencias que merecen señalarse. Por una parte, en ambos componentes tiende a predominar la población proveniente del occidente de México (46% y 43%). Sin embargo, en el caso de los migrantes que regresan a México, la segunda región en importancia corresponde a las entidades del centro del país, mientras que los migrantes que se han asentado en Estados Unidos provienen más bien de la región norte.⁶ Estas diferencias aparecen más nítidamente al considerar el índice de retorno de la migración para cada región. En efecto, mientras la región centro presenta el mayor índice de retorno, las regiones sur y norte muestran los niveles más bajos (un retorno por cada 2.5 no retornos en la primera y un retorno por cada 1.7 no retornos en la segunda).

6 Es probable que esta diferencia tenga su explicación en la mayor cercanía de las entidades de la región norte con las comunidades de destino, lo que hace que el factor distancia sea menos importante cuando se establece la residencia habitual.

Cuadro 2

**CARACTERÍSTICAS SOCIODEMOGRÁFICAS DE LOS MIGRANTES,
SEGÚN PAÍS DE RESIDENCIA**

Variable	Residencia actual			Índice de retorno
	Total	México	Estados Unidos	
Sexo	100	100	100	75.8
Hombre	71.5	77.1	67.3	86.9
Mujer ^a	28.5	22.9	32.7	53.1
Edad	100	100	100	75.8
0-19	32.2	19.5	42.0	35.8
20-24	25.5	21.4	28.6	57.5
25-29	14.8	17.6	12.7	107.2
30 +	27.5	41.5	16.7	192.0
<i>Edad promedio</i>	25.8	29.5	23.0	
Parentesco	100	100	100	75.8
Jefe/esposa ^a	29.6	59.1	7.0	633.1
Hijo	52.5	31.6	68.3	35.1
Otro	18.0	9.3	24.6	28.5
Región	100	100	100	75.8
Norte	21.3	18.5	23.4	60.2
Centro	22.5	27.2	19.0	108.4
Sur	12.1	8.6	14.8	44.3
Occidente ^a	44.1	45.7	42.9	80.8
Localidad	100	100	100	75.8
Rural	37.9	36.4	39.0	70.8
Rural-urbana	30.8	29.6	31.6	71.1
Urbana ^a	31.4	34.0	29.4	87.6
Frecuencia	100	100	100	75.8
Una vez	78.9	75.3	81.7	69.9
Dos o más	21.1	24.7	18.3	101.9
<i>Frecuencia promedio</i>	1.42	1.58	1.29	

Fuente: Cálculos propios, sobre la base de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID), 1997.

^a Indica categoría de referencia para el análisis de regresión logística.

Estos datos confirman que cada componente del proceso migratorio configura un perfil demográfico claramente diferente. Así, mientras la migración circular estaría compuesta principalmente por hombres, adultos, jefes de hogar, originarios de las entidades del centro del país, provenientes de localidades urbanas, y que tienden a mostrar una mayor frecuencia migratoria, la población que se asienta en los Estados Unidos, en cambio, está compuesta principalmente por individuos jóvenes que tienden a ser hijos e hijas del jefe de hogar, muestra una relación más equilibrada entre los sexos, y los migrantes provienen de zonas rurales y de entidades del sur y del norte del país.

III. FACTORES DETERMINANTES DEL ASENTAMIENTO Y LA CIRCULARIDAD MIGRATORIA: ANÁLISIS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA

¿Cuál es el peso específico de cada categoría demográfica en la determinación del perfil de cada componente del proceso migratorio? El análisis anterior indica que las mujeres tienen mayor propensión a quedarse en los Estados Unidos que los hombres, y lo mismo sucede con los hijos/hijas respecto de sus padres. Sin embargo, cabe preguntarse si persisten estas diferencias por sexo al controlar el análisis según la posición del individuo en la estructura familiar. En otras palabras, entre quienes son hijos del jefe de hogar, ¿se reproduce la diferencia por sexo, en el sentido de que las hijas tiendan a quedarse en los Estados Unidos mientras que los hijos regresan?, o por el contrario, ¿tiene la relación de parentesco un peso predominante, en el sentido de que las diferencias por sexo tienden a diluirse al controlar por cada categoría de relación de parentesco?

Algo similar puede plantearse con respecto al peso específico de la variable sexo en relación con las demás variables. En este sentido, vale la pena indagar si las diferencias por sexo se mantienen al considerar simultáneamente las demás características de los individuos, o por el contrario, tienden a diluirse e incluso a presentar signos inversos.

Para responder estos interrogantes se puede recurrir a modelos estadísticos multivariados y particularmente a modelos de regresión logística, que permiten estimar el peso específico de cada categoría, controlando mediante las demás variables incluidas en el modelo. De esta manera, puede estimarse el peso de la variable sexo, controlando por el origen rural-urbano de los migrantes, su posición en la estructura familiar y la edad, por ejemplo. Esto es, si las diferencias que hemos señalado para hombres y mujeres se reproducen y se mantienen para los migrantes urbanos y rurales, para los jóvenes y adultos, para los jefes de hogar y para sus hijos, etc.

En este caso se presentan dos modelos de regresión logística en los que la variable dependiente corresponde a la condición o modalidad migratoria (*asentamiento en contraposición a circularidad*), y las variables independientes a las incluidas en el análisis descriptivo expuesto anteriormente. La diferencia entre ambos modelos es que en el segundo se incluyen, además, dos tipos de interacciones entre las variables independientes, de modo que se pueden estimar con más detalle los efectos específicos de cada categoría demográfica.

En una regresión logística, se aplica a la variable dependiente una transformación logística del siguiente tipo:

$$\ln(p/q)$$

donde:

p = Probabilidad de asentarse en los Estados Unidos

$q = (1 - p)$ = Probabilidad de regresar a México (no asentarse)

Sobre esta base, la ecuación de regresión queda representada en la siguiente forma:

$$\ln(p/q) = B_0 + B_1\text{Sexo} + B_2\text{Edad} + B_3\text{Parentesco} + B_4\text{Región} + B_5\text{Localidad} + B_6\text{Frecuencia}$$

O, lo que es lo mismo,

$$p/q = e^{(B_0 + B_1\text{Sexo} + B_2\text{Edad} + B_3\text{Parentesco} + B_4\text{Región} + B_5\text{Localidad} + B_6\text{Frecuencia})}$$

En este sentido, los parámetros B_i corresponden a estimaciones del efecto de cada variable independiente sobre el logaritmo de la razón de probabilidades de éxito/fracaso (*odds*). En esta forma, el factor $e^{(B_i)}$ correspondería al efecto de la variable i sobre la razón de probabilidades de éxito/fracaso. En consecuencia, un valor positivo de B_i corresponde a un valor de $e^{(B_i)}$ mayor que la unidad, lo que indica que esa categoría en particular tiene un efecto positivo sobre la razón de probabilidades, y por tanto sobre la probabilidad de éxito (asentarse en los Estados Unidos).⁷

En el cuadro 3 se presentan los resultados del primer modelo de regresión logística, que no incluye aún el efecto de las interacciones entre variables independientes sobre la razón de probabilidades. Asimismo, se usó el método *backward*⁸ incluido en el paquete SPSS, el cual permite estimar el modelo de mejor ajuste e indica aquellas variables que no resultan significativas para el modelo y a que su inclusión no tiene un aporte relevante en términos del valor de *Chi* al cuadrado del modelo en cuestión.

7 Para más detalles sobre este método y los modelos de regresión logística, véase Vivanco, 1999 y Jovell, 1995.

8 El método "backward" es un procedimiento para elegir el modelo de mejor ajuste. Este método se inicia con un modelo que incorpora todas las variables incluidas, a partir del cual se eliminan en forma progresiva, una a una, las variables cuyo aporte no es significativo para explicar la variabilidad de la variable dependiente (modalidad migratoria: asentamiento v/s circularidad, en nuestro caso); esa eliminación no reduce en una reducción significativa del valor explicativo del modelo en su conjunto. Esto permite "simplificar" el modelo, pues incluye sólo las variables que tienen un aporte estadísticamente significativo en la explicación de la variable dependiente. En esta forma, el modelo final ofrece un doble análisis. Para más detalles sobre los criterios y procedimientos que ofrece el paquete SPSS en este tipo de modelos, véase Visauta, 1998 y Ferrán, 1996.

Este primer modelo de regresión logística aplicado arroja interesantes resultados. En primer lugar, en el caso de la posición de los migrantes en la estructura familiar, el modelo confirma lo que ya se había señalado previamente en el análisis descriptivo. Esto es, que los hijos e hijas del jefe de hogar tienden a quedarse en los Estados Unidos, mientras que sus padres tienden a retomar a México. Resulta interesante confirmar la solidez estadística de las diferencias entre cada componente de la migración, en términos de que estas diferencias se mantienen aun controlando según otras características de los individuos. O, lo que es lo mismo, que tanto en el caso de hombres como de mujeres ocurre que los “hijos” del jefe de hogar tienden a quedarse, mientras que los migrantes que tienen mayores responsabilidades en la reproducción familiar (“jefes y esposas”) tienden a regresar a México. En efecto, la condición de “hijo” tiene una repercusión positiva sobre la razón de probabilidades de permanecer, incrementándola en 2.6 veces, mientras que en el caso de los “jefes o esposas” esta razón se reduce en casi un 88%.

Cuadro 3

**ASENTAMIENTO FRENTE A CIRCULARIDAD EN LA MIGRACIÓN
MÉXICO-ESTADOS UNIDOS. MODELO DE REGRESIÓN
LOGÍSTICA, EFECTOS PRINCIPALES**

i) Variables incluidas en la ecuación

Variable	B	Error estándar	Exp(B)
Edad	0.0130	0.0046	1.0131
Parentesco			
Hijo	0.9642	0.0629	2.6227
Otro	1.1422	0.0742	3.1335
<i>(Jefe-esposa)</i>	<i>-2.1064</i>	<i>0.0823</i>	<i>0.1217</i>
Región			
Norte	0.0832 ^a	0.0781	1.0868
Centro	-0.2819	0.0772	0.7543
Sur	0.3813	0.0994	1.4642
<i>(Occidente)</i>	<i>-0.1826</i>	<i>0.0643</i>	<i>0.8331</i>
Localidad			
Rural	0.1016 ^a	0.0579	1.1069
Rural-urbana	0.0869 ^a	0.0592	1.0907
<i>(Urbana)</i>	<i>-0.1885</i>	<i>0.0626</i>	<i>0.8283</i>
Constante	-0.1326	0.1334	

ii) Variables no incluidas en la ecuación

Variable	Puntaje	Grado de libertad	Nivel de significancia	R
Sexo (hombres)	0.5448	1	0.4605	0.0000
Frecuencia	0.0034	1	0.9536	0.0000

Fuente: Cálculos propios basados en datos de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID) 1997.

^a Indica que el coeficiente no es significativamente distinto de cero ($p > .05$).

En segundo lugar, el modelo muestra que la variable edad sí juega un papel relevante en cuanto a diferenciar cada componente. De hecho indica que, a mayor edad, mayor es la probabilidad de asentarse en los Estados Unidos. Esta relación contradice, sin embargo, lo que se había señalado anteriormente, es decir, no parecen ser los jóvenes quienes más tienden a quedarse en los Estados Unidos. Lo relevante es que anteriormente se analizaron las diferencias por edad en forma agregada, esto es, sin considerar las diferencias por sexo, parentesco, origen rural, etc., de los migrantes, mientras que en este caso el modelo da un coeficiente que incluye y elimina todas esas distorsiones que aparecen en el análisis directo y descriptivo de los datos. O, lo que es lo mismo, las diferencias por edad registradas anteriormente en realidad ocultaban otras diferencias, que también inciden en el proceso de asentamiento de la población en los Estados Unidos. Es decir, los jóvenes, quienes en primera instancia mostraban una mayor propensión a permanecer en dicho país, corresponden también a migrantes que son “hijos del jefe de hogar” o pertenecen a otras categorías que pudieran expresar esa misma propensión, lo cual distorsiona el efecto real que pudiera atribuírsele a la variable edad. En esta forma, el análisis descriptivo de la sección anterior atribuía a esa variable un efecto sobre la variable dependiente que en realidad no le corresponde y que, si bien los datos parecían indicarlo, eso ocurría porque el mismo carácter descriptivo y bivariado del análisis no permitía indagar sobre relaciones y asociaciones más sólidas y consistentes, creando una falsa ilusión al asignarle a la variable edad un peso que, de acuerdo al modelo, realmente no tiene.

En tercer lugar, en cuanto a la variable región de origen, el modelo logístico también confirma lo señalado anteriormente, es decir, que mientras los migrantes de la región centro tienden a regresar a México, los de la región sur tienden a permanecer en los Estados Unidos. En concreto, el hecho de que sea la región centro el lugar de procedencia reduce en casi un 25% la razón de probabilidades del asentamiento/circularidad, mientras que cuando ese lugar es la región sur la eleva en más de un 45%. Lo relevante es lo que el modelo señala con respecto a las regiones norte y occidente. En el primer caso, el coeficiente específico para esa región resulta no ser significativamente distinto de cero, lo que indica que el hecho de provenir de allí no implica una diferencia en cuanto a la modalidad migratoria por la que optan los individuos. En el segundo caso, en cambio, el modelo indica que los originarios de la región occidente, de alta tradición migratoria, tienden a regresar a sus comunidades de origen, situación que en el análisis descriptivo de la sección anterior no parecía ser tan clara. El modelo indica

que el ser originario de esta región trae aparejada una reducción en 17% de la razón de probabilidades de asentamiento/circularidad.

En cuarto lugar, algo similar ocurre en el caso de la localidad de origen de los migrantes. En particular, resalta el hecho de que provenir de una ciudad sí incrementa la propensión a regresar a México, mientras que el provenir de zonas rurales o rural-urbanas no introduce diferencias significativas en el comportamiento de los migrantes respecto de un asentamiento definitivo o un continuo retorno. En efecto, la razón de probabilidades de éxito/fracaso (asentamiento/circularidad) se reduce en casi 20% cuando el sitio de origen es una localidad de más de 100 mil habitantes.

Ahora bien, otro aspecto relevante del modelo es que indica cuáles variables y categorías no son estadísticamente significativas en términos de su aporte al mejoramiento del ajuste del modelo. Según el método *backward* aplicado, al controlar por el conjunto de variables incluidas en el modelo, las diferencias por sexo observadas previamente se tornan estadísticamente no significativas, lo mismo que las diferencias respecto del nivel de frecuencia migratoria. De hecho, el método muestra que la inclusión de estas dos variables nada aporta en cuanto a capacidad explicativa y predictiva del modelo logístico. Por el contrario, señala que los coeficientes B_i estimados para cada una de estas dos variables no son significativamente distintos de cero, lo que denota que no hay evidencia estadística significativa que permita afirmar, por ejemplo, que la probabilidad de que los hombres permanezcan en los Estados Unidos es menor que la de las mujeres, como tampoco lo inverso.

Esto no significa que no haya diferencias entre hombres y mujeres, pues se ven y existen. Lo que muestra el modelo es que estas diferencias no se deben directamente a una relación de "género", sino a características de otro tipo. Esto es, que las diferencias entre hombres y mujeres consignadas en la sección anterior se explican más bien por otros factores, más relacionados con la edad de los individuos, su posición en la estructura familiar, su origen rural o urbano, o su región de procedencia. El modelo indica que, en igualdad de circunstancias, no habría diferencias entre hombres y mujeres con respecto a sus probabilidades de permanecer en los Estados Unidos o regresar a México. Ahora bien, al decir en igualdad de circunstancias, se alude obviamente a los valores que pueden asumir las demás variables incluidas en el modelo estadístico. Esto es, que las diferencias según sexo registradas en el análisis descriptivo de la sección anterior, en realidad corresponden a una asociación más bien espuria, en términos de atribuir a la variable sexo un factor de diferenciación migratoria que en realidad no le corresponde.

Dicho de otro modo, no es que las mujeres tiendan a quedarse más en los Estados Unidos que los hombres, sino que parecería que hay más

mujeres que hombres de un tipo o categoría demográfica (digamos, jóvenes e hijas del jefe de hogar), categoría demográfica que está asociada a una mayor propensión a permanecer en los Estados Unidos. Esto queda más claro al considerar el efecto conjunto de la variable sexo con algunas de las otras variables demográficas incluidas en el modelo.

En el cuadro 4 se presenta el segundo modelo aplicado, en el cual –además de las variables demográficas incluidas en el primer modelo– se incorporaron dos interacciones, con el propósito de estimar el efecto conjunto de la variable sexo con dos características demográficas: la edad y la relación de parentesco con el jefe de hogar.

Al considerar estas dos interacciones (sexo*edad y sexo*parentesco), los efectos simples de cada variable no deberían sufrir modificaciones significativas, excepto en el caso de las variables incluidas en las interacciones. De hecho, puede observarse que los coeficientes B_i de cada variable mantienen su signo y nivel de significación estadístico.

Ahora bien, lo relevante de este segundo modelo es que permite analizar los efectos conjuntos de las variables consideradas. Al respecto, cabe destacar que la interacción sexo*edad no resulta ser estadísticamente significativa y no genera un aporte importante al ajuste del modelo logístico. Esto indica que la edad no altera las semejanzas en el comportamiento de hombres y mujeres respecto del proceso de asentamiento. O, lo que es lo mismo, que la diferenciación por sexo no parece alterar el efecto de la edad sobre la razón de probabilidades de asentamiento/circularidad. En definitiva, el modelo con interacciones indica que tanto entre los hombres como entre las mujeres se reproduce la asociación positiva de la edad de los individuos con la razón de probabilidades de asentamiento/circularidad.

En cuanto a la segunda interacción (sexo*parentesco) el modelo refuerza la hipótesis que se ha venido manejando, en cuanto a que la posición del migrante en la estructura del hogar es la variable de mayor peso en la determinación de la modalidad migratoria que él asume. En efecto, los datos del modelo indican que, en primer lugar, la interacción sexo*parentesco resulta ser significativa en términos de su aporte para mejorar el ajuste de la regresión logística. Asimismo, muestra las categorías específicas sobre las cuales descansa esta interacción, pues señala que el coeficiente B_i para el caso de los hijos*hombres no es significativamente distinto de cero, lo que indica que en este caso (hijos) no parece haber evidencia estadística que muestre un comportamiento diferenciado entre hombres y mujeres respecto del proceso de asentamiento en los Estados Unidos. En el caso de las demás categorías sí existen diferencias hombre/mujer, que también ilustran las hipótesis que se han venido presentando.

Cuadro 4

**ASENTAMIENTO FRENTE A CIRCULARIDAD EN LA MIGRACIÓN
MÉXICO-ESTADOS UNIDOS. MODELO DE REGRESIÓN
LOGÍSTICA CON INTERACCIONES**

i) Variables incluidas en la ecuación				
Variable	B	Error estándar	Exp(B)	
Edad	0.0130	0.0047	1.0131	
Parentesco				
Hijo	1.0186	0.0694	2.7694	
Otro	1.2644	0.0833	3.5411	
<i>(Jefe-esposa)</i>	-2.2830	0.1000	0.1020	
Región				
Norte	0.0820*	0.0785	1.0855	
Centro	-0.2660	0.0775	0.7665	
Sur	0.3717	0.0993	1.4502	
<i>(Occidente)</i>	-0.1878	0.0645	0.8288	
Localidad				
Rural	0.1022 *	0.0580	1.1076	
Rural-urbana	0.0954 *	0.0594	1.1001	
<i>(Urbana)</i>	-0.1976	0.0629	0.8207	
Parentesco * sexo				
Hijo*hombre	0.0012*	0.0544	1.0012	
Otro*hombre	-0.3240	0.0827	0.7232	
<i>(Jefe*hombre)</i>	0.3238	0.0887	1.3810	
Constante	-0.1875	0.1364		
ii) Variables no incluidas en la ecuación				
Variable	Puntaje	Grado de libertad	Nivel de significancia	R
Sexo	0.0068	1	0.9340	0.0000
Frecuencia	0.0108	1	0.9173	0.0000
Edad*sexo (hombres)	0.0001	1	0.9941	0.0000

Fuente: Cálculos propios basados en datos de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID) 1997.

^a Indica que el coeficiente no es significativamente distinto de cero ($p > .05$).

Según el modelo, la condición de hijo/hija del jefe de hogar tiene un peso específico superior al de otras categorías demográficas en cuanto a la determinación de la modalidad migratoria. Sin embargo, este efecto sobre la razón de probabilidades de asentamiento/circularidad no es estadísticamente diferente entre hombres y mujeres, o lo que es lo mismo, que tanto entre los hombres como entre las mujeres, el efecto del hecho de ser hijo del jefe de hogar es incrementar en casi tres veces dicha razón de probabilidades. El modelo señala, además, que sí existe cierta diferenciación por sexo en el caso de otras categorías de la estructura

familiar. En concreto, entre quienes son “jefes de hogar o sus esposas” sí hay una diferencia en relación con el comportamiento de hombres y mujeres. En este caso, los hombres muestran una mayor propensión a permanecer en los Estados Unidos, mientras que las mujeres tienden a regresar a sus comunidades en México. En efecto, entre quienes son jefes de hogar o sus esposas, la condición de hombre incrementa la razón de probabilidades en casi un 40%.

En conjunto, esto da una idea más concreta y real de quiénes son los migrantes que optan por una u otra modalidad migratoria, y permite además plantear una interesante reflexión. En el caso de los hijos del jefe de hogar, sin duda hay una mayor propensión a quedarse en los Estados Unidos, sin importar si se trata de hombres o de mujeres. Sin embargo, en el caso de los que ocupan otras posiciones en la estructura familiar no sucede lo mismo. Así, por ejemplo, las mujeres que son “jefas o esposas” tienen una mayor propensión a regresar a México que los hombres ubicados en similar posición. Esto resulta interesante, pues indica una categoría específica de migrantes en la cual las diferencias por sexo no son las señaladas ni por las publicaciones especializadas ni por los datos agregados. No obstante, se trata de una categoría de mujeres que tiende a estar ausente del proceso migratorio. De acuerdo con datos de la ENADID de 1997, menos del 4% de los migrantes correspondía a mujeres que eran jefas de hogar o esposas del jefe de hogar. Estas mujeres representaron a su vez, menos del 15% del total de mujeres que migraron a los Estados Unidos entre 1992 y 1997. En el caso de los hombres, en cambio, los jefes de hogar o esposos representaron casi el 30% del total de los migrantes y casi el 40% del total de migrantes hombres.

Esta diferencia refleja lo que se había señalado en la introducción de este trabajo, y permite entender que si a nivel agregado las mujeres muestran una mayor propensión a permanecer en los Estados Unidos, el modelo logístico dice, en cambio, que no hay evidencia estadística para establecer dicha asociación. En efecto, el sesgo que está implícito en el análisis agregado de las cifras es que hay una categoría de mujeres que parece estar ausente de todo el proceso migratorio. Se alude aquí a quienes son esposas o jefas de hogar. De hecho, las mujeres que migran son, en su gran mayoría, hijas del jefe de hogar, a diferencia de los hombres, entre los que existe un mayor equilibrio entre las distintas categorías familiares. De esta manera, cuando en los datos agregados se comparan hombres y mujeres, se hace una comparación sesgada, pues se está tomando, por una parte, el comportamiento de mujeres jóvenes e hijas del jefe de hogar, y por la otra el de hombres de diferentes edades y en distintas posiciones en la estructura

familiar, es decir, se están comparando poblaciones que no son homogéneas, al menos en un aspecto demográfico que resulta relevante y significativo: su asentamiento en los Estados Unidos.⁹

En esta forma, la mayor propensión a asentarse en los Estados Unidos que muestran las mujeres es, en realidad una distorsión que surge del carácter agregado del análisis descriptivo, y se explica porque se trata de un tipo peculiar y específico de mujeres que participan en el proceso migratorio: jóvenes e hijas del jefe de hogar. Cuando para verificar el análisis comparativo se introducen la edad y la posición del individuo en la estructura familiar, se advierte que estas diferencias por sexo prácticamente desaparecen. Así, las mujeres aparecen con mayor propensión a asentarse no por ser mujeres, sino porque corresponden a personas jóvenes y generalmente hijos/hijas del jefe de hogar. Es decir, una característica de la posición en el hogar y de la edad es *trasladada* a la migración bajo la forma de condición femenina, lo cual, obviamente, distorsiona el análisis cuantitativo creando la ilusión de que la diferencia en la modalidad migratoria de los individuos se debe a diferencias de género, cuando en realidad se explica mejor por diferencias etarias y de roles familiares.

IV. CONCLUSIONES

Hasta fines de los años setenta, la migración de mexicanos a los Estados Unidos seguía generalmente un mismo patrón: se trataba de una migración preponderantemente masculina, de jóvenes, solteros, de origen rural, que buscaban trabajo en las zonas agrícolas de ese país, y que en su gran mayoría regresaban posteriormente a sus localidades de origen. Sobre la base de estas características, el proceso migratorio se definía en función del marcado carácter laboral y circular de los desplazamientos.

9 Una explicación alternativa diría que no se trata de que estas mujeres (jefas o esposas del jefe de hogar) estén excluidas del proceso migratorio, sino más bien que no son captadas por las encuestas de hogares en las comunidades de origen. Se trataría de una situación muy peculiar. La migración de estas mujeres coincidiría con la migración de todo el hogar, de modo que es imposible captarla en las citadas encuestas. La hipótesis planteada en este trabajo, sin embargo, es que si bien se da este tipo de situación, no es la regla general. De hecho, se observa más bien lo contrario, esto es, que efectivamente se trata de mujeres que quedan "excluidas" del proceso migratorio. Para ello, basta visitar cualquier comunidad de origen en las épocas de verano, y se percibirá que se trata de comunidades de mujeres, en especial adultas y esposas del jefe de hogar.

Sin embargo, a partir de la crisis de principio del decenio de 1980 se incorporaron nuevos componentes al flujo migratorio. El cambio más significativo en la dinámica migratoria es la creciente importancia que asume el proceso de asentamiento de población migrante en los Estados Unidos. En este sentido, en la década de 1990 dos modalidades migratorias caracterizan y dan cuenta del proceso migratorio: por una parte, la migración circular y, por la otra, los desplazamientos de personas que tienden a establecer una residencia estable y permanente en esa nación.

En este trabajo se ha querido mostrar el peso específico de cada factor sociodemográfico en la caracterización y diferenciación de cada componente en la actual dinámica de la migración de mexicanos a los Estados Unidos. Algunos autores han puesto el énfasis en las diferencias entre sexos, en términos de que la condición de género constituiría probablemente el principal factor sociodemográfico asociado a la configuración del patrón migratorio de uno y otro componente. Así, por ejemplo, Woo (1997) señala que el mayor respeto a la condición de la mujer que parece existir en la sociedad estadounidense, aunado a un mayor número y variedad de opciones laborales extradomésticas, permiten una positiva revalorización de la situación de la mujer. Esto explicaría el hecho de que las mujeres expresen una mayor propensión a establecer una residencia estable y permanente en los Estados Unidos, a diferencia de los hombres, quienes suelen presionar a su familia para retornar a sus localidades de origen en México.

Por su parte, Chávez (1988) resalta el papel relevante de las mujeres en el proceso de asentamiento de comunidades de migrantes en los Estados Unidos, y en especial, el papel de la mujer en la configuración familiar y consolidación de un proceso de asentamiento de la población migrante. En tal sentido, Hondagneu-Sotelo (1994) señala, además, que la migración femenina ha resultado de vital importancia en el proceso de asentamiento, especialmente en cuanto al papel de la mujer en la formación y reproducción del hogar en los lugares de destino, y a través de ello, en la consolidación de redes sociales y familiares que facilitan y promueven el asentamiento de la población mexicana, lo cual reduce los costos económicos de la inmigración y propicia un ambiente cultural y social que permite recrear, desde la cotidianeidad, prácticas de reproducción social y económica de las unidades familiares.¹⁰

10 En este marco, la autora critica el hecho que "gran parte de la literatura o bien ignora el carácter de género sobre el que se construyen estas redes sociales, o simplemente asume como *natural* el predominio de lo masculino en tales redes migratorias" (Hondagneu-Sotelo, 1994, p. 7).

No obstante, la hipótesis planteada en este trabajo es que si bien estas diferencias por sexo existen, no son suficientes para dar cuenta de las diferencias demográficas y migratorias entre ambos componentes del proceso migratorio. De hecho, sobre la base de modelos logísticos se ha mostrado que la variable sexo no tiene un peso significativo en la determinación de una u otra modalidad migratoria y más bien, los modelos permiten sustentar la hipótesis de que la posición del migrante en la estructura familiar es el aspecto de mayor significación y peso en la determinación de la modalidad migratoria. En otras palabras, el hecho de ser hombre no implica tener necesariamente un comportamiento migratorio diferente del de las mujeres. Sin embargo, el ser hijo del jefe de hogar sí implica un comportamiento radicalmente distinto y opuesto con respecto a quienes son jefes o esposas del jefe de hogar.

Ahora bien, el hecho de que la variable sexo no tenga una incidencia significativa en la determinación de la modalidad migratoria específica que asume cada migrante no implica que el género no tenga un peso relevante para entender y explicar los diferentes patrones migratorios. Por el contrario, la tesis expuesta en este trabajo es que la condición de género actúa y tiene un papel importante, pero en una forma indirecta. En concreto, se ha mostrado que en el caso de las mujeres actúa un proceso de *selectividad* migratoria que excluye a un tipo específico de mujeres del proceso migratorio en su conjunto, lo que no parece operar en el caso de los hombres. Esta selectividad de la migración se crea y manifiesta dentro del hogar, pues allí se definen los roles de cada individuo así como sus opciones migratorias y laborales, que son diferentes por sexo, edad y posición en la estructura familiar.

En este sentido, dentro del hogar se produce una diferenciación de género que establece una desigual opción migratoria para las mujeres con respecto a los hombres, en particular para las mujeres adultas y/o que cumplen los roles de "jefas de hogar" o "esposas del jefe de hogar". La pregunta relevante, entonces, no es por qué las mujeres tienen un patrón migratorio diferente del de los hombres, sino por qué determinadas mujeres quedan excluidas del proceso migratorio, situación que no parece darse con igual intensidad y magnitud en el caso de los hombres. De hecho la exclusión de tal categoría de mujeres es lo que genera la distorsión o sesgo en los datos agregados. En el conjunto de las mujeres migrantes tienden a quedar subrepresentadas aquellas que tienen una mayor propensión a establecer un patrón de desplazamientos circulares y recurrentes entre sus comunidades de origen en México y las de destino en los Estados Unidos, situación que no se produce en el caso de los hombres. La mayor presencia

de jóvenes e hijas del jefe de hogar entre las migrantes que entre los migrantes expresa, sin embargo, importantes diferencias de género en términos de las diferentes opciones migratorias.

En este sentido, hay coincidencia con lo señalado por Hondagneu-Sotelo (1994) en cuanto a que efectivamente la condición de género sí constituye un importante factor de diferenciación demográfica entre ambos componentes migratorios. Sin embargo, y a diferencia de otros autores, cabría agregar que la condición de género no influye directamente en la configuración de cada modalidad migratoria sino a través de *mediaciones*, una de las cuales corresponde precisamente al sistema de relaciones familiares. En otras palabras, las diferencias de género con respecto a la modalidad migratoria no se construyen directamente en el proceso migratorio sino que son prefiguradas desde otros espacios sociales y culturales, entre los cuales el hogar y la familia constituyen los de mayor importancia.

Las diferencias por sexo que se manifiestan entre ambas modalidades migratorias tienen una raíz más profunda (en los hogares y otros ámbitos sociales) y que antecede al proceso migratorio. Es en las relaciones familiares donde se construye una diferenciación de género, que se *traslada y transfiere* a la migración bajo la forma de una selectividad migratoria que actúa en contra de la mujer, en particular de la mujer que es esposa y/o jefa de hogar. En ese sentido, las diferencias en las modalidades migratorias expresan también una diferencia de género, que es establecida en la selectividad que se construye dentro de la familia y que antecede a la migración en sí.

BIBLIOGRAFÍA

- Alarcón, Rafael (1995), *Immigrants or Transnational Workers? The Settlement Process among Mexicans in Rural California*, Davis, California, Universidad de California, Instituto de Estudios Rurales de California.
- Bean, Frank, Barry Edmonton y Jeffrey S. Passel (1990), *Undocumented Migration to the United States. IRCA and the Experience of the 1980's*, Santa Monica, California.
- Bustamante, Jorge (1994), "Migración de México a Estados Unidos: un enfoque sociológico", *La migración laboral mexicana a Estados Unidos de América: una perspectiva bilateral desde México*, México, D.F., Secretaría de Relaciones Exteriores.
- (1975), "Espaldas mojadas: materia prima para la expansión del capitalismo", Serie Cuadernos del CES, N° 9, México, D.F., El Colegio de México.
- Bustamante, Jorge, Rodolfo Corona y Jorge Santibáñez (1994), *Encuesta sobre migración en la frontera norte. Síntesis ejecutiva*, Tijuana, B.C., El Colegio de la Frontera Norte, Consejo Nacional de Población y Secretaría del Trabajo y Previsión Social.
- Canales, Alejandro I. (2000), "International migration and labor flexibility in the NAFTA context", *International Social Sciences Journal*, N° 165, Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO).
- (1999), "Periodicidad, estacionalidad, duración y retorno: los distintos tiempos en la migración México-Estados Unidos", *Papeles de población*, año 5, N° 23, Centro de Investigación y Estudios Avanzados en Población, Universidad Autónoma del Estado de México, octubre-diciembre.
- (1996), "Análise da migração laboral internacional: proposta metodológica para o caso México-Estados Unidos", *Migrações internacionais. Herança XX, Agenda XXI*, Neide Lopes Patarra (coord.), São Paulo, Fondo de Población de las Naciones Unidas (FNUAP)-Universidad Estadual de Campinas.
- Castillo, Víctor M. (1995), *Sólo Dios y el norte. Migración a Estados Unidos y desarrollo en una región de Jalisco*, Jalisco, Universidad de Guadalajara.
- Cornelius, Wayne (1992), "From sojourners to settlers: the changing profile of Mexican immigration to the United States", *US-Mexico Relations. Labor Market Interdependence*, Jorge Bustamante, C. Reynolds y R. Hinojosa (comps.), Stanford, California, Stanford University Press.

- _____ (1990), "Los migrantes de la crisis. El nuevo perfil de la migración de mano de obra mexicana a California en los años ochenta", *Población y trabajo en contextos regionales*, Gail Mummert (comp.), Zamora, El Colegio de Michoacán.
- Comisión Binacional para el Estudio de la Migración México-Estados Unidos, Binational Study (1997), *Migration between Mexico and United States*.
- Chávez, Leo (1994), "The power of the imagined community: a logistic analysis of settlement by undocumented Mexicans and Central Americans", *American Anthropologist*, vol. 96, Nº 1.
- _____ (1988), "Settlers and sojourners: the case of Mexicans in the United States", *Human Organization*, vol. 47, Nº 2.
- Delaunay, Daniel (1997), "Los migrantes invisibles", *Taller de medición de la migración internacional*, Jorge Bustamante, Daniel Delaunay y Jorge Santibáñez (coords.), Tijuana, B.C., El Colegio de la Frontera Norte e Instituto francés de investigaciones científicas para el desarrollo en cooperación.
- Donato, Katharine, Jorge Durand y Douglas Massey (1992), "Stemming the tide? Assessing the deterrent effects of the Immigration Reform and Control Act", *Demography*, vol. 29, Nº 2.
- Durand, Jorge (1994), *Más allá de la línea. Patrones migratorios entre México y Estados Unidos*, México, D.F., Consejo Nacional para la Cultura y las Artes.
- Espenshade, Thomas J. y Katherine Hempstead (1996), "Contemporary American attitudes towards U.S. immigration", *International Migration Review*, vol. 30, Nº 2, Nueva York, Center for Migration Studies of New York, Inc.
- Fernández-Kelly, Patricia (1991), *Labor Force Recomposition and Industrial Restructuring in Electronics: Implications for Free Trade*, Conference Paper, Nº 64, Nueva York, Universidad de Columbia.
- Ferrán, Magdalena (1996), *SPSS para Windows. Programación y análisis estadístico*, McGraw Hill.
- Gastelum G., María de los Angeles (1991), *Migración de trabajadores mexicanos indocumentados a los Estados Unidos*, México, D.F., Facultad de Derecho, Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).
- Gelbard, Alene y Marion Carter (1997), "Characteristics of the Mexican-Origin Population in the United States", Coloquio "Las Contribuciones de la Inmigración Mexicana a la Sociedad de Estados Unidos", México, D.F., Consejo Nacional de Población, Instituto Nacional de Migración e Instituto Matías Romero, 24 de enero.
- Hondagneu-Sotelo, Pierrette (1994), *Gender Transitions. Mexican Experiences of Immigration*, University of California Press.
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática) (1997), *Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID) 1997*, México, D.F.
- Jovell, Albert (1995), "Análisis de regresión logística", Cuadernos metodológicos, Nº 15, Madrid, Centro de Investigaciones Sociológicas.

- Kearney, Michael y Carole Nagengast (1989), "Anthropological Perspectives on Transnational Latino Communities in Rural California", Working Paper, N° 3, Davis, California, Universidad de California, Grupo de trabajo sobre los trabajadores agrícolas y la pobreza en las zonas rurales, Instituto de Estudios Rurales de California.
- López, Rafael (1994), "Migración internacional indocumentada de mexicanos de la zona metropolitana de la Ciudad de México a Estados Unidos en la década de los ochenta", Tesis de Maestría en Estudios de Población, Tijuana, B.C., El Colegio de la Frontera Norte.
- Massey, Douglas y otros (1987), *Return to Aztlan. The Social Process of International Migration from Western Mexico*, Berkeley, California, University of California Press.
- Oficina del Censo de los Estados Unidos (1991), *The Hispanic Population in the United States*, Current Population Reports, Population Characteristics, Series P-20, N° 455, Dirección de Economía y Estadística, Departamento de Comercio de los Estados Unidos.
- Papail, Jean y Jesús Arroyo (1996), *Migración mexicana a Estados Unidos y desarrollo regional en Jalisco*, Jalisco, Universidad de Guadalajara.
- Pessar, Patricia (1986), "The role of gender in Dominican settlement in the U.S.", *Women and Change in Latin America*, J. Nash y H. Safa (comps.), Massachusetts, Bergin and Garvey Publishers, Inc.
- Portes, Alejandro y Rubén G. Rumbaut (1996), *Immigrant America. A Portrait*, Berkeley, California, University of California Press.
- Rodríguez, Néstor (1987), "Undocumented Central Americans in Houston: diverse populations", *International Migration Review*, N° 21.
- Rouse, Roger (1991), "Mexican migration and the social space of Postmodernism", *Diaspora*, vol. 1, N° 1.
- Sassen, Saskia (1998), *The Globalization and Its Discontents*, The New Press.
- Sassen, Saskia y Roberto Smith (1992), "Post-industrial growth and economic reorganization: their impact on immigrant employment", *US-Mexico Relations: Labor Market Interdependence*, Jorge Bustamante, C. Reynolds y R. Hinojosa (comps.), Stanford, California, Stanford University Press.
- Smith, Robert (1993), "Los ausentes siempre presentes: the imagining, making and politics of a transnational community between New York City and Tlaxcala, Puebla", *Papers on Latin America*, N° 27, Nueva York, Columbia University Press.
- Verduzco, Gustavo (1995), "La migración mexicana a Estados Unidos: recuento de un proceso histórico", *Estudios sociológicos*, vol. 13, N° 39, México, D.F., El Colegio de México.
- Visauta, Bienvenido (1998), *Análisis estadístico con SPSS para Windows. Estadística multivariante*, McGraw Hill.
- Vivanco, Manuel (1999), *Análisis estadístico multivariable. Teoría y práctica*, Santiago de Chile, Editorial Universitaria.

- Woo Morales, Ofelia (1997), "La migración de las mujeres mexicanas hacia Estados Unidos", Tesis de Doctorado, Guadalajara, Universidad de Guadalajara, Centro de Investigaciones y Estudios Superiores de Antropología Social (CIESAS).
- Zolniski, Christian (1998), "In the Shadow of the Sillicon Valley: Mexican Immigrant Workers in a Low-Income Barrio in San José", Tesis de Doctorado en Antropología, Santa Bárbara, California, Universidad de California.

**ABORDANDO UN PROCESO ENDÓGENO: LA RELACIÓN
ENTRE EL TRABAJO EXTRADOMÉSTICO FEMENINO
Y EL PODER Y AUTONOMÍA DE LAS MUJERES
CASADAS DENTRO DEL HOGAR EN MÉXICO***

Irene Casique

Centro Regional de Investigaciones
Multidisciplinarias (CRIM)
Cuernavaca, México
irene@ correo.crim.unam.mx

RESUMEN

El efecto que la participación de las mujeres en el mercado laboral pueda tener sobre los niveles de poder y autonomía de las mismas en el hogar es un problema complejo de abordar dada la endogeneidad de las variables envueltas en el análisis. Convencionalmente los estudios existentes han evitado cualquier supuesto de causalidad entre estas variables. Sin embargo, algunos métodos econométricos ofrecen una vía alternativa de analizar el problema, disminuyendo los sesgos en la estimación que tendrían lugar, de no emplearse estas técnicas, al usar la actividad económica de la mujer como predictora de su poder y autonomía en el hogar. Este trabajo revisa los nexos entre dichas variables empleando la técnica de "Variable Instrumental". Los datos empleados provienen de la *Encuesta Nacional de Planificación Familiar 1995*. Los resultados sugieren que la actividad laboral de las mujeres tiene un efecto significativo y positivo sobre sus niveles de autonomía pero no modifica significativamente su poder de en el hogar.

* Estudio presentado en la reunión anual de la Asociación Demográfica de los Estados Unidos de América, Los Ángeles, California, Marzo 23 a 25 de 2000

**DEALING WITH AN ENDOGENOUS PROCESS:
THE RELATIONSHIP BETWEEN FEMALE EMPLOYMENT
OUTSIDE OF THE HOME AND THE POWER AND AUTONOMY
OF MARRIED WOMEN WITHIN THE HOME IN MEXICO***

ABSTRACT

The effect that female labour market participation may have on the levels of married women's autonomy and power in the household is a complex problem because of the endogeneity of variables involved in the analysis. Conventional studies have mostly explored the associations between these variables avoiding any causality assumption. However, some econometric methods offer an alternative way to approach the problem that ameliorate the estimation bias that otherwise would occur when modeling a married woman's economic activity as a predictor of her power and autonomy in the household. This work examines the links between Mexican married women's work activities and their levels of power and autonomy within the family, using the "Instrumental Variable" technique. Data for the analysis comes from the Mexican *Encuesta Nacional de Planificación Familiar 1995*. The findings suggest that women's participation in the work force has a significant and positive effect on their levels of autonomy, but little effect on their decision-making power within the household.

* Study presented at the annual meeting of the Population Association of America, Los Angeles, California, 23-25 March 2000.

1. INTRODUCCIÓN

En las últimas cinco décadas, la situación relativa de la mujer mexicana en la sociedad ha experimentado cambios importantes. Se señala con frecuencia que algunos de los factores que facilitaron la incorporación de la mujer mexicana a la fuerza de trabajo fueron: la urbanización acelerada, la expansión industrial, la universalización de la educación, y la disminución de la tasa de fecundidad (García y Oliveira, 1995). Aún las mujeres que tradicionalmente habían estado más excluidas de la fuerza de trabajo —como las mujeres casadas o de más edad— se convirtieron en un segmento importante de la fuerza de trabajo femenina durante los años ochenta y noventa. Por ejemplo, la participación económica de las mexicanas casadas aumentó 62% entre 1976 y 1987 (García y Oliveira, 1994).

La incorporación en masa de la mujer al mercado de trabajo produjo algunos cambios en el papel de la mujer con respecto al ingreso familiar y la adopción de decisiones en el hogar. En una encuesta sobre ingresos realizada en 1988 en un sector de la Ciudad de México (Delegación Xochimilco), se comprobó que en el 30% de los hogares la mujer contribuía con la mayor parte de los ingresos y que en el 44% de los casos contribuía con 25% a 50% de los ingresos totales del hogar (Dávila, 1990). Estos cambios en la participación económica de la mujer podrían estar definiendo una nueva situación, en la que se habría modificado la división tradicional de los roles en el matrimonio y el marido habría dejado de ser el único sostén de la familia.

El tema central del presente estudio es determinar si la participación de la mujer mexicana en la fuerza de trabajo trae aparejados cambios en el poder y la autonomía relativos de aquella en el hogar. En investigaciones anteriores sobre este tema, se ha podido comprobar en alguna medida, que el poder de la esposa se ha fortalecido. Se tuvo la impresión de que las trabajadoras casadas desempeñaban un papel más activo en la adopción de las decisiones con respecto a la asignación de los ingresos de la familia, la planificación familiar, distribución de tareas y responsabilidades de los miembros de la familia y la elección de escuelas para los niños.

Parecería además, que la autonomía de las mujeres empleadas con respecto a sus cónyuges es mayor que la de las no empleadas (Benería y Roldán, 1987; Chant, 1991). El trabajo fuera del hogar puede brindar más autonomía a la mujer casada, porque la expone a nuevas ideas, nuevas actitudes sobre su papel en la familia y le permite obtener ingresos propios (García y Oliveira, 1994; Caldwell, 1979). Ciertos hechos permiten inferir que la participación de la mujer en el mercado laboral le otorga mayor libertad de movimientos (García y Oliveira, 1994).

Al mismo tiempo, algunas investigaciones realizadas en distintos países permitieron demostrar que no todas las mujeres logran que su situación de empleo se traduzca en una mayor autonomía y poder en el hogar (Safilios-Rothschild, 1990 y Sharma, 1990). Las repercusiones del empleo sobre el poder de las esposas parecen estar condicionadas a otras variables como la situación socioeconómica, la necesidad de los ingresos que obtiene la esposa, la ideología de ambos cónyuges y el entorno cultural. En varios estudios se observan diferencias importantes de poder y autonomía de las esposas que trabajan, según su posición socioeconómica. Parecería que el fortalecimiento de la autonomía relativa respecto a sus cónyuges es mayor entre las mujeres de ingresos medios que entre las de bajos ingresos (García y Oliveira, 1994; Benería y Roldán, 1987; De Barbieri, 1984; y Safilios-Rothschild, 1990). Las diferencias responden, posiblemente, a una diferenciación ideológica más acentuada con respecto a los roles adecuados de los hombres y las mujeres, así como a un interés menos evidente de las mujeres pertenecientes a la clase trabajadora con respecto a la igualdad de género (García y Oliveira, 1994).

Las investigaciones sobre este tema en México todavía son incipientes. La mayoría de los estudios existentes se han basado en entrevistas pormenorizadas realizadas a un número reducido de mujeres. Estas investigaciones han contribuido significativamente a determinar la magnitud y el sentido de los cambios relacionados con el empleo de las mujeres casadas, pero la mayoría de ellas no proporciona resultados representativos ni pueden compararse entre sí.

Mediante el presente estudio se procura contribuir al conocimiento de la relación entre el empleo de las mujeres casadas y las estrategias de vida de las familias en México, un terreno mayormente inexplorado y poco comprendido. Su aspecto más novedoso es el análisis de los datos nacionales para estudiar un tema que en México se ha investigado principalmente desde un punto de vista cualitativo y la posibilidad de generalizar las conclusiones de los resultados anteriores. Además, el estudio de los arreglos familiares y su relación con el empleo femenino permitirá una mejor comprensión de la vida de las mujeres mexicanas de hoy y mejorar su situación y la de sus familias.

2. DATOS Y MÉTODOS

Los datos utilizados en el presente estudio provienen de la Encuesta Nacional de Planificación Familiar 1995. Esta fue la primera encuesta nacional mexicana en la que se incluyeron preguntas sobre el poder de la mujer en la familia y sobre la división familiar de los quehaceres domésticos.

La Encuesta de 1995 incluye datos de 19 de los 32 estados mexicanos, pero se concentró fundamentalmente en nueve estados pobres: Chiapas, Guanajuato, Guerrero, Hidalgo, México, Michoacán, Oaxaca, Puebla y Veracruz. La muestra definitiva de los hogares tiene información sobre 55 268 personas, de las cuales 12 720 eran mujeres de entre 15 y 54 años de edad. Las entrevistas correspondientes a este grupo fueron más exhaustivas, utilizándose para ello cuestionarios individuales.

El análisis realizado en el presente estudio se refiere exclusivamente a los nueve estados pobres mencionados, ya que representan el 90 % del tamaño muestral. Además, las muestras de los demás estados son muy pequeñas. Asimismo, limitamos nuestro análisis solamente a las mujeres casadas. Por lo tanto, la muestra de las mujeres casadas encuestadas en los nueve estados más pobres constituye la población del presente estudio, es decir, 7 010 mujeres. En el cuadro 1 se resumen sus características principales. Al excluir a los otros 10 estados, se perdieron 604 casos de mujeres casadas, pero el carácter representativo de los resultados correspondientes a los estados incluidos resultan más evidentes. Para definir a las “mujeres que trabajan” y las “mujeres que no trabajan” se utilizó la información sobre la situación laboral de cada una de ellas durante la semana anterior a la encuesta.

Como indicador del poder de la esposa utilizamos su participación en las decisiones familiares. En la encuesta se incluyeron varias preguntas para determinar quién—el esposo, la esposa o ambos—adopta las decisiones sobre los temas familiares, como cuántos hijos desean tener, qué gastos diarios deben realizarse y en qué momento la pareja tiene relaciones sexuales.

En el presente análisis se aborda una de las dimensiones del poder de la mujer, es decir, su participación en las decisiones familiares, ya que aquel se basa en los datos de una encuesta de gran tamaño que sólo incluye ese indicador de poder. Sin embargo, el proceso de adopción de decisiones se interpreta como parte de un proceso más general referido a las posibilidades de la mujer de acceder a los recursos materiales, intelectuales e ideológicos y ejercer cierto control sobre ellos (Batliwala, 1994).

Cuadro 1

**CARACTERÍSTICAS DE LAS MUJERES CASADAS, DESGLOSADAS
SEGÚN SU PARTICIPACIÓN EN LA FUERZA DE TRABAJO. MÉXICO, 1995**

Características de la esposa	Participación en la fuerza laboral (en porcentaje)		Total (n = 6 999)
	Mujeres inactivas (n = 5 023)	Mujeres activas (n = 1 976)	
Distribución de edades			
15-19	7.1	2.5	5.8
20-29	36.8	27.7	34.3
30-39	30.4	39.7	33.0
40-49	19.5	23.8	20.7
50-54	6.2	6.3	6.2
Total	100.0	100.0	100.0
Edad promedio	32.54	34.88	33.19
Nivel de enseñanza finalizado			
Ninguno	19.5	15.0	18.2
Primario	58.2	49.3	55.8
Secundario	20.9	29.0	23.2
Universitario	1.4	6.5	2.8
Título de MA o Doctorado	0.0	0.2	0.0
Total	100.0	100.0	100.0
Promedio de años de estudio	4.66	5.89	5.0
Estado civil			
Casadas	81.6	82.4	81.8
Cohabitación	18.4	17.6	18.2
Total	100.0	100.0	100.0
Número de hijos			
Ninguno	6.8	5.1	6.3
1 a 2	30.6	31.2	30.8
3 a 4	29.6	31.3	30.1
5 o más	33.0	32.4	32.8
Total	100.0	100.0	100.0
Número promedio de hijos	4.05	3.94	4.0
Zona de residencia			
Rural	65.3	51.2	61.3
Urbana	34.7	48.8	38.7
Total	100.0	100.0	100.0

Fuente: Encuesta Nacional de Planificación Familiar 1995.

En la bibliografía no se encuentra una diferencia precisa entre autonomía y poder. En muchos casos, la primera se define de manera muy similar al segundo. Muchas veces se considera que este es el primer obstáculo para quienes desean comprender claramente ambas dimensiones y las relaciones existentes entre ellas. Sin embargo, no cabe duda de que el poder y la autonomía son conceptos relacionados con dimensiones similares

de la situación de la mujer (Jejeebhoy, 1997) y que, por lo tanto, sea inevitable cierta superposición entre las definiciones y los indicadores.

En el presente trabajo, la autonomía se refiere a la capacidad de la mujer casada para realizar una actividad determinada, sin necesidad de contar con el consentimiento de su cónyuge. En algunos estudios anteriores se señala que en México la obediencia al marido, aunque contradiga la voluntad y las necesidades de la esposa, sigue siendo un fenómeno muy común (Benería y Roldán, 1987 y De Barbieri, 1984). En consecuencia, es dable esperar que exista una proporción elevada de mujeres casadas no autónomas, pero al mismo tiempo cabe suponer que existen ciertas diferencias de autonomía entre las mujeres casadas que trabajan y las que no trabajan.

Para evaluar estas diferencias utilizamos la información derivada de nueve preguntas incluidas en la encuesta, cuyo objeto es determinar si la esposa necesita la autorización de su cónyuge para realizar las actividades siguientes: salir sola, salir con los niños, decidir sobre los gastos cotidianos, visitar amigos, visitar familiares, trabajar, utilizar anticonceptivos y participar en actividades comunitarias.

El presente estudio está dividido en tres secciones. En la primera parte se procede a estimar un índice global de poder de la esposa y el análisis de la relación entre su nivel de poder y algunas variables individuales y de contexto, como su participación en el mercado laboral. En la segunda parte se efectúa un análisis similar pero con respecto a la autonomía, estimando un índice global de autonomía, así como la relación entre la autonomía de la esposa y su actividad laboral y algunas otras variables. Por último, se realiza un nuevo análisis de los resultados obtenidos en las primeras dos secciones aunque utilizando otra metodología, en la que se tiene en cuenta la endogenidad de las variables incluidas en el análisis.

3. EL PODER DE LA MUJER CASADA: EL EMPLEO FEMENINO Y OTROS DETERMINANTES

Entre los factores que pueden afectar el poder de la mujer, el más estudiado y mejor documentado es la influencia de la educación sobre el poder de la mujer en la familia. Este parecería ser el factor que más influye en el empoderamiento de la mujer en distintos ámbitos, aunque su efecto en este sentido depende de cada contexto histórico particular (Barroso y Jacobson, 1997). En cambio, el efecto de la participación de la mujer en el

mercado de trabajo sobre el nivel de poder en las decisiones familiares no resulta tan claro y las opiniones a este respecto están muy divididas.

Los datos obtenidos en estudios anteriores han sido contradictorios y resulta prematuro extraer conclusiones sobre la relación entre el empleo de la mujer y su poder de decisión sobre las cuestiones familiares. Cuando se ha intentado determinar cuál es la relación entre estos dos factores han aparecido nuevos interrogantes: ¿Cómo es posible que se haya encontrado evidencia de que existe una relación entre la participación de la mujer en la fuerza de trabajo y el poder de ésta en algunos casos y en otros no? ¿Qué características de las actividades laborales de la mujer y de su entorno promueven el empoderamiento de la mujer que trabaja? Para lograr una comprensión cabal del problema es imprescindible encontrar una respuesta a estos interrogantes. En el presente estudio se hace hincapié en el primer interrogante para el caso de las mujeres casadas de México, es decir, si es posible demostrarse la existencia de una relación entre la participación de la mujer casada en la fuerza de trabajo (PMFT) y su poder en el proceso de adopción de decisiones.

La Encuesta Nacional de Planificación Familiar 1995 (ENAPLAF 95) comprende cinco variables observadas sobre las dimensiones del poder de la esposa (o del esposo): 1) quién decide cuántos hijos tendrán; 2) quién decide cómo educar a los niños; 3) quién decide sobre los gastos cotidianos; 4) quién decide sobre las visitas a los familiares y amigos; y 5) quién toma las decisiones sobre las relaciones sexuales. Estas variables tienen tres valores posibles: si sólo decide el marido; si lo deciden ambos; y si sólo decide la esposa. Existe una cuarta categoría, que representa el porcentaje de personas a las que la pregunta no corresponde —por ejemplo, si la pregunta se refiere a la educación de los hijos y la persona encuestada no tiene hijos— o de las personas que prefieren no responder. Esta categoría se incluyó en los cuadros de frecuencia pero se eliminó en los análisis factoriales y de regresión.

En esta muestra, se utilizan las estadísticas descriptivas para lograr una primera aproximación sobre la relación entre la participación en la fuerza de trabajo y el poder de la mujer en las decisiones familiares. Pueden observarse ciertas diferencias de poder entre las mujeres que trabajan y las que no lo hacen, pero la magnitud y las características de esas diferencias varían según la naturaleza del proceso de adopción de decisiones de que se trate (véase el cuadro 2). Para los cinco tipos de decisiones examinados, la proporción de esposas que deciden por sí solas es mayor en el grupo de las mujeres activas. Correlativamente, la proporción de esposos casados con mujeres económicamente activas que deciden por sí solos es menor que la

de los casados con mujeres que no trabajan, en los cinco tipos de decisiones mencionados. En realidad, parecería que las diferencias de poder entre las mujeres que trabajan y las que no lo hacen radican más bien en una disminución del porcentaje de hombres que deciden por sí solos que en un aumento del porcentaje de mujeres que deciden por sí solas. Este hecho permite inferir que el proceso de empoderamiento de la mujer no significa que ésta reemplace a su cónyuge en la adopción de decisiones sino, más bien, que la mujer participa en igual medida que aquel en la adopción de decisiones y que en las cuestiones familiares ambos deciden conjuntamente.

Cuadro 2

DISTRIBUCIÓN DEL PODER DE LA MUJER SEGÚN SU PARTICIPACIÓN EN LA FUERZA DE TRABAJO. MÉXICO, 1995

Qué miembro de la pareja adopta las decisiones sobre:	Participación de la mujer en la fuerza de trabajo	
	Inactiva (n = 5 023)	Activa (n = 1 976)
El número de hijos		
Esposo	16.4	11.9
Esposa	5.0	7.4
Ambos	75.3	76.7
No corresponde	3.3	4.0
Total	100.0	100.0
Cómo educar a los hijos		
Esposo	10.1	6.5
Esposa	11.0	11.8
Ambos	74.6	78.0
No corresponde	4.3	3.7
Total	100.0	100.0
Los gastos cotidianos		
Esposo	21.1	14.9
Esposa	15.6	18.1
Ambos	62.9	66.8
No corresponde	0.4	0.2
Total	100.0	100.0
Las visitas a los familiares o amigos		
Esposo	20.3	15.7
Esposa	5.0	6.8
Ambos	72.0	74.6
No corresponde	2.7	2.9
Total	100.0	100.0
El momento en que la pareja tiene relaciones sexuales		
Esposo	24.6	21.7
Esposa	2.2	3.0
Ambos	71.9	74.3
No corresponde	1.3	1.0
Total	100.0	100.0

Fuente: Encuesta Nacional de Planificación Familiar 1995.

El hecho de que el poder de la mujer para tomar decisiones puede diferir según el tema de que se trate ha sido documentado anteriormente (García y Oliveira, 1994). Esto significa que si bien una mujer puede tener mucho poder en algunas dimensiones de la vida familiar –por ejemplo, en las decisiones sobre la educación de los hijos– al mismo tiempo puede tener muy poco poder para decidir cuánto dinero puede gastar en alimentos al día siguiente o si puede visitar a amigos. Esta situación parece indicar que en el estudio sobre el poder de la mujer es preciso identificar las distintas esferas de poder y analizarlas por separado (véase Casique, 1999). Sin embargo, también es útil presentar un examen más general sobre qué –o cuánto– poder tienen esas mujeres y, además, predecir cuál será, en términos generales, el poder de la esposa tomando como base algunas variables individuales, familiares y contextuales. En definitiva, lo que ocurre es que el nivel (o la cuota) de poder de las mujeres que adoptan decisiones por sí solas, las que lo hacen junto con su marido y las mujeres cuyos maridos adoptan las decisiones por sí solos es distinto. Totalizando la información sobre el papel de la mujer en los cinco tipos de decisiones se obtiene un indicador general de su poder en las decisiones familiares.

En la sección siguiente utilizamos métodos de análisis factorial y de regresión por mínimos cuadrados ordinarios. Los primeros nos permiten verificar la forma en que se combinan las cinco dimensiones del poder –o los tipos de decisión– y representan un compendio del poder de la esposa mientras que los segundos nos indican el grado de precisión con que podemos predecir una medida global del poder de la mujer.

3.1 Consistencia de la medida global de poder

En el presente análisis un conjunto de cinco variables observadas indica cuál de los miembros de la pareja adopta las decisiones sobre cinco aspectos distintos de la vida familiar. Suponiendo que cada categoría de respuestas representa un nivel distinto de poder de la esposa, se asignó un valor 1 si las decisiones son adoptadas exclusivamente por el esposo; de 2 si las decisiones son adoptadas la pareja en forma conjunta; y de 3 si la esposa adopta las decisiones por sí sola. En el cuadro 3 se indican algunas estadísticas descriptivas de estas variables. La reducción del tamaño de la muestra se debe a la eliminación de los casos para los cuales se carecía de información sobre una o más de todas las variables examinadas.

Cuadro 3

**ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES INCLUIDAS
EN EL ANÁLISIS FACTORIAL**

Variable	Media	Desviación estándar	N
(Qué miembro de la pareja decide sobre:)			
El número de hijos	1.90	0.45	6 298
La educación de los hijos	2.01	0.45	6 298
Los gastos cotidianos	1.97	0.59	6 298
Las visitas a familiares o amigos	1.86	0.48	6 298
Cuándo tener relaciones sexuales	1.79	0.46	6 298

En el cuadro 4 se resumen los resultados del análisis factorial. De las cinco variables observadas, sólo un factor tiene una raíz característica superior a 1. Este factor, denominado poder global, representa el 45% de la varianza total. Los valores indicados en la columna de las comunalidades (cuadro 4) representan la proporción de la varianza de cada variable explicada por el factor común. En este caso, podemos ver que no son demasiado elevados y que para la variable sobre quién decide tener relaciones sexuales el valor de la comunalidad es particularmente reducido. Sin embargo, conforme a estos resultados, es legítimo reducir las cinco dimensiones —o variables— a un único factor y, aún así, explicar buena parte de la varianza total.

Cuadro 4

**ESTADÍSTICAS FINALES UTILIZANDO EL ANÁLISIS
DE LOS COMPONENTES PRINCIPALES**

Variable	Comunalidad	Factor	Raíz característica	Porcentaje de la varianza
(Qué miembro de la pareja decide sobre:)				
El número de hijos	0.465	1	2.253	45.052
La educación de los hijos	0.420			
Los gastos cotidianos	0.466			
Las visitas a familiares o amigos	0.527			
Cuándo tener relaciones sexuales	0.375			

Una vez verificada la legitimidad de agrupar los cinco indicadores de poder de la mujer en una medida global, se estimó un índice global de poder procediendo, sencillamente, a sumar los valores de cada una de las cinco variables sobre el poder de cada mujer para adoptar decisiones. Este índice oscila entre 5 y 15; 5 para las mujeres cuyos maridos adoptan las decisiones por sí solos y 15 para las mujeres que deciden sobre las cinco

variables sin la participación del cónyuge. En el cuadro 5 se muestra la distribución de la muestra con respecto a este índice. El puntaje de la mayoría de las mujeres fue 10, lo que significa que la mayoría declaró que adoptaba las decisiones junto con el marido. Sin embargo, puede observarse que muy pocas mujeres tuvieron un puntaje superior a 11. En otras palabras, el porcentaje de mujeres en la primera cola de la distribución de poder es mayor: el 31% de ellas tiene poco poder mientras que el 16% tuvieron puntajes correspondientes a un nivel de poder elevado.

Cuadro 5

**DISTRIBUCIÓN DEL VALOR DEL ÍNDICE DE PODER
DE LAS MUJERES CASADAS**

Menos poder	Valor del índice	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
	5	312	5.0	5.0
	6	122	1.9	6.9
	7	256	4.1	11.0
	8	452	7.2	18.1
	9	805	12.8	30.9
	10	3 364	53.4	84.3
	11	613	9.7	94.1
	12	224	3.6	97.6
	13	92	1.5	99.1
	14	32	0.5	99.6
	15	26	0.4	100.0
Más poder	Total	6 298	100.0	

3.2 Predicción del poder global de la esposa

Para predecir el poder global de las mujeres estimamos una regresión por mínimos cuadrados ordinarios, utilizando como variable dependiente el índice aditivo de poder global. Se usó este índice como variable dependiente, en lugar de la variable factorial creada mediante el análisis factorial, porque es más fácil interpretar la significación de los valores del índice de poder global. Los resultados de esta regresión son exactamente iguales a los obtenidos utilizando la variable factorial como variable dependiente.

Como puede verse en el cuadro 6, la edad y el nivel de educación de la esposa, el nivel de educación del esposo, la participación de la esposa en la fuerza de trabajo y el hecho de que aquella esté casada por segunda vez parecen tener una relación directa y significativa con el poder global de la cónyuge. Los factores que más inciden sobre la cuota de poder son el

nivel de educación y la edad de la esposa. El hecho de residir en zonas rurales y el número de hijos tienen un efecto negativo sobre el poder de la mujer casada. En este análisis, la edad del marido y los años de matrimonio no tienen efectos estadísticamente comprobables sobre el poder de la cónyuge.

Cuadro 6

**REGRESIÓN LINEAL DEL ÍNDICE GLOBAL DE PODER DESGLOSADO
SEGÚN ALGUNAS CARACTERÍSTICAS (SE INCLUYEN
LOS COEFICIENTES ESTANDARIZADOS)**

Variables independientes	Beta	t	Significación
Edad de la esposa	0.080	2.486	*
Edad del esposo	-0.009	-0.332	
Años de educación de la esposa	0.150	8.468	***
Años de educación del esposo	0.076	4.414	***
Número de hijos	-0.040	-2.101	*
Años de matrimonio	0.046	1.434	
Segundo matrimonio	0.068	5.036	***
Zonas rurales	-0.057	-4.274	***
La esposa trabaja	0.033	2.061	**
Participación			
Constante		66.758	***

Variable dependiente: índice de poder

$R^2 = 0.062$

N = 6 135

* $p < 0.05$

** $p < 0.01$

*** $p < 0.001$

4. AUTONOMÍA DE LAS MUJERES CASADAS: EMPLEO FEMENINO Y OTROS DETERMINANTES

Se ha señalado que la participación de la mujer en el mercado de trabajo ha sido un vehículo para promover su autonomía pero que este efecto no es siempre evidente y está muy condicionado por varios factores, como la necesidad de los ingresos generados por la esposa, la ideología de ambos cónyuges y el contexto cultural (Ferre, 1984 y Sharma, 1990).

Las nueve variables observables de la ENAPLAF 95, identificadas como dimensiones de la autonomía de la mujer, derivan de las nueve preguntas incluidas en la encuesta y cuyo objeto es determinar si la esposa necesita la autorización de su cónyuge para realizar las actividades siguientes: 1) salir sola; 2) salir con los niños; 3) realizar los gastos

cotidianos; 4) visitar amigos; 5) visitar familiares; 6) trabajar; 7) estudiar, 8) utilizar anticonceptivos; y 9) participar en actividades comunitarias. Todas estas variables pueden adoptar dos valores posibles: 1 si la mujer solicita la autorización del cónyuge y 0 si la mujer no la solicita. La hipótesis implícita es que las mujeres que no requieren la autorización de su marido para realizar una actividad determinada son autónomas en esa dimensión, mientras que las que requieren autorización no lo son.

De hecho, cabe una tercera respuesta a cada una de estas preguntas, a saber: “no corresponde” (o no contesta). Estos casos se incluyeron en los cuadros correspondientes a las estadísticas descriptivas pero se eliminaron en el análisis de las regresiones.

Las primeras indicaciones sobre la autonomía de las mujeres y las eventuales diferencias con respecto a esta característica, determinadas por la situación laboral de la mujer, se incluyen en el cuadro 7. La proporción de mujeres que requieren la autorización de su cónyuge para realizar una actividad determinada es mayor en el grupo de mujeres que no trabajan (inactivas) que en el de las mujeres que integran la fuerza de trabajo (activas). Las diferencias más amplias entre las mujeres activas e inactivas se observan en relación con su autonomía para decidir sobre los gastos cotidianos y para participar en las actividades comunitarias.

En general, el nivel de autonomía de las mujeres parece ser muy bajo teniendo en cuenta que, para la mayoría de las actividades, entre el 60% y el 70% de las mujeres que no trabajan y entre el 50% y el 60% de las mujeres que trabajan piden la autorización de sus cónyuges. La autonomía de las esposas con respecto al trabajo, el estudio y el uso de anticonceptivos deben examinarse de otra manera porque para esas actividades la respuesta en un gran porcentaje de casos fue “no corresponde”, o sea, que después de casarse, la mujer encuestada nunca trabajó, estudió o utilizó anticonceptivos. Si omitimos las respuestas de este grupo a las tres preguntas mencionadas, la proporción de mujeres que piden autorización a sus maridos es tan alta como para el resto de las actividades.

En un estudio anterior sobre la autonomía de las mujeres casadas mexicanas de la Ciudad de México se informó que los niveles de autonomía eran mayores –aproximadamente 85% para las mujeres de ingresos medianos y 44% para las de bajos ingresos (García y Oliveira, 1994)– que para la muestra sobre la que hemos informado. Sin embargo, el hecho de que en nuestra muestra predominen las zonas rurales (60% de los casos) explicaría porqué el porcentaje de mujeres autónomas obtenido es menor.

Cuadro 7

**DISTRIBUCIÓN DE LA AUTONOMÍA DE LA MUJER DESGLOSADA
SEGÚN SU PARTICIPACIÓN EN LA FUERZA
DE TRABAJO, MÉXICO, 1995**

La esposa pide autorización a su cónyuge para:	Participación en la fuerza de trabajo	
	Inactiva (n = 5 023)	Activa (n = 1 976)
Salir sola		
Sí	78.6	67.5
No	19.9	30.4
N/C	1.5	2.1
Total	100.0	100.0
Salir con los niños		
Sí	70.0	59.9
No	23.4	34.5
N/C	6.6	5.6
Total	100.0	100.0
Los gastos cotidianos		
Sí	63.9	50.2
No	35.2	49.2
N/C	0.9	0.6
Total	100.0	100.0
Visitar amigos		
Sí	61.1	50.2
No	24.3	34.8
N/C	14.6	15.0
Total	100.0	100.0
Visitar familiares		
Sí	70.6	59.3
No	26.5	38.1
N/C	2.9	2.6
Total	100.0	100.0
Trabajar		
Sí	48.8	47.6
No	11.3	46.4
N/C	39.9	6.0
Total	100.0	100.0
Estudiar		
Sí	40.9	33.5
No	11.2	23.4
N/C	47.9	43.1
Total	100.0	100.0
Utilizar anticonceptivos		
Sí	54.7	44.3
No	21.0	32.5
N/C	24.3	23.2
Total	100.0	100.0
Participar en actividades comunitarias		
Sí	72.5	59.7
No	18.6	30.0
N/C	8.9	10.3
Total	100.0	100.0

Fuente: Encuesta Nacional de Planificación Familiar.

Se observan variaciones significativas en la autonomía de la esposa según el tipo de actividad. Parecería que salir sola es la actividad para la que tiene menos autonomía. Este hecho probablemente tiene que ver con el concepto muy arraigado de que el lugar de una mujer decente es su hogar y que nunca debería encontrarse en un lugar o en circunstancias que puedan poner en duda su reputación –y el honor de su cónyuge. Curiosamente, las mujeres respondieron que tenían más autonomía para visitar amigos que familiares.

4.1 Consistencia de las medidas globales de la autonomía

A fin de lograr una percepción global de la magnitud de la autonomía de la mujer casada mexicana, estimamos una medida global de autonomía –denominada índice de autonomía– tomando como base las nueve dimensiones de la autonomía incluidas en la encuesta. Totalizando para cada mujer la información relativa a esta característica en las nueve dimensiones se puede obtener una variable sustitutiva de su nivel global de autonomía con respecto a su cónyuge.

Para verificar la validez de la medida global mencionada, realizamos pruebas de cohesión de las nueve variables utilizando métodos de análisis factorial. En el cuadro 8 se resume la información descriptiva pertinente.

Cuadro 8
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES INCLUIDAS
EN EL ANÁLISIS FACTORIAL

Variable	Media	Desviación estándar	N
(La esposa pide la autorización de su cónyuge para:)			
Salir sola	0.26	0.44	2 928
Salir con los niños	0.31	0.46	2 928
Decidir sobre los gastos cotidianos	0.39	0.49	2 928
Visitar amigos	0.34	0.47	2 928
Visitar familiares	0.33	0.47	2 928
Trabajar	0.26	0.44	2 928
Estudiar	0.26	0.44	2 928
Usar anticonceptivos	0.31	0.46	2 928
Participar en actividades comunitarias	0.25	0.43	2 928

Las medias representarían la proporción de mujeres autónomas con respecto a cada tipo de actividad. El número total de casos se redujo a menos de la mitad (de 7 010 a 2 928) pues, para las nueve variables, se eliminaron los casos para los cuales no había información.

En el cuadro 9 se indican los resultados del análisis factorial. Como puede observarse, hay un factor latente común para las nueve variables observadas de autonomía, con una raíz característica mayor que 1. Este factor de autonomía explica el 65 % de la varianza de las variables. En la columna de las comunalidades podemos observar que más de la mitad de la varianza de cada variable observada es explicada por el factor común. Según estos valores, la autonomía de las esposas para trabajar sería la variable menos explicada por el factor latente y la autonomía para visitar familiares la mejor explicada. De todos modos, los valores de las comunalidades y el porcentaje total de la varianza explicada indican que es apropiado reducir, con fines analíticos, las nueve variables observadas a un factor latente común que denominamos, sencillamente, el factor de autonomía.

Cuadro 9
ESTADÍSTICAS FINALES UTILIZANDO EL ANÁLISIS
DE LOS COMPONENTES PRINCIPALES

Variable (La mujer pide autorización al esposo para:)	Comunalidades	Factor	Rafz caracte- terística	Porcentaje de la varianza
Salir sola	0.666	1	5.821	64.679
Salir con los niños	0.680			
Realizar los gastos cotidianos	0.590			
Visitar amigos	0.684			
Visitar familiares	0.708			
Trabajar	0.568			
Estudiar	0.623			
Usar anticonceptivos	0.606			
Participar en actividades comunitarias	0.697			

Los valores del índice de autonomía oscilan entre 0 y 9, donde 0 representa la situación de una mujer que necesita la autorización de su cónyuge para realizar en las nueve actividades mientras que 9 representa los casos en que aquella no necesita pedir permiso a su esposo para realizar cualquiera de las nueve actividades.

Como puede verse en el cuadro 10, el puntaje de casi la mitad de las mujeres fue 0 y el de las dos terceras partes fue inferior a 3. Esta distribución demuestra que, en general, las mujeres casadas de México tienen muy poca autonomía. No obstante, también cabe resaltar que el puntaje del 12.6% de ellas en el índice de autonomía fue 9.

Cuadro 10

**DISTRIBUCIÓN DEL VALOR DEL ÍNDICE DE AUTONOMÍA
DE LAS MUJERES CASADAS**

Menos autonomía	Valor del índice	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
↓	0	1 327	45.32	45.32
	1	260	8.88	54.20
	2	199	6.80	61.00
	3	176	6.01	67.01
	4	139	4.75	71.76
	5	140	4.78	76.54
	6	134	4.58	81.11
	7	93	3.18	84.29
	8	90	3.07	87.36
	9	370	12.64	100.00
Más autonomía	Total	2 928	100.00	

4.2 Predicción de la autonomía global de las mujeres casadas

A fin de predecir la autonomía global de las mujeres, realizamos una regresión por mínimos cuadrados ordinarios, utilizando como variable dependiente el índice aditivo de autonomía. Utilizando los mismos criterios empleados para predecir el poder global de las mujeres, decidimos utilizar este índice en lugar del factor variable para simplificar la comprensión de los valores obtenidos para la variable dependiente.

Aproximadamente el 24% de la varianza de la autonomía global puede explicarse mediante las variables seleccionadas para realizar la regresión. Como en el caso del poder, la autonomía de la mujer tiene una relación directa y significativa con la edad y el nivel de educación de la esposa, el nivel de educación del esposo y la actividad laboral de la primera. Por el contrario, el número de hijos y el hecho de residir en zonas rurales tienen un efecto negativo sobre la autonomía. El haberse casado por segunda vez, que en el caso del poder resultó una variable predictiva importante, no tuvo efectos estadísticamente significativos sobre la autonomía de la mujer casada. La edad del esposo y los años de matrimonio tampoco resultan variables predictivas importantes en este aspecto.

Cuadro 11

**REGRESIÓN LINEAL DEL ÍNDICE GLOBAL DE AUTONOMÍA
DESGLOSADO SEGÚN ALGUNAS CARACTERÍSTICAS
(SE INCLUYEN LOS COEFICIENTES ESTANDARIZADOS)**

Variables independientes	Beta	t	Significación
Edad de la esposa	0.183	4.329	***
Edad del esposo	-0.042	-1.232	
Años de educación de la esposa	0.216	9.203	***
Años de educación del esposo	0.16	6.898	***
Número de hijos	-0.081	-3.241	**
Años de matrimonio	0.028	0.685	
Segundo matrimonio	0.027	1.504	
Zonas rurales	-0.167	-9.332	***
Participación de la esposa en la fuerza de trabajo	0.093	5.471	***
Constante	-0.053		

Variable dependiente: índice de autonomía

$R^2 = 0.237$

$N = 2\ 868$

* $p < 0.05$

** $p < 0.01$

*** $p < 0.001$

5. CÓMO ABORDAR LA ENDOGENICIDAD DE LA PARTICIPACIÓN DE LA MUJER EN LA FUERZA DE TRABAJO

Los resultados de las regresiones presentadas en las secciones precedentes indican que el poder y la autonomía de la mujer tienen una relación directa y significativa con las actividades laborales de las mujeres casadas. Sin embargo, habida cuenta de que la participación de la mujer en la fuerza de trabajo (PMFT) puede no ser exógena con respecto a la variable dependiente, puede justificarse un análisis más exhaustivo de estos resultados. Lo mismo podría ocurrir con respecto a la autonomía de las mujeres que integran la fuerza de trabajo, pero en primer lugar la atención se centrará en el tema del poder de la mujer.

En la sección 1, el poder de la mujer se estimó mediante la ecuación siguiente:

$$\text{Poder de la mujer} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{PMFT} + \alpha_2 \text{Edad de la mujer} + \alpha_3 \text{Nivel de educación de la mujer} + \alpha_4 \text{Edad del esposo} + \alpha_5 \text{Nivel de educación del esposo} + \alpha_6 \text{Número de hijos} + \alpha_7 \text{Años de matrimonio} + \alpha_8 \text{Segundo matrimonio} \quad [1]$$

Esta ecuación incluye la presencia de la mujer en la fuerza de trabajo como variable predictiva del poder de la mujer. Pero hay motivos para creer que existe cierta interdependencia entre esa participación y su poder en la familia. El hecho de que la mujer esté empleada puede contribuir a aumentar su poder con respecto a la adopción de decisiones en el hogar. Sin embargo, es preciso reconocer que la relación causal puede ser la inversa. Es decir, que el poder de la mujer en el hogar también afecte su situación laboral.

El carácter endógeno de una de las variables predictivas utilizadas para predecir el poder de la mujer introduce una correlación entre la variable independiente y el término de error. En tales circunstancias, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios estaría asignando equivocadamente una parte de la varianza producida por el “término de error” del poder de la mujer a la variable independiente correlacionada con este término que, en este caso, es la participación de la mujer en la fuerza de trabajo. En otras palabras, lo que se estimó como un efecto de esa participación sobre el poder de la mujer podría ser, al menos parcialmente, el efecto de otros factores no incluidos en la regresión. En consecuencia, una estimación más exacta debería tomar en cuenta el carácter endógeno de la participación de la mujer en la fuerza laboral al estimar el poder de ésta. Lo mismo ocurre con la autonomía.

Existen varios métodos econométricos que pueden contribuir a resolver los problemas de sesgo y de inconsistencia en situaciones como esta. El que utilizamos aquí se denomina “variable instrumental”.¹ Esta técnica consiste en obtener una nueva variable independiente –la variable “instrumental”– que puede utilizarse en la ecuación de la regresión en lugar de la variable endógena. Esta sustitución tiene en cuenta las estimaciones consistentes. El problema más importante es poder obtener una variable instrumental apropiada (Kennedy, 1979).

1 Se intentó, sin éxito, utilizar otros dos métodos para abordar la endogenidad de la participación de la mujer en la fuerza laboral. El primero fue un análisis longitudinal, utilizando datos similares reunidos en México un año más tarde a través de la Encuesta de Comunicación en Planificación Familiar 96. Sólo se volvió a entrevistar a un número reducido de mujeres y el breve período transcurrido entre las dos encuestas –y un efecto evidente de la primera entrevista sobre las respuestas de estas mujeres en la segunda– llevaron a concluir que esto no era viable. El segundo método fue un análisis de “cuadrados mínimos en dos etapas”, pero debido a ciertos problemas computacionales del software empleado se obtuvieron valores indeterminados de las pseudo R^2 en algunas regresiones, aunque la mayoría de los resultados fueron esencialmente los mismos que obtuve utilizando la técnica de la “variable instrumental”.

Una buena variable instrumental debería satisfacer dos condiciones: 1) no debe estar correlacionada al mismo tiempo con el término de error; y 2) debe estar correlacionada –preferiblemente, el nivel de correlación debe ser muy elevado– con la variable endógena que reemplaza en la regresión (Kennedy, 1979). Una manera de obtener una buena variable instrumental de la participación de la mujer en la fuerza de trabajo es realizar una regresión reducida que incluya exclusivamente variables exógenas como variables independientes para estimar la participación de la mujer en la fuerza de trabajo. Luego, los valores estimados de la participación (las \hat{Y}) pueden utilizarse como variables instrumentales en la estimación del poder de la mujer. La ecuación reducida de la regresión para estimar la participación de la mujer en la fuerza de trabajo es una ecuación logística polinomial, pues el indicador de la participación es binario: trabaja o no trabaja. En consecuencia, la probabilidad de que una mujer esté empleada se estima mediante la ecuación siguiente:

$$\text{Log } (P/(1-P)) = \alpha + \beta_1 \text{Edad de la mujer} + \beta_2 \text{Edad del marido} + \beta_3 \text{Teléfono} + \beta_4 \text{Servicio postal} + \beta_5 \text{Oficina de registro} + \beta_6 \text{Mercado} + \beta_7 \text{Hospital de la seguridad social} + \beta_8 \text{Número de hijos} + \beta_9 \text{Número de escuelas primarias} + \beta_{10} \text{Número de escuelas secundarias} + \beta_{11} \text{Salario de trabajador rural} + \beta_{12} \text{Actividad principal en la comunidad} + \beta_{13} \text{Actividad secundaria en la comunidad} + \beta_{14} \text{Distancia a la ciudad más cercana con intercambio comercial} \quad [2]$$

Donde:

P = probabilidad de que la mujer participe en el mercado de trabajo.

Todas las variables independientes incluidas en la ecuación 2, con excepción de la edad de la mujer y del marido, son variables correspondientes a la comunidad que, en su conjunto, constituyen una variable sustitutiva del nivel de desarrollo de la comunidad. Se supone que cuanto más abunden los servicios, como el teléfono, el servicio de correos, el mercado, la oficina de registro, los hospitales de la seguridad social y las escuelas, tanto más desarrollada será la comunidad y, por ende, cabe esperar una presencia mayor de la mujer en el mercado laboral.

Por tratarse más bien de características comunitarias que individuales, se garantiza su carácter exógeno. Sólo se dispone de estas variables para las comunidades rurales incluidas en la muestra de la Encuesta Nacional de Planificación Familiar. En consecuencia, esta parte del análisis se limita a las zonas rurales de los nueve estados considerados ($N = 4\ 200$ mujeres casadas).

Además de conformar una variable sustitutiva que representa el nivel de desarrollo de la comunidad, es posible que las variables comunitarias incluidas en la regresión tengan un efecto directo sobre la probabilidad de que una mujer esté empleada.

Como en una comunidad rural las posibilidades de empleo de una mujer son bastante reducidas, partimos de la hipótesis de que las variables que expresan una comunicación más fluida entre la comunidad rural y otras localidades —donde pueden existir otras fuentes de empleo— debería aumentar la probabilidad de que una mujer pueda encontrar trabajo. Se supone que la existencia de servicios telefónicos y postales tendrán un efecto positivo sobre las posibilidades de empleo de la mujer. Asimismo, es dable esperar que cuanto más lejos esté la comunidad rural de la ciudad más cercana y con mayor actividad comercial, tanto menor será la probabilidad de que la mujer pueda trabajar.

La existencia de oficinas de la administración pública, mercados u hospitales de la seguridad social pueden constituir, en sí mismas, fuentes de empleo en la propia comunidad. Suponemos que estos factores también aumentan la probabilidad de que las mujeres puedan ingresar al mercado de trabajo.

El hecho de que haya escuelas —jardines de infantes y escuelas primarias y secundarias— en la comunidad rural genera fuentes importantes de empleo para las mujeres rurales, ya sea en calidad de docentes, empleadas administrativas o de limpieza. Además, son un lugar alternativo donde dejar a los niños para las mujeres que trabajan en otro lado. En consecuencia, suponemos que estas tres variables tendrán un efecto positivo sobre las posibilidades laborales de las mujeres.

Otro determinante de las posibilidades de empleo de las mujeres es el tipo de actividad predominante en la comunidad. Generalmente, la actividad principal de las comunidades rurales es la agricultura. En México, el 86.6% de los productores rurales trabajan en la agricultura campesina —utilizando técnicas tradicionales— dirigida esencialmente al consumo propio (Aranda, 1997). En las últimas dos décadas, y como consecuencia de la profunda crisis económica que ha afectado especialmente a las familias campesinas, se ha ampliado la inserción de las mujeres mexicanas de las zonas rurales en el mercado de trabajo, como trabajadoras remuneradas o por cuenta propia (Aranda, 1997). Aunque su participación en las actividades agrícolas ha crecido significativamente desde principios de los años ochenta, muchas mujeres de las zonas rurales trabajan en actividades distintas a la agricultura. Por este motivo, la posibilidad de que existan actividades secundarias en la región —en el sector del comercio y de los servicios— es un indicador importante de las posibilidades de empleo para la mujer. En

consecuencia, cabe prever que la existencia de actividades secundarias en los sectores mencionados aumentará las oportunidades de empleo femenino.

En el cuadro 12 se indican los resultados de la regresión logística (ecuación 2). Como puede verse, el valor de la pseudo R² es bastante bajo, lo que indica que explica menos del 4% de la varianza de la participación de la mujer en la fuerza de trabajo. El bajo valor de este parámetro puede deberse, en parte, al hecho de que la variable dependiente es una variable ficticia. Pese a todo, los valores de las predicciones obtenidos pueden ser una buena aproximación a la participación de la mujer en la fuerza de trabajo.

Cuadro 12

**REGRESIÓN LOGÍSTICA DE LA PARTICIPACIÓN
DE LA MUJER EN LA FUERZA DE TRABAJO**

VARIABLES INDEPENDIENTES	COEFICIENTE	RAZÓN DE PROBABILIDAD	ERROR ESTÁNDAR
Constante	1.3543**	0.4786	
Edad de la mujer			
Menos de 25 años	-0.3603*	0.6974	0.1399
25 a 34 (referencia)			
35 a 44	0.1288	1.1374	0.1147
45 o más	0.1722	1.1880	0.1635
Edad del esposo			
Menos de 25 años	-0.2518	0.7774	0.1637
25 a 34 (referencia)			
35 a 44	0.2483*	1.2818	0.1146
45 o más	0.0017	1.0017	0.1554
Teléfono (ficticia)	0.0185	1.0185	0.0960
Servicio postal (ficticia)	0.2027	1.2246	0.1114
Oficinas de la administración pública (ficticia)	-0.5595***	0.5715	0.1227
Mercado (ficticia)	-0.6158***	0.5402	0.1439
Hospital de la seguridad social	-0.0157	0.9843	0.1067
Número de jardines de infantes	0.1474	1.1588	0.1220
Número de escuelas primarias	-0.2143	0.8071	0.1173
Número de escuelas secundarias (ficticia)	-0.2820*	0.7543	0.1123
Salario del trabajador rural	-0.0050	0.9950	0.0038
Actividad principal			
Agricultura	0.0681	1.0705	0.1732
Industria (referencia)			
Comercio o servicios	0.0712	1.0737	0.2266
No definida	0.1461	1.1574	0.2324
Actividad secundaria			
Agricultura	0.0251	1.0253	0.0972
Industria (referencia)			
Comercio o servicios	0.3865**	1.4718	0.1212
No definida	0.0494	1.0507	0.1468
Log de la probabilidad	- 2 216.57		
Pseudo R²	0.0335		
N	4 191		
* p < 0.05	** p < 0.01	*** p < 0.001	

Para determinar si la variable instrumental de la PMFT tiene algún efecto sobre el poder de la mujer, se realizó una predicción de este parámetro sustituyendo la PMFT por las \hat{Y} estimadas en la ecuación 1 originaria:

$$\text{Poder de la mujer} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{Y} + \alpha_2 \text{Edad de la mujer} + \alpha_3 \text{Nivel de educación de la mujer} + \alpha_4 \text{Edad del esposo} + \alpha_5 \text{Nivel de educación del esposo} + \alpha_6 \text{Número de hijos} + \alpha_7 \text{Años de matrimonio} + \alpha_8 \text{Segundo matrimonio} \quad [1a]$$

En el cuadro 13 se indican los resultados de esta regresión. Cabe señalar que en este caso la variable instrumental no parece ser una variable predictiva significativa del poder de la mujer. En consecuencia, es preciso concluir que, después de tomar en cuenta el carácter endógeno de la participación de la mujer en la fuerza de trabajo, no existe evidencia suficiente de que una variable de este tipo pueda resultar en un incremento del poder de la mujer en el hogar.

Cuadro 13

REGRESIÓN LINEAL DEL PODER DE LA MUJER

Variables independientes	Coefficiente	Razón de probabilidad	Error estándar
Constante	8.6073	0.1551	***
\hat{Y}	0.8394	0.4720	
Edad de la mujer			
Menos de 25 años	-0.2331	0.1066	
25 a 34 (referencia)			
35 a 44	-0.0374	0.1007	
45 o más	-0.1517	0.1515	
Edad del esposo			
Menos de 25 años	-0.2243	0.1119	*
25 a 34 (referencia)			
35 a 44	-0.0833	0.0966	
45 o más	-0.2324	0.1315	
Nivel de educación de la mujer			
Ninguno	-0.2018	0.0853	*
1 a 3 años (referencia)			
4 a 6 años	0.2561	0.0790	**
7 o más años	0.6560	0.1068	***
Nivel de educación del cónyuge			
Ninguno	-0.3837	0.0940	***
1 a 3 años (referencia)			
4 a 6 años	0.1622	0.0771	*
7 o más años	0.3198	0.0966	**
Número de hijos	-0.0326	0.0151	*
Años de matrimonio	0.0314	0.0069	***
Segundo matrimonio	0.2329	0.1496	

R² = 0.0616

N = 4 200

* p < 0.05

** p < 0.01

*** p < 0.001

Por un lado, esta conclusión no coincide con las de algunos estudios anteriores realizados en México, cuyos resultados parecían indicar que la opinión de las mexicanas que trabajan tiene mucho más peso en las decisiones que afectan la vida familiar (Chant, 1991 y García y Oliveira, 1994). Chant (1991) señala que en los hogares nucleares, la opinión de la mujer que trabaja se tiene más en cuenta en las decisiones referidas a los gastos. García y Oliveira (1994) observaron que las relaciones de poder y de autoridad de las mujeres de clase media que tienen un empleo remunerado son más igualitarias. Sin embargo, es importante recordar que estos estudios se realizaron exclusivamente en las zonas urbanas de México, mientras que el análisis que se realiza en la sección precedente sólo abarca las zonas rurales que integran la muestra de la encuesta. En cambio, los resultados de otro estudio reciente, basado en una encuesta realizada a mujeres mexicanas de las zonas rurales y urbanas, no permiten inferir que la mujer trabajadora casada tenga mayor poder de decisión (Oropesa, 1997).

El efecto del trabajo femenino sobre las decisiones de la mujer en el hogar es muy distinto en las zonas urbanas que en las zonas rurales. En éstas últimas tienen mayor predominancia los patrones culturales de autoridad masculina y subordinación de la mujer y éstas se caracterizan por su pobreza y deficiente nivel de educación (Oropesa, 1997). En este contexto, los resultados del cuadro 13 no permiten deducir que el empleo femenino se traduzca en un fortalecimiento del poder de la mujer en la familia.

Se realizó un análisis similar para examinar la relación entre la variable instrumental de la PMFT y la autonomía de la mujer. Esta variable, que sustituirá a la PMFT en las ecuaciones de regresión correspondientes, es la misma que la estimada para el análisis del poder de la mujer.

En la primera sección se utilizó la ecuación siguiente para predecir la autonomía de las mujeres:

$$\text{Autonomía de la mujer} = \delta_0 + \delta_1 \text{PMFT} + \delta_2 \text{Edad de la mujer} + \delta_3 \text{Nivel de educación de la mujer} + \delta_4 \text{Edad del esposo} + \delta_5 \text{Nivel de educación del esposo} + \delta_6 \text{Número de hijos} + \delta_7 \text{Años de matrimonio} + \delta_8 \text{Segundo matrimonio} \quad [3]$$

Sustituyendo la PMFT por la variable instrumental en la ecuación 3, la ecuación siguiente permite verificar el efecto “real” de la PMFT sobre la autonomía de la mujer.

$$\text{Autonomía de la mujer} = \delta_0 + \delta_1 \hat{Y} + \delta_2 \text{Edad de la mujer} + \delta_3 \text{Nivel de educación de la mujer} + \delta_4 \text{Edad del esposo} + \delta_5 \text{Nivel de educación del esposo} + \delta_6 \text{Número de hijos} + \delta_7 \text{Años de matrimonio} + \delta_8 \text{Segundo matrimonio} \quad [3a]$$

En el cuadro 14 se indican los resultados de esta regresión. La variable instrumental de la PMFT tiene un efecto altamente significativo sobre la autonomía de la mujer. En consecuencia, en este análisis se demuestra que el empleo femenino tiene un efecto significativo y positivo sobre la autonomía. Aunque no existe una correlación muy alta entre la variable instrumental y la PMFT, se comprueba que la varianza de la PMFT, explicada exclusivamente por los factores exógenos, tiene un efecto significativo sobre la varianza de la autonomía de la mujer.

Cuadro 14

REGRESIÓN LINEAL DE LA AUTONOMÍA DE LA MUJER

Variables independientes	Coefficiente	Error estándar	Significancia
Constante	0.0209	0.1844	
$\hat{\psi}$	4.5783	0.5700	***
Edad de la mujer			
Menos de 25 años	-0.0418	0.1267	
25 a 34 (referencia)			
35 a 44	0.1500	0.1196	
45 o más	0.4116	0.1801	*
Edad del esposo			
Menos de 25 años	-0.0409	0.1330	
25 a 34 (referencia)			
35 a 44	-0.0982	0.1148	
45 o más	-0.1941	0.1563	
Nivel de educación de la mujer			
Ninguno	-0.3169	0.1014	**
1 a 3 años (referencia)			
4 a 6 años	0.2593	0.0939	**
7 o más años	1.1423	0.1269	***
Nivel de educación del cónyuge			
Ninguno	0.1125	0.1118	
1 a 3 años (referencia)			
4 a 6 años	0.1769	0.0917	
7 o más años	0.6492	0.1148	***
Número de hijos	-0.0490	0.0179	**
Años de matrimonio	0.0117	0.0082	
Segundo matrimonio	0.2779	0.1778	
R² = 0.1088			
N = 4 200			
* p < 0.05	** p < 0.01	*** p < 0.001	

Estos resultados coinciden con las conclusiones de estudios anteriores realizados sobre la base de un pequeño número de entrevistas exhaustivas llevadas a cabo en la Ciudad de México y en los que se comprobó una autonomía mayor de las esposas empleadas con respecto a las que no trabajan (García y Oliveira, 1994). En su trabajo, estos autores observan

que, con pocas excepciones, en los hogares de las mujeres que trabajan la autoridad masculina está más cuestionada y las mujeres tienen mayor libertad de movimiento (García y Oliveira, 1994).

En consecuencia, tomando como base los resultados expuestos en el cuadro 4, podemos generalizar la validez de las conclusiones anteriores a las zonas rurales mexicanas y afirmar que en ese contexto también se verifica que las trabajadoras tienen comportamientos más autónomos que las mujeres no empleadas con respecto a su libertad de movimientos, la posibilidad de salir solas o con sus hijos, visitar a amigos o familiares y decidir si trabajan.

6. CONCLUSIONES

El análisis realizado en el presente estudio ha puesto de manifiesto que las esposas económicamente activas de México tienen mayores niveles de autonomía que las que no trabajan. Sin embargo, no se ha comprobado que existan diferencias en cuanto a la adopción de decisiones entre las mujeres casadas que trabajan y las que no trabajan.

Teniendo en cuenta que, presumiblemente, existen interconexiones muy estrechas entre el poder y la autonomía de la mujer, cabe preguntarse cómo podrían explicarse la resistencia al cambio del primero de estos aspectos y la flexibilidad del segundo, como efecto de la condición ocupacional de la mujer.

Los cambios registrados en la autonomía de la mujer pueden ser el resultado de las necesidades individuales y de las modificaciones de la vida cotidiana pero no reflejan, necesariamente, cambios en los valores y las creencias. En cambio, las modificaciones que puedan producirse en el poder de la mujer parecen estar más condicionadas por ciertos cambios en los valores y las creencias individuales.

La mujer mexicana se ha incorporado al mercado laboral a raíz de ciertos cambios importantes registrados en las condiciones sociales y económicas actuales. Sin embargo, este proceso no se ha visto acompañado por cambios sustanciales en los valores y las creencias tradicionales, según los cuales el hombre es el proveedor de la familia y la mujer es la responsable de la producción y la reproducción en el hogar. En consecuencia, la evolución observada con respecto a la autonomía de las esposas mexicanas económicamente activas —en términos de una mayor libertad de movimientos— no ha producido, en términos generales, cambios correlativos en las creencias de la mujer sobre su propio papel y, en la

mayoría los casos, ésta no ha cuestionado la desigualdad de la relación entre los cónyuges. Sin embargo, es difícil imaginar que puedan producirse cambios en el equilibrio de poder dentro del matrimonio sin que se produzca algún cuestionamiento de los patrones de poder existentes.

La situación de México es ilustrativa de lo que se ha observado en muchas otras regiones del mundo, es decir, los cambios en la autonomía y el poder de las mujeres están condicionados por el grado de la estratificación de género (Jejeebhoy, 1997). Lo que impide la transformación de las relaciones de poder y de la distribución del trabajo en el hogar mexicano es la persistencia de estos valores patriarcales.

Para concluir, queremos apuntar que el poder y la autonomía de la mujer son dos dimensiones de la situación de la mujer vinculadas intrínsecamente entre sí y que ambos factores pueden responder en forma algo similar a ciertos determinantes macro y micro, como la educación de la mujer y el nivel de estratificación de género del entorno. Pero al mismo tiempo, su grado de respuesta a estos determinantes y el ritmo con que se producen los cambios son distintos. La autonomía de la mujer parece ser una dimensión más flexible y registra cambios más significativos que el poder al aumentar el nivel educativo y las oportunidades laborales de la mujer. Además, los cambios de poder de las mujeres, que permitan establecer una relación más igualitaria entre ésta y su marido, parecen estar vinculados con modificaciones más profundas de los valores y creencias de la gente. No se tiene la impresión de que estas modificaciones sean necesarias para producir cambios en la autonomía femenina.

BIBLIOGRAFÍA

- Aranda Bezaury, Josefina (1997), "Políticas públicas y mujeres campesinas en México", *Mujeres y relaciones de género en la antropología latinoamericana*, Soledad Gonzales Montes (comp.), México, D.F, El Colegio de México y Programa Interdisciplinario de Estudios de la Mujer (PIEM).
- Barroso, Carmen y Jacobson, Jodi L. (1997), "The Policy Agenda for Women's Empowerment in the Next Decade", documento presentado al seminario "La potenciación de la mujer y los procesos demográficos: más allá de El Cairo", Lund, Suecia, 21 al 24 de abril.
- Batliwala, Srilatha (1994), "The meaning of women's empowerment: new concepts from action", *Population Policies Reconsidered. Health, Empowerment and Rights*, Gita Sen, Adrienne Germain y Lincoln Chen (comps.), Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press.
- Benería, Lourdes y M. Roldán (1987), *The Cross Roads of Class and Gender: Industrial Homework, Subcontracting and Household Dynamics in Mexico City*, Chicago, Illinois, University of Chicago Press.
- Caldwell, J.C. (1979), "Education as a factor in mortality decline: an examination of Nigerian data", *Population Studies*, vol. 33, N° 3.
- Casique, Irene (1999), "Power, Autonomy and Division of Labor in Mexican Dual-Earner Families" (Tesis de Doctorado), Austin, Universidad de Texas.
- Chant, Silvia (1991), *Women and Survival in Mexican Cities. Perspectives on Gender, Labour Markets and Low-Income Households*, Manchester y New York, Manchester University Press.
- Dávila Ibáñez, Hilda (1990), "Condiciones de trabajo de la población femenina. El caso de la Delegación Xochimilco", *Trabajo femenino y crisis en México*, Elia Ramírez y Hilda Dávila Ibáñez (comps.), México, D.F., Universidad Autónoma Metropolitana.
- De Barbieri, Teresita (1984), *Mujeres y vida cotidiana*, México, D.F., Fondo de Cultura Económica (FCE) e Instituto de Investigaciones Sociales, Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).
- Ferree, M.M. (1984), "The view from below: women's employment and gender equality in working class families", *Women and the Family: Two Decades of Change*, Beth B. Hess y Marvin B. Sussman (comps.), Nueva York, Haworth Press.

- García, Brígida y Orlandina de Oliveira (1995), "Gender relations in urban-middle class and working class households in Mexico", *Engendering Wealth and Well-Being. Empowerment for Global Change*, Rae Lesser Blumberg y otros (comps.), Boulder-San Francisco-Oxford, Westview Press.
- (1994), *Trabajo femenino y vida familiar en México*, México, D.F., El Colegio de México.
- Jejeebhoy, Shireen J. (1997), "Women's Autonomy in Rural India: its Dimensions, Determinants and the Influence of Context", documento presentado al seminario "La potenciación de la mujer y los procesos demográficos: más allá de El Cairo", Lund, Suecia, 21 al 24 de abril.
- Kennedy, Peter (1979), *A Guide to Econometrics*, primera edición, Cambridge, Massachusetts, MIT Press.
- Oropesa, R.S.(1997). "Development and marital power in Mexico", *Social Forces*, vol. 75, N° 4.
- Safilios-Rothschild, Constantina (1990), "Socio-economic determinants of the outcomes of women's income-generation in developing countries", *Women Employment and the Family in the International Division of Labor*, Stichter y Parpart (comps.), Philadelphia, Temple University Press.
- Sharma, Ursula (1990), "Brides are not for burning: dowry victims in India" (Book Review), *Sociology*, vol. 24, N° 1.

LOS COMPORTAMIENTOS DE SALUD CORRELACIONADOS Y LA TRANSICIÓN DE LA MORTALIDAD EN AMÉRICA LATINA *

Michael J. McQuestion

Centro de Demografía y Ecología
Departamento de Sociología
Universidad de Wisconsin-Madison

RESUMEN

Durante los años ochenta la mortalidad continuó declinando en toda América Latina pese a la caída de 8.9%¹ del ingreso real per cápita, y el uso de los servicios primarios de salud siguió aumentando pese a su costo creciente. Se investigan estos resultados que desafían la intuición mediante el examen de dos comportamientos de salud importantes desde el punto de vista demográfico, la inmunización infantil y la atención materna, en dos países, Colombia y Paraguay. Se procedió a construir conjuntos de datos jerárquicos mediante el cotejo de los datos individuales y familiares de las encuestas de salud y demográficas de 1990 con los datos sobre la tasa de inmunización del ministerio de salud local y datos censales recientes. Se utiliza la proporción de niños mayores en el municipio que tienen cartillas de inmunización y la proporción de aquellos cuyas madres

* Esta investigación fue patrocinada por el National Institute of Child Health and Human Development (Estados Unidos) (HD 07014), la Organización Panamericana de la Salud (HDP/HDR/HSS/RG/USA/1123) y la Fundación Nacional de Ciencias (SBR-9521327). Se contó con el patrocinio adicional del Centro de Demografía y Ecología con fondos otorgados por el National Institute of Child Health and Human Development (HD 05876). Prestaron su apoyo logístico la iniciativa especial de inmunización de la OPS y funcionarios de la OPS en Bogotá, Colombia y Asunción, Paraguay.

1 Nota del Editor: cifra corregida a partir de estadísticas oficiales compiladas por CEPAL (véase CEPAL, 1993, cuadro 3, p. 33).

utilizaron servicios prenatales como medidas rezagadas de interacción social y las agrego a los modelos multiniveles. Las medidas de interacción social incrementan notoriamente la probabilidad de que un hijo quede plenamente vacunado y que la madre reciba atención profesional en el parto. Además, las medidas de interacción social reducen los efectos aleatorios a nivel del conglomerado y del municipio en los casos de inmunización en Paraguay y de atención del parto en ambos países. Se usan estos resultados y los datos sobre cobertura y mortalidad de los países para demostrar que los efectos de la interacción social que operan mediante la inmunización y los servicios de atención del parto evitaron entre 3% y 4% de todas las muertes infantiles previstas y entre 9%-16% de las muertes maternas previstas en 1980 y 1990. Los efectos de la interacción social habrían obrado también a través de otras vías para incrementar la producción de salud en el hogar. Estos resultados apoyan la visión de que las transiciones demográficas son procesos mediados socialmente y contribuyen a explicar la robustez de la transición de la mortalidad en América Latina.

CORRELATED HEALTH BEHAVIORS AND THE LATIN AMERICAN MORTALITY TRANSITION

ABSTRACT

During the 1980s mortality continued to decline throughout Latin America despite a 8.9%¹ fall in real per capita income. Primary health care usage continued to increase despite its rising cost. I investigate these counterintuitive results by examining two demographically important health behaviours, child immunization and maternal care, in two countries, Colombia and Paraguay. I construct hierarchical datasets by matching individual and household data from 1990 Demographic and Health surveys to local ministry of health immunization coverage data and recent census data. I use the proportion of older children in the index *municipio* who have immunization cards and the proportion whose mothers used prenatal services as lagged social interaction measures and add them to multilevel models. The social interaction measures significantly increase the probability an individual child was fully immunized and her delivery professionally attended. Moreover, the social interaction measures reduce the cluster and *municipio*-level random effects in the cases of immunization in Paraguay and attended delivery in both countries. I use my results and reported coverage and mortality data from the countries to show that social interaction effects operating through immunization and delivery care

* This research was sponsored by the National Institute of Child Health and Human Development (United States) (HD 07014), the Pan-American Health Organization (PAHO) (HDP/HDR/HSS/RG/USA/1123) and the National Science Foundation (SBR-9521327). Additional support was received from the Center for Demography and Ecology with funds provided by the National Institute of Child Health and Human Development (HD 05876). Logistical support was received from the special PAHO immunization initiative and PAHO officials in Bogotá, Colombia and Asunción, Paraguay.

1 Editor's note: figure corrected from official statistics compiled by ECLAC (see ECLAC, 1993, table 3, p.33).

services averted 3%-4% of all expected child deaths and 9%-16% of expected maternal deaths in 1980 and 1990. Social interaction effects probably operated through other pathways as well to increase household health production. These results support the view of demographic transitions as socially mediated processes and help explain the robustness of Latin America's mortality transition.

Antecedentes y planteamiento del problema

¿Cuáles son las causas de que los regímenes demográficos varíen? ¿Están los comportamientos de salud y reproductivos determinados exclusivamente por factores materiales como el ingreso, los niveles de vida y la innovación tecnológica? ¿Hasta qué punto están influenciados por la acción colectiva, la difusión y otras fuerzas sociales más intangibles? En este estudio trato estas cuestiones fundamentales mediante el examen de las transiciones de la mortalidad en curso en dos países latinoamericanos, Colombia y Paraguay. Ambos países muestran fuertes contrastes entre sí en materia de geografía, historia, configuración étnica y trayectorias de desarrollo, y recorren sendas diferentes en el espectro demográfico latinoamericano (cuadro 1).

Me centro en la relación entre las declinaciones de la mortalidad y los comportamientos de salud individuales. Tal enfoque resulta apropiado en América Latina, una región donde la salud pública tiene una larga historia motivo de orgullo. A comienzos de los años setenta se estimaba que 63% de la región tenía acceso a la atención básica de salud, que incluía atención hospitalaria, inspección sanitaria de los hogares y medidas para el control de vectores, inmunizaciones, atención perinatal y declaración sistemática de enfermedades (OPS, 1992). Ninguna otra región en desarrollo tiene una infraestructura sanitaria tan amplia. A mediados de los años setenta los gobiernos latinoamericanos comenzaron a implementar programas de atención primaria de la salud (APS) destinados a ampliar y promover comportamientos específicos en materia de salud materno-infantil entre aquellos grupos de más alto riesgo (OMS, 1978; Pebley, 1993). En general, el esfuerzo latinoamericano en esta materia ha tenido éxito. Para la región en su conjunto, el porcentaje de niños plenamente inmunizados antes de los dos años de edad subió de 50% en 1983 a más de 75% en 1990 (de Quadros y otros, 1991); el porcentaje de madres que habían recurrido alguna vez a la terapia de hidratación oral en casa para tratar la diarrea infantil se elevó de 12% en 1984 a 56% en 1992 (OMS, 1991). El porcentaje de mujeres en uniones en edad reproductiva que utilizaban anticonceptivos modernos subió de un 37% en 1986-1989 (Rutemberg y otros, 1991) a más de 50% en 1990 (Naciones Unidas, 1992), y el porcentaje de madres que utilizan servicios prenatales subió de 56% en 1980 a 71% en 1990 (OPS, 1993a). Un capítulo importante del esfuerzo latinoamericano en materia de APS fue la iniciativa regional para la erradicación de la poliomielitis, coordinada por la OPS desde 1985 a 1991 (de Quadros y otros, 1991; United States Public Health Service, 1994). Se invirtieron

hasta mil millones de dólares en donaciones externas y fondos del gobierno en programas nacionales de inmunización durante este período, principalmente para mejorar la entrega de vacunas y los sistemas de vigilancia epidemiológica. En 1990, la combinación de servicios sistemáticos, campañas masivas periódicas y esfuerzos de movilización social habían elevado las tasas de inmunización a más de 80% en casi todos los 10 000 municipios de la región. El último caso de polio ocurrió en 1991.

Cuadro 1
INDICADORES DEMOGRÁFICOS SELECCIONADOS,
COLOMBIA Y PARAGUAY

	1950 - 1955	1955 - 1960	1960 - 1965	1965 - 1970	1970 - 1975	1975 - 1980	1980 - 1985	1985 - 1988	1990 - 1995
Colombia									
Esperanza de vida al nacer	50.6	55.2	57.9	60.1	61.7	64.0	67.2	68.3	69.3
Muertes/1 000 habitantes	16.7	13.4	11.5	10.1	8.6	7.6	6.4	6.1	6.0
Tasa de mortalidad infantil	123.0	105.0	92.0	82.0	73.0	59.0	41.0	40.0	37.0
Muertes maternas/100 000 nacimientos ^a						126.0	86.1	107.0	
Nacimientos/mujeres de 49 años ^b	6.76		6.76		4.66		3.51		2.67
Nacimientos/1 000 habitantes	47.3	45.4	44.2	41.6	32.6	31.7	29.4	25.9	24.0
Migrantes/1 000 habitantes ^c	-2.38	-2.74	-2.94	-2.94	-2.58	-2.23	-1.93	-1.58	-1.37
Tasa de crecimiento de la población	2.82	2.94	2.98	2.86	2.32	2.29	2.09	1.97	1.85
Paraguay									
Esperanza de vida al nacer	62.6	63.2	64.4	65.0	65.6	66.0	67.4	68.7	70.0
Muertes/1 000 habitantes	9.3	8.9	8.1	7.6	7.2	6.8	6.4	6.0	5.5
Tasa de mortalidad infantil	159.0	148.0	136.0	126.0	110.0	100.0	82.0	70.0	64.0
Muertes maternas/100 000 nacimientos ^a						469.0	365.0	150.0	
Nacimientos/mujeres de 49 años ^b	6.8		6.8		5.65		4.82		4.34
Nacimientos/1 000 habitantes	47.3	44.5	42.3	39.5	36.6	34.6	36.1	36.1	33.0
Migrantes/1 000 habitantes ^c	-10.29	-8.97	-5.27	-4.58	-3.2	3.47	2.96	1.01	0.22
Tasa de crecimiento de la población	2.78	2.67	2.9	2.7	2.6	3.19	3.2	2.91	2.69

^a Naciones Unidas, *Urban and Rural Areas 1950-2025: The 1994 Revision*, Nueva York, 1994.

^b i) Organización Mundial de la Salud (OMS), *Revised 1990 Estimates of Maternal Mortality: A New Approach by WHO and UNICEF*, Ginebra, 1996.

ii) Naciones Unidas, *World Population Prospects: The 1992 Revision*, Nueva York, 1993, Departamento de Análisis Económicos y Sociales, División de Población. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: E.93.XIII.7.

iii) James W. Wilkie (comp.), *Statistical Abstract of Latin America*, N° 33, Latin American Center Publications, Los Angeles, California, Universidad de California (UCLA), 1996, p. 147.

^c Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), *Boletín demográfico*, N° 59, Santiago de Chile, 1997; "América Latina: porcentajes urbanos 1990", *Boletín demográfico*, N° 47 (LC/DEM/G.97), Santiago de Chile, enero de 1991.

Se ha comprobado fehacientemente que el mayor uso de las inmunizaciones, la terapia de rehidratación oral y los servicios prenatales y de atención del parto modificaron notoriamente el patrón de mortalidad de la región durante los años ochenta (OPS, 1992; Bahr y Wehrhahn, 1993; Álvarez-Larrauri, Álvarez-Larrauri y Jufresa-Carreras, 1994; Blaney, 1994; Nino y otros, 1994; Rivera, Salas y Amato, 1994; Matthews y Diamond, 1999). La sección superior del cuadro 2 muestra cómo las tasas de mortalidad de los niños en edad preescolar debido a enfermedades diarreicas, prevenibles por vacunas, respiratorias agudas y malnutrición disminuyeron durante el período en Colombia y Paraguay. La sección inferior del cuadro muestra un patrón similar para la salud materna. Las disminuciones de las tasas de mortalidad obstétrica directa representan los efectos combinados de una mejor atención prenatal y del parto y tasas de fecundidad declinantes. Estas últimas obedecen sobre todo al mayor uso de anticonceptivos, una conducta que incide tanto en la mortalidad como la fecundidad. Una medida más directa es la tasa de mortalidad materna, definida como el número anual de muertes maternas por 100 000 nacidos vivos. Como se observa en el cuadro 1, esta tasa cayó también significativamente en ambos países durante el período. Aunque ninguno de estos datos está ajustado por subdeclaración, revelan consistentemente que las tasas de mortalidad por dichas causas específicas cayeron durante un período cuando aumentó la utilización de la APS.

El hecho de que estos cambios beneficiosos ocurrieran precisamente en esas circunstancias resulta enigmático, ya que los años ochenta no fueron buenos para la economía latinoamericana. Durante la década el ingreso real se desplomó en 23% y el índice de precios al consumidor se cuadruplicó (CEPAL, 1989, 1993) y el PIB per cápita y la tasa de ahorro interno cayeron en forma sistemática (Devlin, 1989). En virtud de los programas de ajuste estructural programados por el FMI, los gobiernos se vieron obligados a recortar significativamente los presupuestos de salud (Altimir, 1984; OPS, 1994; Govindaraj, Chelleraj y Murray, 1997). Entre 1980 y 1990, la proporción del costo total en atención de salud que los latinoamericanos pagaron de su bolsillo subió de 24% a 54% (OPS, 1994; Musgrove, 1996, pp. 59-60). ¿Por qué entonces no recrudesció la mortalidad? Este resultado contrario a la intuición no se dio solamente en América Latina. La recesión de los años ochenta fue a escala mundial. De hecho, la declinación del ingreso y las condiciones de los programas de ajuste estructural fueron generalmente más severas en África y Asia, regiones donde los programas APS dependen mucho más del financiamiento externo. Los críticos de los programas de ajuste sostuvieron que esos programas habían incrementado

MUERTES POR 100 000 HABITANTES, POR EDAD Y CAUSA, 1977-1990

	Colombia				Paraguay			
	1977		1990		1980		1988	
	Tasa	Porcentaje	Tasa	Porcentaje	Tasa	Porcentaje	Tasa	Porcentaje
Niños de 0 a 4 años de edad								
Enfermedades diarreicas ^a	356.9	22	52.2	12	186.6	25	60.5	16
Prevenibles por vacunas ^b	56.0	4	3.9	1	26.2	4	10.3	3
Retardo del crecimiento ^c	77.5	5	15.6	4	12.7	2	11.6	3
Respiratorias agudas	374.9	23	77.3	17	265.4	36	66.2	18
Otras	743.3	46	302.1	67	250.5	34	229.2	61
Total	1608.6	100	451.2	100	741.4	100	377.8	100
Mujeres de 15 a 44 años de edad								
Obstétrica directa ^d	18.5	11	6.0	6	24.2	21	11.0	13
Otras	144.6	89	92.0	94	92.6	79	74.9	87
Total	163.2	100	98.1	100	116.9	100	85.9	100

Fuente: Organización Mundial de la Salud (OMS), *World Health Statistics Annuals*, Ginebra, 1979-1995; Banco Mundial, 1988; Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE), 1998.

^a Clasificación Internacional de Enfermedades (CID), códigos 010, 012-016, 019.

^b Tuberculosis (020-025, 029), pertusis (034), tétanos (037), sarampión (042).

^c CID: 190-193.

^d CID: 38, 390-394, 399.

la malnutrición y mortalidad infantil porque habían deteriorado los servicios de APS prestados a los pobres (Cornia, Jolly y Stewart, 1987). Varios autores sometieron a prueba esta afirmación, pero en general no la ratificaron (Hill y Pebley, 1989; Behrman, 1990; Behrman y Deolalikar, 1990; Cleland, Bicego y Fegan, 1992; Palloni y Hill, 1992). Lo inexplicable es que la utilización de los servicios de salud continuó aumentando y la mortalidad y fecundidad continuaron declinando tanto en los países que se sometieron al ajuste como en los que no lo hicieron (Preston, 1986; Peabody, 1996). ¿Frente a la crisis económica, cómo se mantuvieron sanas las familias de bajos ingresos en particular?

Teorías conductuales del cambio demográfico

Las observaciones empíricas en América Latina y otras partes del mundo indican que la sobrevivencia infantil aumenta con la educación materna, el ingreso familiar y la demanda de servicios personales de salud (Birdsall, 1989). Los padres de ingresos más altos aportan sus recursos para introducir mejoras materiales en los niveles de vida del hogar, lo que aumenta la sobrevivencia (Boerma y otros, 1990; Ewbank y Preston, 1990; Cleland,

Bicego y Fegan, 1992; Sullivan, Rutstein y Bicego, 1994). Se sabe que los hogares mejor dotados tienen comportamientos más saludables. Mientras más educado es un jefe de hogar, más son los miembros de ese hogar que tienden a utilizar servicios APS (Lavy y Germain, 1994). Las madres más educadas tienden a aplicar la terapia de rehidratación oral en casa, buscar atención médica para un hijo enfermo, obtener una cartilla sanitaria, vacunar a los hijos y utilizar anticonceptivos modernos (Boerma y otros, 1990; Rutemberg y otros, 1991). Los datos demuestran también que la sobrepeso infantil y la utilización de la APS son menores entre los hogares rurales (Elo, 1992; Tam, 1994) y pobres (Guzmán, 1989; Rutstein, Sommerfelt y Shoemaker, 1990), sobre todo aquellos con madres trabajadoras (Lloyd, 1991; Vlassoff, 1994) cuyo nivel educacional y oportunidades en el mercado laboral son menores. A esas madres no les queda más que trabajar (Lloyd, 1991; Vlassoff, 1994); de hecho, durante los años ochenta ingresaron a la fuerza de trabajo latinoamericana en cantidades desproporcionadas (Naciones Unidas, 1991; Psacharopoulos y Tzannatos, 1992). Los estudios etnográficos han demostrado que estas mujeres marginales encaran disparidades salariales, discriminación de género e inflexibilidad en el lugar de trabajo (León, 1987; Arriagada, 1990; Magnac, 1992; Desai, 1992; Jelin, 1995). Sin embargo, sobresale el hecho de que la condición de salud de todos estos hogares mejoró durante los años ochenta.

Los estudios que acabo de resumir encarnan los paradigmas teóricos dominantes en la investigación demográfica contemporánea: los marcos determinantes inmediatos de la fecundidad y mortalidad (Bongaarts y Potter, 1983; Mosley y Chen, 1984), y el modelo conexo de producción de salud en el hogar (Shultz, 1984; Da Vanzo y Gertler, 1990). Estos paradigmas hacen hincapié en los riesgos de salud individuales y cómo los individuos responden a ellos, dadas su información, dotación y restricciones económicas. Quedan fuera de los modelos las fuerzas sociales que también pueden determinar los comportamientos demográficos. Se sabe desde hace tiempo que los comportamientos y condiciones de salud están relacionados con la raza, la etnicidad, el género, la cultura, el aislamiento social, el concepto de sí mismo, los eventos del ciclo vital y otros factores sociales, incluso cuando se controlan el ingreso y la oferta de servicios sanitarios (Nathanson, 1977; Berkman y Syme, 1979; House, Landis y Umberson, 1988; McLeroy y otros, 1988; Eberstein, Nam y Hummer, 1990; Bunton, Murphy y Bennett, 1991; Mechanic, 1993). Algunos investigadores han comenzado a reconsiderar las teorías sociológicas del cambio demográfico. En una revisión reciente, Bongaarts y Watkins (1996) señalan la interacción creciente de actores heterogéneos como la explicación probable de la

relativa precocidad y velocidad de las transiciones contemporáneas de la fecundidad. Esta interacción creciente, sostienen, hace que bajen los umbrales individuales del cambio conductual (Bongaarts y Watkins, 1996, p. 46). Esta formulación de la interacción social es esencialmente distinta de la teoría clásica de la transición demográfica en el sentido de que asigna una ponderación causal a las variables sociológicas en oposición a las culturales.

No cabe duda que las estructuras sociales de América Latina se volvieron más complejas durante los años ochenta a medida que los países continuaban urbanizándose, las redes de comunicación proliferaban y la fuerza laboral de la región se diferenciaba (Jelin, 1995; Naciones Unidas, 1994). Asimismo, las interacciones entre actores heterogéneos se intensificaron con el aumento de la migración interna e internacional y el turismo (CELADE, 1997; Organización de los Estados Americanos, 1992). A estos cambios se sumaron las tendencias hacia mayores libertades políticas y civiles (Messick, 1996). La crisis de la deuda externa sometió a las políticas y presupuestos gubernamentales a un mayor escrutinio, desacreditando a los regímenes autoritarios de larga data. La complejidad estructural creciente se combinó con las crisis económicas y políticas para incubar una serie de movimientos sociales (Jacobi, 1990; Walton, 1988; Paris Pombo, 1990; OPS, 1994). El carácter de algunos de estos movimientos era novedoso en el sentido de que eran efímeros, superaban los límites de clase, articulaban objetivos abstractos como la sobrevivencia infantil y eran facilitados por medios de comunicación internacionales (Hirschman, 1982; Touraine, 1988; Eckstein, 1989). Las percepciones y comportamientos de los individuos en materia de salud se habrían transformado a través de la participación en estos movimientos (Snow y Benford, 1988). Según este criterio, aumentó la utilización de la APS y los comportamientos de salud cambiaron a medida que más y más ciudadanos cuestionaban la atención de salud y percibían los derechos de la salud en la esfera política.

Estas versiones alternativas sugieren que se necesitan nuevos enfoques teóricos para explicar las transiciones contemporáneas de la mortalidad. Además, apuntan a la necesidad de liberalizar el supuesto de independencia implícito en los determinantes inmediatos y en los enfoques de producción de la salud en el hogar, y considerar en forma explícita las causas sociales del cambio demográfico. Una manera de proceder es incorporar el concepto de efectos de la interacción social en un modelo de comportamientos de salud individuales.

Efectos de la interacción social

Un efecto de interacción social ocurre cada vez que la proporción de actores que practican un comportamiento de salud específico afecta la probabilidad de que cualquier individuo tenga esa conducta (Erbring y Young, 1979; Blalock, 1984; Manski, 1993; Brock y Durlauf, 2000). Los efectos de interacción son distintos de los efectos contextuales, que son el fundamento de las teorías sociológicas iniciales (Lazarfeld y Menzel, 1969; Blalock, 1984). En los procesos de interacción los actores observan los resultados de otros en el tiempo y reevalúan continuamente los costos y beneficios de elegir ese comportamiento (Palloni, 1998). Los efectos de interacción social están implícitos o explícitos en la mayoría de los modelos de difusión, acción colectiva, económicos y de redes (Erbring y Young, 1979; Coleman, 1990; Case, 1991; Land, Deane y Blau, 1991; Marsden y Friedkin, 1993; Kohler, 1997; Brock y Durlauf, 2000). Aunque los modelos de interacción son atractivos, ha habido poca labor empírica para verificarlos. Unos pocos demógrafos han modelado los efectos de interacción social sobre los resultados agregados de la fecundidad (Carlsson, 1966; Montgomery y Casterline, 1993, 1996; Rosero-Bixby y Casterline, 1993) y sobre los comportamientos individuales de la fecundidad (Kohler, 1997). El presente estudio contribuye a esta literatura mediante el examen de la mortalidad, y de cómo las interacciones sociales afectan dos resultados claves en materia de salud: la inmunización infantil y la atención del parto.

Hipótesis

La hipótesis central de este estudio es que los efectos de la interacción social contribuyeron a evitar que recrudeciera la mortalidad en América Latina durante los años ochenta mediante el cambio de los comportamientos relativos a la salud y la intensificación de la producción de salud en el hogar, compensando efectivamente los efectos negativos del ingreso emanados de una recesión prolongada. La conclusión de que las fuerzas sociales afectan los resultados de salud individuales por encima de las fuerzas económicas y de otra índole explicaría cómo la gente puede estarse volviendo más sana mientras se sigue empobreciendo.

Enfoque analítico

Empleo datos jerárquicos y modelos de efectos aleatorios en varios niveles para explorar los determinantes de la inmunización plena y la atención del parto en muestras de hogares de Colombia y Paraguay. Los investigadores emplean cada vez más el enfoque de efectos aleatorios para estudiar la mortalidad (Rosenzweig y Schultz, 1982; Curtis, Diamond y McDonald, 1993; Sastry, 1995; Midhet, Becker y Berendes, 1998) y los comportamientos de salud (Steele, Diamond y Amin, 1995; Pebley, Goldman y Rodríguez, 1996; Matthews y Diamond, 1997). El modelo de componentes de cinco niveles de varianza que utilizo puede expresarse como:

$$\begin{aligned}
 Y_{ijklm}^* &= \beta_{0ijklm} + \beta_1 X_{ijklm} + \beta_2 S_{lm} + R_{ijklm} & [1] \\
 \beta_{0ijklm} &= \delta_{00klm} + U_{0ijklm} \\
 \delta_{00klm} &= \gamma_{000lm} + V_{00klm} \\
 \gamma_{000lm} &= \phi_{0000lm} + W_{000lm} \\
 \phi_{0000lm} &= \alpha_{00000} + Z_{000lm}
 \end{aligned}$$

Aquí, Y_{ijklm}^* es una variable latente continua que representa la propensión o preferencia de salud del individuo i ; X_{ijklm} es un vector de covariantes de efecto fijo; β_1 es un vector de efectos fijos para X_{ijklm} ; S_{lm} es una medida de interacción social a nivel del municipio; β_2 es un parámetro que mide el efecto de S_{lm} sobre Y_{ijklm}^* ; β_{0ijklm} es un intercepto aleatorio que puede variar entre niveles; r_{ijklm} es un término de error a nivel individual; y U_{0ijklm} , V_{00klm} , W_{000lm} y Z_{0000lm} son términos de error a nivel del hogar, conglomerado, municipio y departamento, respectivamente. Entonces

$$\begin{aligned}
 \Pr(Y_{ijklm}^* = 1) &= (P_{ijklm}) = \Pr(Y_{ijklm}^* > 0) \\
 &= \Pr(-R_{ijklm} < \beta_{0ijklm} + \beta_1 X_{ijklm} + \beta_2 S_{lm} + U_{0ijklm} + V_{00klm} + W_{000lm} + Z_{0000lm})
 \end{aligned}$$

Transformo esta ecuación con el enlace probit y la expreso como:

$$\text{probit}(\Pi_{ijklm}) = \alpha_{00000} + \beta_1 X_{ijklm} + \beta_2 S_{lm} + [R_{ijklm} + U_{0ijklm} + V_{00klm} + W_{000lm} + Z_{0000lm}] \quad [2]$$

$$(U_{0ijklm}, V_{00klm}, W_{000lm}, Z_{0000lm}) \sim N(0, \Omega)$$

Los componentes de varianza para este modelo son:

$$\begin{aligned}
 \Omega(R_{ijklm}) &= 1, \Omega(U_{ijklm}) = \tau^2, \Omega(V_{000kim}) = \phi^2, \Omega(W_{000lm}) = \xi^2, \Omega(Z_{000lm}) = \psi^2 \\
 \rho_m &= (\psi^2)/(1 + \tau^2 + \phi^2 + \xi^2 + \psi^2) \\
 \rho_{lm} &= (\xi^2 + \psi^2)/(1 + \tau^2 + \phi^2 + \xi^2 + \psi^2) \\
 \rho_{kim} &= (\phi^2 + \xi^2 + \psi^2)/(1 + \tau^2 + \phi^2 + \xi^2 + \psi^2) \\
 \rho_{jkim} &= (\tau^2 + \phi + \xi^2 + \psi^2)/(1 + \tau^2 + \phi^2 + \xi^2 + \psi^2)
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

Los términos de correlación intraclases de la ecuación (3) representan la proporción de la variación total correspondiente a cada nivel. Las inferencias están basadas en las variaciones de estos términos. Un intercepto aleatorio significativo indica que los resultados observados a ese nivel están conglomerados (correlacionados) debido a efectos no medidos. Interpreto los efectos aleatorios a nivel del hogar y departamento como parámetros de interferencia; los primeros sólo demuestran que los resultados están correlacionados en los hogares con dos o más hijos menores de cinco años de edad mientras que los últimos captan las variables exógenas a nivel macro. El interés teórico principal está centrado en los efectos aleatorios a nivel de conglomerado y de municipio, los que deberían estar correlacionados con cualquier efecto de interacción social. Mi expectativa es que las medidas de interacción social, que detallo más adelante, disminuyan los componentes de varianza a nivel del conglomerado y el municipio. Pebley, Goldman y Rodríguez (1996) emplearon una estrategia análoga en su reciente análisis de los comportamientos de salud en Guatemala en varios niveles. Asimismo, Sastry (1995) utilizó un modelo de componentes con una varianza de tres niveles para verificar los efectos de las variables contextuales a nivel de la comunidad sobre la mortalidad infantil en Brasil. Ninguno de estos, ni tampoco otros estudios en varios niveles que yo sepa, han especificado las medidas de interacción social como regresores.

Datos y métodos

Bases de datos

Obtuve información detallada sobre los comportamientos de salud individuales y las características demográficas y estructurales de los hogares a partir de las encuestas demográficas y de salud (EDSII) de Colombia y

de Paraguay realizadas en 1990. Para construir la base de datos de Colombia cotejé 5 367 registros de mujeres entre 15 y 45 años de edad con los registros correspondientes de 8 715 hogares y generé 3 751 registros individuales para todos los hijos sobrevivientes menores de cinco años. Asimismo, extraje y cotejé 6 262 registros de mujeres y 6 348 registros de hogares de la EDS realizada en Paraguay, en 1990 y produje 4 698 registros infantiles. Para cada hijo del conjunto de datos de la EDS calculé el tiempo de espera para obtener la inmunización plena o su censura al momento de la encuesta. Luego dejé sólo aquellos niños que tenían 8 meses de edad o más al momento de las encuestas. Esto dio 2 912 y 3 350 registros infantiles en Colombia y Paraguay, respectivamente.

Las muestras de la EDS son polietápicas por conglomerados (Institute for Resource Development/Westinghouse, 1987). Dentro de cada conglomerado seleccionado al azar los hogares se seleccionaron por muestreo sistemáticamente hasta obtener un número prefijado de mujeres en edad reproductiva. Por ende, los encuestados son vecinos, muchos de los cuales se conocen y ejercen influencias recíprocas. Durante mis visitas a Bogotá y Asunción había obtenido las listas de las zonas y segmentos censales de los que se habían seleccionado los segmentos muestrales de la EDSII. Las listas me permitieron agregar los identificadores censales (número del segmento) a cada registro infantil para enlazarlos después con los datos censales y del Ministerio de Salud.

Los conjuntos de datos jerárquicos definitivos están estructurados como sigue:

	Colombia	Paraguay
<i>Departamentos</i>	24	31
<i>Municipios/distritos</i>	120	156
Conglomerados	713	254
Hogares	8 715	6 348
Mujeres de 15 a 45 años	5 367	6 262*
Niños menores de cinco años	3 751	4 698
Niños de 9 a 68 meses	2 912	3 424

* Incluye mujeres de 15 a 49 años

Restricciones a nivel de los hogares

Basándome en regresiones logísticas multivariantes exploratorias, reduje las limitaciones del hogar sobre la inmunización plena y el parto asistido a cuatro variables esencialmente ortogonales: el género del jefe de hogar, el número de nacidos vivos, la escolaridad materna y la ocupación

del cónyuge. La jefatura femenina limita la producción de salud en el hogar porque tales hogares tienen ingresos más bajos y menores vínculos sociales. La exploración reveló que el número de nacidos vivos se correlaciona positivamente con la mortalidad infantil previa y negativamente con ambos resultados conductuales en ambos países. La correlación positiva de la escolaridad materna con la producción de salud en el hogar es bien conocida. Los posibles mecanismos que explicarían esta relación comprenden las mejores aptitudes cognitivas, la información y/o los mejores salarios que obtienen las madres más educadas en el mercado laboral. La escolaridad materna y el empleo materno están de hecho correlacionados en ambos países. Sin embargo, la relación es en forma de U en vez de lineal, lo que sugiere que lo más probable es que tanto las madres con poca escolaridad como aquellas mejor educadas estén trabajando, tal vez por razones diferentes. Observé que otra medida de la fuerza laboral, el prestigio ocupacional del cónyuge, explicaba una parte importante de la variación de los modelos multivariantes exploratorios. En particular, una variable *dummy* que representa si el cónyuge trabaja en la agricultura o no se correlacionó negativamente con ambos resultados del comportamiento en salud. En Paraguay una quinta covariante del hogar, el idioma que se habla en éste, surgió como un fuerte predictor negativo de ambos resultados. Interpreto el idioma como un indicador de etnicidad. Lamentablemente, no hay medidas de la etnicidad o el idioma en la ESDII de Colombia.

Fuerza de los servicios de inmunización local

En el caso de la inmunización expando los modelos agregando las estimaciones anuales de la tasa de vacunación a nivel del municipio informadas por el Ministerio de Salud. Interpreto esta variable como una medida de los efectos de la oferta y de la demanda de servicios en el medio local, ya que si no podría confundirse con los efectos de la interacción social. Ambos países cumplen con el programa estándar de inmunización recomendado por la OMS.² Los datos del Ministerio de Salud de Colombia consisten en estimaciones administrativas locales de la proporción anual de niños menores de un año que recibieron ciertos antígenos en cada uno de los 1 027 municipios entre 1983 y 1990. Los denominadores de estas estimaciones son el número de niños vacunables que según los funcionarios

2 Una dosis única de vacuna BCG al nacer, dosis simultáneas de vacunas oral contra la polio y DPT a los tres, seis y nueve meses, y una dosis única de vacuna contra el sarampión a los nueve meses de edad (OMS, 1985).

sanitarios locales y regionales tenían un acceso físico fácil a los servicios públicos de inmunización todos los años. Seleccioné la serie cronológica OPV3 de 1985-1990 como la medida de la fuerza del programa ampliado de inmunización (PAI) del ministerio a nivel del municipio. Los datos de Paraguay consisten en el número de niños menores de dos años que recibieron, anualmente, diferentes antígenos en 565 consultorios entre 1983 y 1992. Durante 1985-1990, Paraguay administró casi todas las vacunaciones contra la polio mediante campañas periódicas masivas. En consecuencia, opté por utilizar la tercera dosis de la vacuna contra la difteria, la pertusis y el tétanos (DPT3) en vez de la tercera dosis de la vacuna oral contra la polio (OPV3) para medir el desempeño habitual del PAI. Lamentablemente, no había denominadores en los datos del ministerio paraguayo. Reduje en 1.5% anual los datos del censo de población de 1990 para cada uno de los 210 distritos censales, para generar estimaciones anuales a nivel de distrito del número de niños menores de dos años. Luego agregué los datos ministeriales hasta el nivel de distrito y calculé la cobertura anual de la DPT3 para cada uno de los 210 distritos. En los modelos exploratorios observé que las estimaciones de cobertura del ministerio para 1986 y 1988 permanecían significativas en Colombia y las correspondientes a 1986 y 1989 permanecían significativas en Paraguay. Por ende, conservé estas medidas en los modelos finales.

Medidas de la interacción social

Para crear las medidas de la interacción social empleé una serie de matrices $N \times (N-1)$. Operacionalicé la adyacencia en un sentido geográfico, asignando una ponderación de 1 a un niño $i+1$ que vive en el mismo municipio que un niño índice i ; todos los demás tienen ponderación cero. Usé una segunda matriz $N \times (N-1)$ que contiene la edad en meses para generar un operador de rezago correspondiente a cada celda de la matriz. Construí otras dos matrices $N \times (N-1)$ que contienen indicadores de inmunización, y del uso o no uso de servicios obstétricos profesionales en el último nacimiento. Ambas variables emanan de las entrevistas de la EDS. Luego calculé los productos cruzados de estas matrices y sumé las matrices resultantes para cada niño (renglón). Las medidas de interacción social son las razones del total de niños mayores plenamente inmunizados y de aquellos cuyas madres tuvieron atención profesional en el parto, entre el número total de niños entrevistados en el municipio índice. Por tanto, las proporciones varían entre 0 y 1. En el cuadro 3 figuran las estadísticas descriptivas de todas las variables a nivel del hogar y de la comunidad.

Cuadro 3

**ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE VARIABLES A NIVEL INDIVIDUAL
Y COMUNITARIO, COLOMBIA Y PARAGUAY EDSII, 1990**

Variable	Colombia		Paraguay	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar
<i>Variables a nivel individual</i>				
Niño 18-23 meses de edad	0.120	0.325	0.105	0.307
Niño 24-29 meses de edad	0.122	0.327	0.107	0.309
Niño 30-35 meses de edad	0.118	0.323	0.111	0.314
Niño 36-41 meses de edad	0.114	0.318	0.104	0.305
Niño 42-47 meses de edad	0.114	0.318	0.097	0.296
Niño 48-53 meses de edad	0.110	0.313	0.102	0.303
Niño 54 + meses de edad	0.115	0.320	0.221	0.415
Edad materna < 20 años	0.042	0.200	0.041	0.198
Edad materna 30-39 años	0.336	0.472	0.371	0.483
Edad materna 40-45 años	0.049	0.215	0.124	0.330
Jefatura femenina del hogar	0.160	0.366	0.086	0.281
Orden de nacimiento	2.592	1.950	3.977	2.984
Nacidos vivos	2.924	2.025	4.588	3.083
Madre con enseñanza primaria o sin educación	0.494	0.500	0.783	0.412
Cónyuge agricultor	0.060	0.238	0.487	0.500
No habla español			0.478	0.500
Plenamente inmunizado	0.707	0.455	0.489	0.500
Tiene libreta	0.434	0.496	0.355	0.478
Parto asistido	0.833	0.373	0.533	0.499
Uso prenatal	0.834	0.372	0.753	0.431
<i>Variables a nivel comunitario</i>				
Cobertura de vacunas 1986 ^a	56.60	32.09	30.00	27.75
Cobertura de vacunas 1988-1989 ^b	86.00	15.12	46.49	35.28
Proporción de niños mayores plenamente inmunizados	732.00	159.00	509.00	262.00
Proporción de niños mayores con atención profesional en su parto	824.00	223.00	510.00	282.00
N	2 912.00		3 424.00	

^a Colombia: porcentaje de niños menores de un año del municipio que recibieron OPV3; Paraguay: porcentaje de niños menores de dos años del conglomerado que recibieron DPT3.

^b Colombia 1988, Paraguay 1989.

Proyecciones

Para comparar sus impactos demográficos, descompongo los efectos del programa y de la interacción social sobre la mortalidad maternoinfantil en los países estudiados durante el período 1980-1990. Supongo, en aras de la simplicidad, que las interacciones sociales afectan a la mortalidad solo mediante la mayor utilización de la APS. Supongo además que todos los servicios prestados de inmunización y de atención materna son 100% eficaces. Además de las seis enfermedades indicativas, supongo que las inmunizaciones también previenen 20% de las muertes debidas a

enfermedades diarreicas agudas (López, 1993) y 15% de las muertes atribuibles a infecciones respiratorias agudas (Stansfield y Shepard, 1993). Como se indica en el cuadro 2, las enfermedades diarreicas y respiratorias agudas representaron 12%-25% de las muertes infantiles declaradas por ambos países durante este período. Basándome en estas cifras, estimo que las inmunizaciones reducen en 10% la probabilidad de que un niño muera antes de los cinco años en Colombia y Paraguay. Esta es una cifra sustancialmente menor que la estimación de 25% usada por Matthews y Diamond (1999) en su simulación reciente de los impactos del PAI. En el contexto latinoamericano, la atención materna es un determinante más importante de la mortalidad infantil: las prácticas seguras de atención del parto reducen en 50% el riesgo de mortalidad infantil perinatal (Becker y Black, 1996). En 1991, las muertes perinatales representaban alrededor de la mitad de todas las muertes en menores de cinco años (Tsui, Wasserheit y Haaga, 1997). Un 35% de estas muertes se atribuyeron a asfixia durante el parto y 15% a infecciones posparto (Koblinsky, 1995). Basándome en estos estudios supongo que la atención profesional del parto reduce en otro 25% la probabilidad de que un niño colombiano o paraguayo muera antes de los cinco años.

No tengo conocimiento de ningún estudio que haya simulado los impactos de la atención del parto sobre la mortalidad materna. La tarea es monumental por varias razones. Aunque representan alrededor de un tercio de todas las muertes entre las mujeres en edad reproductiva, la mayoría de las muertes maternas en América Latina y en otras partes del mundo en desarrollo no se registran (Royston y Armstrong, 1989). Además, la mortalidad materna depende en gran medida de la disponibilidad, el costo y la calidad de los servicios que se ofrecen, y los datos sobre estas características generalmente no están disponibles (Tsui, Wasserheit y Haaga, 1997). Considerando esta situación, la Organización Panamericana de la Salud (OPS, 1993b) estima que el manejo profesional del parto reduce en 70% la mortalidad materna, principalmente porque elimina la hemorragia posparto (28% de todas las muertes maternas), el aborto séptico (16%), los trastornos hipertensivos (13%), el parto difícil (9%) y la infección posparto (9%).³ En consecuencia, incorporo estas cifras en mis proyecciones.

3 Aunque no se considera en este análisis, la atención prenatal adecuada contribuye a la sobrevida materna porque permite la identificación y el control de la anemia, la eclampsia, las enfermedades de transmisión sexual, la diabetes y otros factores de riesgo antes del parto. Además, estas causas indirectas de mortalidad materna contribuyen a alrededor de un tercio de la mortalidad infantil perinatal, debido principalmente al bajo peso al nacer (Koblinsky, 1995).

Estimo los impactos del PAI y los programas de atención materna sobre la mortalidad para dos momentos en el tiempo: 1980 y 1990. Mi método es contrafactual. Ajusto hacia arriba el número declarado de muertes infantiles y maternas como si no hubiera programas de APS, mediante las estimaciones de eficacia para la inmunización (10%) y atención del parto (25% y 70%), ajustadas por las cifras de cobertura declaradas por los países para 1980-1985 y 1985-1990. A continuación, empleo los efectos marginales de la interacción social derivados de modelos probit bivariantes sobre la inmunización y el parto respectivamente para descomponer los efectos sociales y de los programas.⁴ Estos efectos marginales se interpretan como probabilidades condicionales, considerando todos los demás efectos covariantes en sus medias muestrales. Un análisis más riguroso estimaría los efectos de interacción para 1980 utilizando las observaciones de un período anterior. En ausencia de tales datos, limito los efectos de la interacción social para que iguallen los que calculé para 1990. El conjunto completo de parámetros de simulación se consigna en el cuadro 4. Aunque en el cuadro 4 figuran estimaciones de subdeclaración, no ajusto los resultados de la simulación a esta subdeclaración.

Cuadro 4

PARÁMETROS DE SIMULACIÓN, COLOMBIA Y PARAGUAY, 1980 Y 1990

Indicador	Colombia		Paraguay	
	1980	1990	1980	1990
Número de niños de 0-4 años (en miles)	3 715	4 203	492	679
Número de nacidos vivos (en miles)	897	991	129	154
Muertes hasta la edad de cinco años por 1 000 nacimientos (5q0)	58	19	59	38
Tasa de mortalidad materna ^a	115	140	365	270
Porcentaje de niños menores de un año con DPT3	21	57 ^b	26	55 ^b
Porcentaje de nacimientos atendidos profesionalmente	51	51 ^b	22	30 ^b
Efecto social marginal de la inmunización		21		34
Efecto social marginal del parto		30		34
Porcentaje de subregistro de las muertes		19		45

Fuente: Organización Mundial de la Salud (OMS), *World Health Statistics Annual*, Ginebra, 1991; Organización Panamericana de la Salud (OPS), "Health statistics from the Americas", *Scientific Publication*, N° 556, Washington, D.C., 1995; Naciones Unidas, *Report on the World Social Situation 1997*, Nueva York, Departamento de Información Económica y Social y Análisis de Políticas (DIESAP), 1997.

^a Muertes maternas/100 000 nacimientos.

^b 1987-1988.

4 Los resultados del modelo probit bivalente aparecen en el anexo A. Debido a la fuerte colinealidad, los modelos de inmunización no incluyen la medida de desempeño del programa local. Los detalles metodológicos se describen en otro artículo (McQuestion, 2000).

RESULTADOS

Componentes de la varianza

Los resultados probit en varios niveles se muestran en los cuadros 5 a 8. Para aligerar la lectura no muestro las variables *dummy* de la edad de los niños aunque están incluidas en todos los modelos. Los modelos 1 en los cuadros 5 y 6 muestran, como era de prever, que todos los factores de riesgo del hogar tienen un signo negativo en cada país. Hay efectos aleatorios significativos⁵ sobre la inmunización a nivel del departamento y del hogar en Colombia, y a nivel de departamento, conglomerado y hogar en Paraguay. Las correlaciones intraclase (ρ s) para ambos efectos a nivel de departamento son menores que las de los efectos aleatorios del hogar, lo que indica que la varianza en el hogar es más importante que la varianza a nivel macro. Los efectos a nivel de departamento reflejarían diferencias económicas, climáticas u otras sustantivas de carácter regional. La varianza a nivel de conglomerado en Paraguay sugiere que los efectos sociales podrían estar causando la aglomeración de los comportamientos de inmunización.

En los modelos 2 agrego el insumo correspondiente del comportamiento de salud, la tenencia de libreta. Como cabría esperar, su efecto es positivo y significativo en ambos modelos. Sin embargo, este regresor y la variable dependiente son endógenos y esta endogeneidad sesga ligeramente los coeficientes observados. En Colombia, dos factores de riesgo poco significativos se vuelven insignificantes; en Paraguay, un factor, el cónyuge dedicado a la agricultura, cobra significación. Este control de la participación habitual en el programa reduce también ligeramente los efectos aleatorios en ambos países. No se puede inferir ninguna relación sustantiva de estas relaciones cruzadas.

En los modelos 3 agrego los controles de la tasa de inmunización local. Estas variables a nivel macro son significativas y positivas en Colombia, pero no significativas y de signo contrario en Paraguay. En Colombia, el incremento de 1% de la cobertura del programa de inmunización local en 1988 duplicó el efecto positivo sobre la probabilidad de inmunización individual respecto del que tuvo un incremento similar de la cobertura en 1986. En Paraguay, el resultado ambiguo podría reflejar la endogeneidad del esfuerzo del programa de inmunización. Paraguay

5 Dado que las varianzas sólo pueden ser positivas un t-test de una cola es suficiente para hacer inferencias sobre los efectos aleatorios.

Cuadro 5

**COMPONENTES DE VARIANZA DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN
PROBIT PARA LA INMUNIZACIÓN PLENA,
COLOMBIA EDSII, 1990**

Variable independiente	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Coficiente	E.E.	Coficiente	E.E.	Coficiente	E.E.	Coficiente	E.E.
Constante	0.271	0.087	0.135	0.092	-0.367	0.210	-0.553	0.226
<i>Componente fijo</i>								
Jefatura femenina del hogar	-0.131 [†]	0.071	-0.110	0.072	-0.110	0.072	-0.106	0.072
Orden de nacimiento	-0.093 [†]	0.056	-0.086	0.056	-0.086	0.056	-0.084	0.056
Madre con enseñanza primaria o sin educación	-0.135*	0.057	-0.138*	0.057	-0.128*	0.057	-0.130*	0.056
Cónyuge agricultor	-0.280*	0.111	-0.280*	0.111	-0.248*	0.112	-0.248*	0.112
Niño con libreta			0.248*	0.054	0.243*	0.054	0.248*	0.055
Porcentaje municipal 1986 Cobertura OPV					0.002*	0.001	0.002*	0.001
Porcentaje municipal 1988 Cobertura OPV					0.004*	0.002	0.004*	0.002
Proporción de niños mayores inmunizados en el municipio							0.301 [†]	0.176
<i>Componente aleatorio</i>								
Sigma departamento	0.048*	0.021	0.044*	0.020	0.040*	0.018	0.020 [†]	0.012
Sigma municipio	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Sigma conglomerado	0.025	0.026	0.022	0.026	0.018	0.026	0.009	0.025
Sigma hogar	0.121*	0.050	0.121*	0.050	0.123*	0.050	0.132*	0.050
Rho departamento	0.040		0.037		0.034		0.017	
Rho municipio	0.040		0.037		0.034		0.017	
Rho conglomerado	0.061		0.056		0.049		0.025	
Rho hogar	0.162		0.158		0.153		0.139	

(n=2912) * p < .05, † p < .10

Nota: No se indican los coeficientes para variables dummy de la edad (18-23, 24-29, 30-35, 36-41, 42-47, 48-53, 54 + meses).

realizó campañas de inmunización agresivas en 1986, lo que habría inducido un mayor uso del programa de inmunización habitual en zonas que suelen tener baja cobertura. En 1989 los efectos de esta perturbación habrían reflejado con mayor fidelidad el desempeño del programa de inmunización habitual. En este caso es más plausible una interpretación sustantiva: el desempeño del programa de inmunización explica una modesta proporción de la conglomeración a nivel macro de los resultados de la inmunización en Colombia, pero no en Paraguay.

En los modelos 4 agrego la medida de la interacción social. Los resultados muestran que la proporción de niños mayores plenamente inmunizados en un municipio dado tiene un muy leve efecto positivo en Colombia y un efecto claramente positivo en Paraguay. En ambos modelos el efecto de la tenencia de cartilla individual aumenta ligeramente mientras que los efectos de las otras covariantes permanecen inalterados. Este patrón

Cuadro 6

**COMPONENTES DE VARIANZA DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN
PROBIT PARA LA INMUNIZACIÓN PLENA,
PARAGUAY EDSII, 1990**

Variable independiente	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.
Constante	0.314	0.107	0.237	0.107	0.196	0.115	-0.093	0.129
<i>Componente fijo</i>								
Jefatura femenina del hogar	-0.104	0.087	-0.095	0.087	-0.098	0.087	-0.101	0.088
Orden de nacimiento	-0.232*	0.060	-0.257*	0.060	-0.259*	0.060	-0.262*	0.061
Madre con enseñanza primaria o sin educación	-0.341*	0.070	-0.335*	0.070	-0.334*	0.070	-0.333*	0.071
No habla español	-0.260*	0.062	-0.262*	0.062	-0.263*	0.062	-0.266*	0.062
Cónyuge agricultor	-0.112	0.069	-0.122 [†]	0.069	-0.124 [†]	0.069	-0.126 [†]	0.068
Niño con libreta			0.199*	0.051	0.201*	0.051	0.207*	0.052
Porcentaje conglomerado 1986								
Cobertura DPT3					-0.101	0.193	-0.106	0.178
Porcentaje conglomerado 1989								
Cobertura DPT3					0.161	0.164	0.160	0.150
Proporción de niños mayores inmunizados en el municipio							0.484*	0.118
<i>Componente aleatorio</i>								
Sigma departamento	0.067*	0.028	0.063*	0.026	0.063*	0.026	0.036*	0.017
Sigma municipio	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Sigma conglomerado	0.064*	0.020	0.054*	0.019	0.054*	0.018	0.026	0.016
Sigma hogar	0.127*	0.038	0.128*	0.038	0.129*	0.038	0.175*	0.040
Rho departamento	0.053		0.051		0.051		0.029	
Rho municipio	0.053		0.051		0.051		0.029	
Rho conglomerado	0.104		0.094		0.094		0.050	
Rho hogar	0.205		0.197		0.197		0.192	

(n=3424) * p <.05, [†]p < .10

Nota: No se indican los coeficientes *dummy* de la edad (18-23, 24-29, 30-35, 36-41, 42-47, 48-53, 54 + meses).

implica que los indicadores de participación individual en el programa son sesgados negativamente en los modelos más sencillos por su correlación con las medidas de la interacción social; sin embargo, el sesgo es mínimo. Si se examinan los efectos aleatorios, en Colombia la interacción social en la inmunización reduce los efectos aleatorios tanto a nivel del hogar como de departamento. En Paraguay, los efectos aleatorios a nivel del hogar y de departamento disminuyen en igual medida con la adición del término interacción social. Si se mantiene el supuesto de que los efectos de la interacción social operan sólo a nivel de conglomerado y de municipio, entonces estos cambios del efecto aleatorio reflejarían los efectos de variables omitidas. Dicho en forma más precisa, el término de interacción social reduce a cero el efecto aleatorio a nivel de conglomerado en Paraguay. Esta es una prueba manifiesta de que las interacciones sociales explican por qué los comportamientos de inmunización se aglomeran en Paraguay.

Los modelos multinivel de salud materna revelan que la elección de asistencia profesional durante el parto está también hasta cierto punto mediada socialmente. En los modelos 1 de los cuadros 7 y 8, los efectos aleatorios sobre la atención del parto sólo son significativos a nivel del municipio en Colombia y a nivel de departamento, conglomerado y hogar en Paraguay. La variable *dummy* para el uso prenatal individual (modelos 2) es significativa y positiva en ambos países, y parece tener un efecto comparativamente mayor en Paraguay. Tal como en los modelos de inmunización, el hecho de agregar este regresor endógeno sesga ligeramente los coeficientes a nivel de hogares. Las decisiones de utilizar los servicios prenatales y de buscar asistencia profesional en el parto están claramente influidas por las mismas variables no medidas, algunas de las cuales están correlacionadas con los factores medidos de riesgo del hogar. El uso del control prenatal reduce también los efectos aleatorios a nivel de municipio en Colombia y a nivel de conglomerado en Paraguay. Este resultado reflejaría lo que Manski (1995) denomina efectos sociales correlacionados –factores institucionales exógenos que determinan conjuntamente las opciones del conjunto de los actores en un entorno dado. En los modelos de inmunización estos efectos son medidos a través de las estimaciones de la cobertura local del programa. Lamentablemente, no poseo datos análogos sobre la atención del parto de ninguno de estos países con los cuales probar esta hipótesis.

Cuadro 7

COMPONENTES DE VARIANZA DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN PROBIT PARA EL PARTO ASISTIDO, COLOMBIA EDSII, 1990

Variable independiente	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.
Constante	1.363	0.100	0.712	0.116	0.324	0.166
<i>Componente fijo</i>						
Edad materna <20 años	-0.085	0.137	-0.047	0.140	-0.035	0.144
Edad materna 30-39 años	0.314*	0.069	0.276*	0.071	0.306*	0.075
Edad materna 40-45 años	0.433*	0.142	0.397*	0.147	0.427*	0.153
Jefatura femenina del hogar	0.064	0.078	0.063	0.081	0.067	0.084
Nacidos vivos	-0.101*	0.017	-0.081*	0.017	-0.088*	0.018
Madre con enseñanza primaria o sin educación	-0.573*	0.064	-0.469*	0.067	-0.501*	0.070
Cónyuge agricultor	-0.220 [†]	0.113	-0.2 [†]	0.115	-0.220 [†]	0.115
Madre usó servicios prenatales			0.733*	0.074	0.770*	0.074
Proporción de niños mayores en el municipio con atención profesional en su parto					0.585*	0.165
<i>Componente aleatorio</i>						
Sigma departamento	0.043	0.042	0.022	0.034	0.015	0.025
Sigma municipio	0.261*	0.065	0.241*	0.062	0.132*	0.043
Rho departamento	0.033		0.017		0.013	
Rho municipio	0.233		0.208		0.128	

(n=2912) * p <.05, [†]p < .10

Cuadro 8

**COMPONENTES DE VARIANZA DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN
PROBIT PARA EL PARTO ASISTIDO, PARAGUAY EDSII, 1990**

Variable independiente	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.
Constante	0.896	0.092	-0.214	0.111	-0.659	0.131
<i>Componente fijo</i>						
Edad materna <20 años	-0.016	0.122	0.053	0.129	0.061	0.134
Edad materna 30-39 años	0.157*	0.060	0.121 [†]	0.062	0.106 [†]	0.064
Edad materna 40-45 años	0.325*	0.099	0.275*	0.103	0.259*	0.107
Jefatura femenina del hogar	-0.315*	0.087	-0.255*	0.090	-0.268*	0.093
Nacidos vivos	-0.072*	0.012	-0.054*	0.012	-0.053*	0.013
Madre con enseñanza primaria o sin educación	-0.175*	0.072	-0.050	0.074	-0.041	0.076
No habla español	-0.396*	0.062	-0.307*	0.065	-0.288*	0.065
Cónyuge agricultor	-0.266*	0.070	-0.272*	0.072	-0.242*	0.073
Madre usó servicios prenatales			1.124*	0.064	1.166*	0.067
Proporción de niños mayores en el municipio con atención profesional en su parto					0.701*	0.121
<i>Componente aleatorio</i>						
Sigma departamento	0.059*	0.027	0.054*	0.025	0.032*	0.016
Sigma municipio	0.033	0.025	0.019	0.023	0.000	0.000
Sigma conglomerado	0.060*	0.027	0.054*	0.027	0.023	0.017
Sigma hogar	0.105*	0.038	0.112*	0.041	0.205*	0.046
Rho departamento	0.047		0.044		0.024	
Rho municipio	0.073		0.059		0.024	
Rho conglomerado	0.121		0.103		0.041	
Rho hogar	0.204		0.193		0.254	

(n=3424) * p < .05, [†]p < .10

Las medidas de interacción social en la atención del parto son claramente positivas en ambos países (modelos 3). Si se agrega la medida social, se reduce en casi 40% el efecto aleatorio a nivel de municipio en Colombia y hace que desaparezca el efecto aleatorio a nivel de conglomerado en Paraguay. Este es un hecho complementario que favorece la hipótesis de la interacción social.

En suma, las regresiones en varios niveles demuestran que las interacciones sociales son una causa importante de los comportamientos de salud individuales en tres de los cuatro modelos. Los gráficos 1 a 4 ilustran los efectos marginales de la interacción social sobre ambos resultados para hogares de alto riesgo en ambos países. Los ejes de las x presentan los efectos aleatorios medios a nivel de conglomerado y municipio como múltiplos de sus desviaciones estándar. Las curvas muestran el efecto neto del término de interacción social sobre la probabilidad del resultado para un hogar con una cartilla de inmunización

Gráfico 1

PROBABILIDAD DE INMUNIZACIÓN PLENA CONDICIONAL A TENENCIA DE LIBRETA, FACTORES DE RIESGO, EFECTO SOCIAL Y EFECTO ALEATORIO DE LOS CONGLOMERADOS, COLOMBIA EDSII 1999

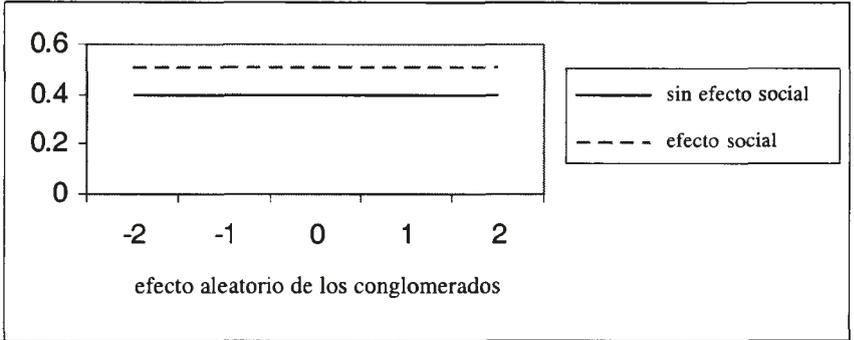


Gráfico 2

PROBABILIDAD DE INMUNIZACIÓN PLENA CONDICIONAL A TENENCIA DE LIBRETA, FACTORES DE RIESGO, EFECTO SOCIAL Y EFECTO ALEATORIO EN EL CONGLOMERADO, PARAGUAY EDSII 1990

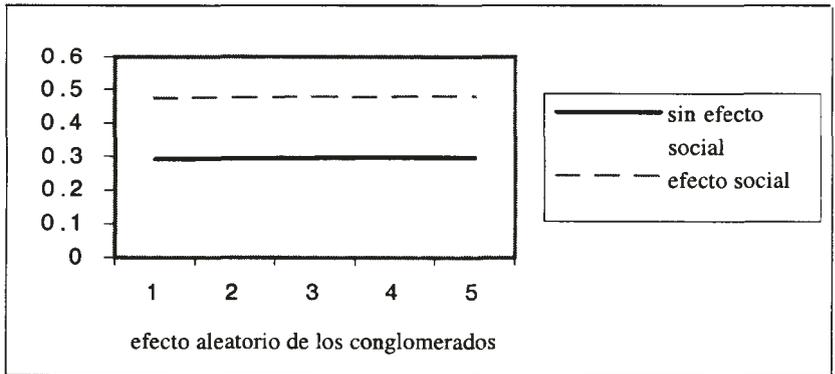


Gráfico 3

PROBABILIDAD DE PARTO ASISTIDO CONDICIONAL A USO PRENATAL, FACTORES DE RIESGO, EFECTO SOCIAL Y EFECTO ALEATORIO EN EL MUNICIPIO, COLOMBIA EDSII 1990

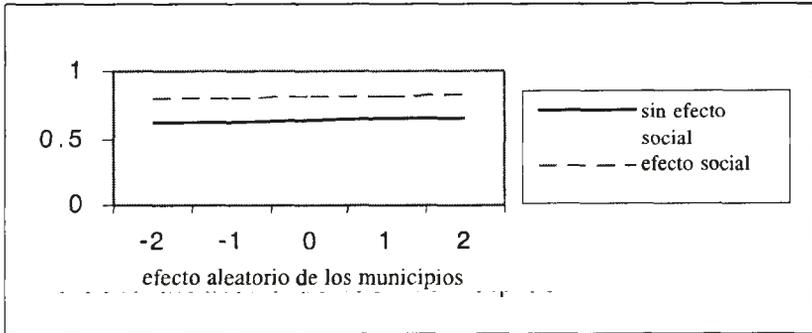
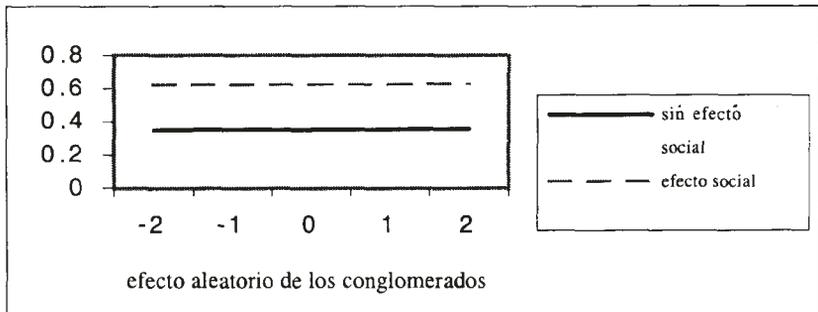


Gráfico 4

PROBABILIDAD DE PARTO ASISTIDO CONDICIONAL A USO PRENATAL, FACTORES DE RIESGO, EFECTO SOCIAL Y EFECTO ALEATORIO DE LOS COGLOMERADOS, PARAGUAY EDSII 1990



o uso prenatal previo, estando presentes todos los factores de riesgo, correspondientes a un primer hijo de 24 a 29 meses de edad y una madre de 20 a 29 años de edad. Los gráficos revelan que las probabilidades tanto de inmunización plena como de atención del parto son ínfimas para los hogares paraguayos de más alto riesgo. En Colombia, los efectos de la interacción social incrementan en 23% la probabilidad de inmunización plena de un niño de alto riesgo. El efecto de interacción es prácticamente el mismo en la atención profesional del parto. En Paraguay, los efectos de la interacción social son relativamente mayores para los hogares de alto riesgo. Un niño paraguayo de un hogar de alto riesgo tiene sólo un 30% de probabilidad de recibir inmunización plena; el efecto de interacción aumenta

esta cifra hasta un 50%. El efecto más importante de interacción es sobre la atención del parto en Paraguay: 44%. En los cuatro gráficos las curvas son paralelas, lo que indica que los efectos sociales son lineales y aditivos.

Proyecciones

En los cuadros 9 y 10, se indica el número de muertes infantiles y maternas y las muertes proyectadas que se evitaron mediante la inmunización y los servicios profesionales de atención del parto en ambos países, con y sin los efectos marginales de la interacción social. En el cuadro 9 se señala que en 1980 en Colombia el PAI y los servicios de atención del parto previnieron conjuntamente la cifra de 7 221 muertes infantiles debidas a todas las causas (55 843 - 48 622). En 1990 las muertes infantiles que se evitaron totalizaron 9 682. La proporción de muertes infantiles atribuibles a causas prevenibles por vacunas y perinatales disminuyó durante el período, de 20% a 17% en Colombia y de 27% a 21% en Paraguay. En Colombia el PAI y los programas de atención del parto redujeron la mortalidad infantil total en 13% en 1980 y 12% en 1990.

Cuadro 9

MUERTES DECLARADAS Y PROYECTADAS EN NIÑOS DE 0-4 AÑOS DE EDAD, COLOMBIA Y PARAGUAY 1985-1990

	Declaradas		Proyectadas			
	APS con efectos sociales		APS sin efectos sociales		Sin APS	
	Todas las causas	Prevenibles por vacunas + perinatales	Todas las causas (variación porcentual)	Prevenibles por vacunas + perinatales (variación porcentual)	Todas las causas (variación porcentual)	Prevenibles por vacunas + perinatales (variación porcentual)
	Columna 1	Columna 2	Columna 3	Columna 4	Columna 5	Columna 6
<i>Colombia 1980</i>						
Nº	48 622	9 797	50 324	11 429	55 843	16 851
Porcentaje		20	03	14	13	42
<i>Colombia 1990</i>						
Nº	52 476	8 685	54 710	10 787	62 158	18 064
Porcentaje		17	04	19	16	52
<i>Paraguay 1980</i>						
Nº	642	173	658	199	694	256
Porcentaje		27	02	13	07	32
<i>Paraguay 1990</i>						
Nº	721	153	753	195	815	283
Porcentaje		21	04	22	12	46

Fuente: Organización Panamericana de la Salud (OPS), "Health statistics from the Americas", *Scientific Publication*, N° 556, Washington, D.C., 1995.

Cuadro 10

**MUERTES MATERNAS DECLARADAS Y PROYECTADAS EN MUJERES
DE 15 A 44 AÑOS DE EDAD, COLOMBIA Y PARAGUAY 1985-1990**

	Declaradas*		Proyectadas	
	Atención del parto con efectos sociales	Atención del parto sin efectos sociales (variación porcentual)	Sin atención del parto (variación porcentual)	
	Columna 1	Columna 2	Columna 3	
<i>Colombia 1977</i>				
N°	1032	1138	1754	
Porcentaje		09	41	
<i>Colombia 1990</i>				
N°	541	597	920	
Porcentaje		09	41	
<i>Paraguay 1980</i>				
N°	164	194	279	
Porcentaje		16	41	
<i>Paraguay 1988</i>				
N°	105	122	179	
Porcentaje		14	41	

Fuente: Organización Panamericana de la Salud (OPS), "Health statistics from the Americas", *Scientific Publication*, N° 556, Washington, D.C., 1995.

* CID 9: códigos 760-779.

En Paraguay, las reducciones fueron más modestas: 7% en 1980 y 12% en 1990. Las columnas segunda, cuarta y última del cuadro 9 muestran solamente las muertes infantiles prevenibles por vacunas y perinatales. Las proyecciones señalan que mientras en 1980 los servicios de salud colombianos prevenían un 42% de las muertes debidas a estas causas, en 1990 prevenían más de la mitad. Las cifras comparables en Paraguay son 32% y 46%, respectivamente. Estos diferenciales implican que los programas de salud pasaron a tener más influencia en ambas transiciones de la mortalidad durante este período. Sin embargo, si se toman en cuenta los efectos de la interacción social, los efectos brutos del programa se reducen. Si se consideran las diferencias entre las columnas primera y tercera, los efectos marginales de la interacción social sobre la inmunización y el parto reducen el número de muertes infantiles debidas a todas las causas en Colombia a un modesto 3% en 1980 y a 4% en 1990. El efecto marginal de la interacción social en Paraguay es de 2% en 1980, y aumenta a 4% en 1990. Como cabría esperar, los efectos sociales son más evidentes en el subconjunto de muertes prevenibles por vacunas y perinatales. En 1980, dichos efectos explicaron 14% de las muertes evitadas por vacunas y las perinatales en Colombia, las que subieron a 19% en 1990. En Paraguay, las cifras correspondientes son de 13% y 22%. Estas diferencias muestran que

los efectos de la interacción social también cobraron más relieve durante el período, una observación consistente con la hipótesis de Bongaarts y Watkins (1996). Aquí, cabe formular una advertencia. La proyección retrospectiva de los efectos de la interacción social de 1990 a 1980 puede llevar a que estos últimos se sobreestimen. Teóricamente, los efectos de interacción emergen, y tienen una duración incierta y dependiente de factores estructurales y sociales. Dicho esto, si se supone que eran constantes en ambos años, los efectos de la interacción social representan hasta un quinto de la reducción observada de la mortalidad infantil durante la década.

Las simulaciones de la mortalidad materna son comparativamente más simples. En el cuadro 10 se observa que en 1977 los programas de atención materna de Colombia prevenían 41% de las muertes maternas. La descomposición muestra que los efectos sociales representan 9% de estas muertes evitadas. Dado que la cobertura no varió durante el período, el porcentaje de 1990 tampoco cambia. En Paraguay, la cobertura de la atención materna aumentó de 22% a 30% entre 1980 y 1988 (cuadro 4), y los servicios de atención materna representaron 41% de las muertes prevenibles en ambos años. Los efectos de la interacción social sobre la mortalidad materna son aproximadamente dos veces más importantes en Paraguay que en Colombia. Cabe formular otra advertencia. Estas cifras deben interpretarse como los límites superiores de efectos medidos muy imperfectamente. Es poco probable que todos los servicios de atención materna hayan funcionado de manera óptima en ambos países. Además, como ya se dijo, la mortalidad materna adolece de una seria subdeclaración, sobre todo en Paraguay donde apenas se registra la mitad de todas las muertes maternas.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

En el presente estudio he demostrado que las opciones de comportamiento de salud son contingentes en gran medida con los comportamientos de salud de personas cercanas. Estos efectos de interacción social difieren según el tipo de comportamiento y el lugar, y ocurren en adición de los efectos individuales, familiares y contextuales. En ninguno de los dos países estudiados el efecto positivo de la participación rutinaria en la inmunización o los efectos de la interacción social compensan plenamente los efectos negativos del factor de riesgo del hogar. En cambio, en ambos países, la participación en los programas prenatales o los efectos de la interacción social son suficientes para compensar los efectos a nivel de hogar sobre la atención del parto. En todos los modelos, salvo uno

(inmunización en Paraguay), los efectos *combinados* de la participación en el programa APS y de las interacciones sociales compensan los efectos aditivos del factor de riesgo. Por ende, el incremento de los efectos sociales podría haber compensado la efectividad decreciente del programa para mantener estable la producción de salud en el hogar. En la medida en que los comportamientos de salud están correlacionados, los efectos de la interacción social habrían incrementado también otros factores conductuales para la producción de salud en el hogar. De esta manera tanto los hogares de bajo y alto riesgo pudieron mantener su nivel de salud durante los económicamente tormentosos años ochenta.

La observación de que los efectos de la interacción social son más influyentes en Paraguay, que es menos diferenciado, no concuerda con la teoría social estructural. Esta diferencia podría explicarse porque los efectos de la interacción social varían en el tiempo. Los efectos captados en 1990 en Paraguay podrían haber sido relativamente contundentes, mientras que los correspondientes a Colombia, con una transición de la mortalidad que se mueve con mayor rapidez, podrían haber estado ya en declinación. Lamentablemente, esta hipótesis no puede verificarse con datos corte transversal.⁶

El tomar conciencia de que los comportamientos de salud son hasta cierto punto colectivos tiene implicaciones profundas. Desde un punto de vista práctico, los esfuerzos de movilización social dirigidos a comunidades específicas podrían inducir cambios conductuales en salud en zonas donde la comercialización directa y otros enfoques individuales fracasan. A medida que los procesos de globalización en marcha prosiguen y se aceleran, el contacto con los nuevos conceptos y conductas en materia de salud sólo puede aumentar. Las preferencias de salud serán cada vez más lábiles. Lamentablemente, no hay garantía de que los nuevos comportamientos que se adopten sean productores de salud. Este estudio ha detectado efectos sociales positivos netos, pero no hay una razón teórica para esperar que esto sea siempre así. Según señala Noack (1987), los efectos de la interacción social podrían concebiblemente amplificar una mala experiencia o una reacción negativa traduciéndose en un movimiento contrario a un concepto de salud específico. Por otra parte, la erradicación de las enfermedades y otras intervenciones de salud en gran escala que persiguen inducir el compromiso de la comunidad se vuelven más factibles a medida que proliferan cada vez más las interacciones sociales.

6 En otros artículos utilizo los datos sobre duración de la inmunización para demostrar que los cambios de este comportamiento se reflejan como un proceso endógeno de retroalimentación que es impedido o amplificado por la estructura social (McQuestion, 2000).

Anexo 1

Cuadro A.1

EFFECTOS MARGINALES PROBIT BIVARIANTES SOBRE LA INMUNIZACIÓN, EDSII, 1990

Variable independiente	Colombia (n=2912)		Paraguay (n= 3424)	
	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.
Inmunización				
Niño 18-23 meses de edad	0.107*	0.024	0.137*	0.030
Niño 24-29 meses de edad	0.158*	0.022	0.143*	0.030
Niño 30-35 meses de edad	0.116*	0.024	0.157*	0.029
Niño 36-41 meses de edad	0.155*	0.023	0.198*	0.029
Niño 42-47 meses de edad	0.142*	0.023	0.206*	0.029
Niño 48-53 meses de edad	0.160*	0.023	0.186*	0.029
Niño 54 + meses de edad	0.168*	0.022	0.191*	0.025
Jefatura femenina del hogar	-0.014	0.023	-0.033	0.028
Orden de nacimiento	-0.018*	0.004	-0.023*	0.004
Madre con enseñanza primaria o sin educación	-0.084*	0.020	-0.177*	0.025
No habla español			-0.112*	0.020
Cónyuge agricultor	-0.120*	0.039	-0.091*	0.022
Proporción de niños mayores plenamente inmunizados en el municipio inverso de la razón de Mills				
	0.207*	0.050	0.339*	0.032
	-0.325*	0.069	0.373*	0.076

Nota: Se usaron variables instrumentales (no figuran) en los probit bivariantes. Los instrumentos fueron: proporción de la fuerza laboral femenina empleada por cuenta propia a nivel de departamento (COL) y proporción de hogares no hispanoparlantes en la zona censal (PAR). Se usaron los estimadores de varianza Huber/White/sandwich en todos los modelos.

^a Estos coeficientes están normalizados. Para la j 'ésima variable, $B_j \phi(z)$ representa el cambio en la probabilidad de inmunización plena para un cambio unitario en j donde $z = \phi^{-1}(p)$, es la media muestral de la variable respuesta y B_j es el coeficiente probit para la variable.

Cuadro A.2

**EFFECTOS MARGINALES PROBIT BIVARIANTES SOBRE
LA ATENCIÓN PROFESIONAL DEL PARTO, EDSII, 1990**

Variable independiente	Colombia (n=2912)		Paraguay (n= 3424)	
	Coefficiente	E.E.	Coefficiente	E.E.
Parto				
Edad materna < 20 años	-0.040	0.103	0.033	0.045
Edad materna 30-39 años	0.091 [‡]	0.053	-0.007	0.034
Edad materna 40-45 años	0.100*	0.051	-0.102	0.101
Jefatura femenina del hogar	0.003	0.032	-0.112*	0.027
Nacidos vivos	-0.019*	0.002	-0.026*	0.003
Madre con enseñanza primaria o sin educación	-0.112*	0.055	-0.153*	0.047
No habla español	-0.052	0.043	-0.143*	0.022
Cónyuge agricultor			-0.132*	0.030
Proporción de niños mayores en el municipio con atención profesional en su parto	0.303*	0.022	0.341*	0.031
Inverso de la razón de Mills	0.095	0.296	0.500*	0.232

Nota: se usaron variables instrumentales (no figuran) en los probit bivariantes. Los instrumentos fueron: proporción de la fuerza laboral femenina empleada por cuenta propia a nivel de departamento (COL) y proporción de hogares no hispanoparlantes en la zona censal (PAR). Se usaron los estimadores de varianza Huber/White/sandwich en todos los modelos.

^a Estos coeficientes están normalizados. Para la j 'ésima variable, $B_j \phi(z)$ representa el cambio en la probabilidad de inmunización plena para un cambio unitario en j donde $z = \phi^{-1}(p)$, es la media muestral de la variable respuesta y B_j es el coeficiente probit para la variable.

BIBLIOGRAFÍA

- Altimir, Oscar (1984), "Poverty, income distribution and child welfare in Latin America: A comparison of pre- and post-recession data", *World Development*, vol. 12, Nº 3.
- Alvarez-Larrauri, S., C. Alvarez-Larrauri y J. Jufresa-Carreras (1994), "Aprendiendo a prevenir la deshidratación en comunidades alejadas y mercados mexicanos", *Social Science and Medicine*, vol. 38, Nº 11.
- Arriagada, Irma (1990), "La participación desigual de la mujer en el mundo del trabajo", *Revista de la CEPAL*, Nº 40 (LC/G.1613-P), Santiago de Chile, abril.
- Bahr, Jürgen y R. Wehrhahn (1993), "Life expectancy and infant mortality in Latin America", *Social Science and Medicine*, vol. 36, Nº 10.
- Banco Mundial (1998), *Social Development Indicators*, Washington, D.C.
- Becker, Stan y Robert Black (1996), "A model of child morbidity, mortality and health interventions", Population Center Working Paper, Nº 96-06, Baltimore, Maryland, Johns Hopkins University.
- Behrman, Jere R. (1990), "A survey on socioeconomic development, structural adjustment and child health and mortality in developing countries", *Child Survival Programs: Issues for the 1990s*, Kenneth Hill (comp.), Baltimore, Maryland, Institute for International Programs, The Johns Hopkins University School of Hygiene and Public Health.
- Behrman, Jere R. y Anil B. Deolalikar (1990), "Health, nutrition and macro-economic adjustment with a human face: The analytical basis for the UNICEF advocacy and a case comparison", *What We Know about the Health Transition: The Cultural, Social and Behavioral Determinants of Health, Volume I*, John Caldwell y (comps.), Canberra, Health Transition Centre, Universidad Nacional Australiana.
- Berkman, L.F. y S.L. Syme (1979), "Social networks, host resistance and mortality: A nine-year follow-up study of Alameda County residents", *American Journal of Epidemiology*, Nº 109.
- Birdsall, Nancy (1989), "Thoughts on good health and good government", *Daedalus*, Nº 118.
- Blalock, Hubert (1984), "Contextual effects models: theoretical and methodological issues", *Annual Review of Sociology*, Nº 10.
- Blaney, C.L. (1994), "Making motherhood safer in Bolivia", *Network*, vol. 14, Nº 3.
- Boerma, J. Ties y otros (1990), "Immunization: Levels, trends and differentials", *Demographic and Health Surveys Comparative Studies*, Nº 1. Columbia, Maryland, Macro International.

- Bongaarts, John y R. Potter (1983), *Fertility, Biology and Behavior: An Analysis of the Proximate Determinants*, Nueva York, Academic Press.
- Bongaarts, John y Susan Cotts Watkins (1996), "Social interactions and contemporary fertility transitions", Population Council Research Division Working Paper, N° 88, Nueva York, Population Council.
- Brock, William A. y Steven N. Durlauf (2000), "Interaction-based models", Departamento de Economía, Universidad de Wisconsin-Madison, inédito.
- Bunton, Robin, Simon Murphy y Paul Bennett (1991), "Theories of behavioural change and their uses in health promotion: Some neglected areas", *Health Education Research*, vol. 6, N° 2.
- Carlsson, Gosta (1966), "The decline of fertility: innovation or adjustment process", *Population Studies*, vol. 20, N° 2.
- Case, Anne C. (1991), "Spatial patterns in household demand", *Econometrica*, vol. 59, N° 4.
- CELADE (Centro Latinoamericano de Demografía) (1997), *Boletín demográfico*, año 30, N° 59, Santiago de Chile.
- (1991), "América Latina: porcentajes urbanos 1990", *Boletín demográfico*, año 24, N° 47 (LC/DEM/G.97), Santiago de Chile, enero.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (1993), Balance preliminar de la economía de América Latina y el Caribe 1993 (LC/G.1794), Santiago de Chile, diciembre.
- (1989), Balance preliminar de la economía latinoamericana, 1988 (LC/G.1536), Santiago de Chile.
- Cleland, John, George Bicego y Greg Fegan (1992), "Socioeconomic inequalities in childhood mortality: The 1970s and 1980s", *Health Transition Review*, vol. 2, N° 1.
- Coleman, James A. (1990), *Foundations of Social Theory*, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press.
- Cornia, Giovanni A., Richard Jolly y Frances Stewart (1987), *Adjustment with a Human Face*, Nueva York, Oxford University Press.
- Curtis, Sian L., Ian Diamond y John W. McDonald (1993), "Birth interval and family effects on postnatal mortality in Brazil", *Demography*, vol. 30, N° 1.
- DaVanzo, Julie y Paul Gertler (1990), "Household production of health: A microeconomic perspective on health transitions. A RAND Note", Santa Monica, RAND.
- de Quadros, Ciro A. y otros (1991), "Eradication of poliomyelitis: Progress in the Americas", *Journal of Pediatric Infectious Diseases*, N° 103.
- Desai, Solange (1992), "Children at risk: The role of family structure in Latin America and West Africa", *Population and Development Review*, vol. 18, N° 4.
- Devlin, Robert (1989), "Disyuntivas frente a la deuda externa", *Revista de la CEPAL*, N° 37 (LC/G.1547-P), Santiago de Chile, abril.
- Eberstein, I.W., C.B. Nam y R.A. Hummer (1990), "Infant mortality by cause of death: main and interaction effects", *Demography*, vol. 27, N° 3.

- Eckstein, Susan (1989), *Power and Popular Protest. Latin American Social Movements*, Berkeley, California, University of California Press.
- Elo, Irma T. (1992), "Utilization of maternal health care services in Peru: The role of women's education", *Health Transition Review*, vol. 2, Nº 1.
- Erbring, Lutz y Alice A. Young (1979), "Individuals and social structure", *Sociological Methods & Research*, vol. 7, Nº 4.
- Ewbank, Douglas C. y Samuel Preston (1990), "Personal health behavior and the decline in infant and child mortality: The United States 1900-1930", *What We Know about the Health Transition: The Cultural, Social and Behavioral Determinants of Health, Volume I*, John Caldwell (comps.), Canberra, Health Transition Centre, Universidad Nacional Australiana.
- Govindaraj, Ramesh, Gnaranaraj Chellaraj y Christopher J.L. Murray (1997), "Health expenditures in Latin America and the Caribbean", *Social Science and Medicine*, vol. 44, Nº 2.
- Guzmán, J.M. (1989), "Trends in socioeconomic differentials in infant mortality in selected Latin American countries", *Differential Mortality: Methodological Issues and Biosocial Factors*, L. Ruzicka, G. Wunsch y P. Kane (comps.), Oxford, Clarendon Press.
- Hill, Kenneth y Anne R. Pebley (1989), "Child mortality in the developing world", *Population and Development Review*, Nº 15.
- Hirschman, Albert O. (1982), "Rival interpretations of market society: civilizing, destructive or feeble?", *The Journal of Economic Literature*, Nº 20.
- House, James S., Karl R. Landis y Debra Umberson (1988), "Social relationships and health", *Science*, Nº 241.
- Institute for Resource Development/Westinghouse (1987), "Demographic and Health Surveys Sampling Manual. Basic Documentation- 8", Columbia, Maryland.
- Jacobi, Pedro (1990), "Movimientos reivindicatorios urbanos, estado e cultura política: Reflexão em torno da ação coletiva e dos seus efeitos político-institucionais no Brasil", *Classes y movimientos sociales na America Latina*, S. Larangeira (comp.), São Paulo, Editora Hucitec.
- Jelin, Elizabeth (1995), "Family and Gender: Notes for the Debate; Familia y género: notas para el debate", *Estudos-Feministas*, vol. 3, Nº 2.
- Koblinsky, Marilyn A. (1995), "Beyond maternal mortality- magnitude, interrelationship, and consequences of women's health, pregnancy-related complications and nutritional status on pregnancy outcomes" *International Journal of Gynecology and Obstetrics*, Nº 48 (suppl).
- Kohler, Hans-Peter (1997), "Learning in social networks and contraceptive choice", *Demography*, vol. 34, Nº 3.
- Land, Kenneth C., Glenn Deane y Judith R. Blau (1991), "Religious pluralism and church membership: A spatial diffusion model", *American Sociological Review*, Nº 56.
- Lavy, V. y J.M. Germain (1994), "Quality and cost in health care choice in developing countries", LSMS Working Paper, Nº 105, Washington, D.C., Banco Mundial.

- Lazarsfeld, P.F. y H. Menzel (1969), "On the relation between individual and collective properties", *A Sociological Reader on Complex Organizations*, A. Etzioni (comp.), Nueva York, Holt, Rinehart and Winston.
- León, Marta (1987), "Lucha por la seguridad social de la trabajadora doméstica", *Mujeres, crisis y movimiento en América Latina y el Caribe*, Neuma Aguiar (comp.), Santiago de Chile, Isis Internacional, Vol. XI.
- Lloyd, Cynthia B. (1991), "The contributions of the World Fertility Surveys to an understanding of the relationship between women's work and fertility", *Studies in Family Planning*, vol. 22, N° 3.
- López, A.D. (1993), "Causes of death in industrial and developing countries: Estimates for 1985-1990", *Disease Control Priorities in Developing Countries*, Dean T. Jamison y otros (comps.), Oxford, Oxford University Press.
- Magnac, Thierry (1992), "Female labor market participation and wages in Colombia", *Case Studies on Women's Employment and Pay in Latin America*, George Psacharopoulos y Zinos Tzannatos (comps.), Washington, D.C., Banco Mundial.
- Manski, Charles (1995), *Identification Problems in the Social Sciences*, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press.
- (1993), "Identification of endogenous social effects: The reflection problem", *Review of Economic Studies*, N° 60.
- Marsden Peter y Noah Friedkin (1993), "Network studies of social influence", *Sociological Methods and Research*, vol. 22, N° 1.
- Matthews, Zoe y Ian Diamond (1999), "The Expanded Programme on Immunization: Mortality consequences and demographic impact in developing countries", *Genus*, vol. 55, N° 1-2.
- (1997), "Child immunization in Ghana: The effects of family, location and social disparity", *Journal of Biosocial Sciences*, N° 29.
- McLeroy, K.R., D. Bibeau, A. Steckler y K. Glanz (1988), "An ecological perspective on health promotion programs", *Health Education Quarterly*, vol. 15, N° 4.
- McQuestion, Michael J. (2000), "A bivariate probit analysis of social interaction effects", Center for Demography and Ecology Working Paper, N° 2000-05, Universidad de Wisconsin- Madison.
- Mechanic, David (1993), "Social research in health and the American sociopolitical context: The changing fortunes of medical sociology", *Social Science and Medicine*, N° 36.
- Messick, Richard E. (comp.) (1996), *World Survey of Economic Freedom 1995-1996: A Freedom House Study*, New Brunswick, New Jersey, Transaction Publishers.
- Midhet, Farid, Stan Becker y Heinz Berendes (1998), "Contextual determinants of maternal mortality in rural Pakistan", *Social Science and Medicine*, vol. 46, N° 12.

- Montgomery, Mark y John Casterline (1996), "Social learning, social influence and new models of fertility", *Fertility in the United States: New Patterns, New Theories. Population Development and Review. Supplement 22*, Ronald D. Lee y Karen A. Foote (comps.), Nueva York, Population Council.
- (1993), "The diffusion of fertility control in Taiwan: Evidence from pooled cross-section time-series models", *Population Studies*, N° 47.
- Mosley, W. Henry y Lincoln C. Chen (1984), "An analytic framework for the study of child survival in developing countries", *Population and Development Review*, N° 10 (supplement).
- Musgrove, Philip (1996), "Public and private roles in health", World Bank Discussion Paper, N° 339, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Naciones Unidas (1997), *Report on the World Social Situation 1997*, Nueva York, Departamento de Información Económica y Social y Análisis de Políticas (DIESAP).
- (1994), *Urban and Rural Areas 1950-2025: The 1994 Revision*, Nueva York.
- (1993), *World population prospects: The 1992 Revision*, Nueva York, Departamento de Análisis Económicos y Sociales, División de Población. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: E.93.XIII.7.
- (1992), *World Population Prospects 1990*, Nueva York.
- (1991), *The World's Women 1970-1990: Trends and Statistics*, Social Statistics and Indicators, Nueva York.
- Nathanson, Constance A. (1977), "Sex, illness, and medical care. A review of data, theory, and method", *Social Science & Medicine*, vol. 11, N° 1.
- Nino, L. y otros (1994), "Proyecto comunitario para la atención primaria de menores de 5 años con infecciones respiratorias agudas", *Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana*, vol. 117, N° 3.
- Noack, Horst (1987), "Concepts of health and promotion", *Measurement in health promotion and protection*, T. Abelin, Z.J. Brzezinski y Vera D.L. Carstairs (comps.), WHO Regional Publications European Series, N° 22, Copenhagen, Oficina Regional para Europa, Organización Mundial de la Salud (OMS).
- OEA (Organización de los Estados Americanos) (1992), "Tourist arrivals (Table A-41)", *Statistical bulletin of the OAS*, vol. 10, N° 2.
- OMS (Organización Mundial de la Salud) (1996), *Revised 1990 Estimates of Maternal Mortality: A New Approach by WHO and UNICEF*, Ginebra.
- (1991), *World Health Statistics Annual*, Ginebra.
- (1985), "WHO's Expanded Program on Immunization", *World Health Statistics Quarterly*, N° 38.
- (1979-1995), *World Health Statistics Annuals*, Ginebra.
- (1978), *Primary Health Care*, Ginebra.
- OPS (Organización Panamericana de la Salud) (1995), "Health statistics from the Americas", *Scientific Publication*, N° 556, Washington, D.C.
- (1994), "Health Conditions in the Americas, Vol I", *Scientific Publication*, N° 549, Washington, D.C., PAHO Press.

- (1993a), “Report of the XXIX Meeting of the PAHO Advisory Committee on Health Research”, *PAHO Epidemiological Bulletin*, vol. 14, N° 2.
- (1993b), “Maternal mortality in the Americas”, *PAHO Epidemiological Bulletin*, vol. 14, N° 1.
- (1992), “Salud: Una condición para el desarrollo”, *Boletín de la Oficina Panamericana*, vol. 113, N° 5-6.
- Palloni, Alberto (1998), “Theories and models of diffusion in sociology”, Center for Demography and Ecology Working Paper, N° 98-11, Madison, Universidad de Wisconsin.
- Palloni, Alberto y Kenneth Hill (1992), “The effects of structural adjustments on mortality by age and cause in Latin America”, Center for Demography and Ecology Working Paper, N° 92-22, Universidad de Wisconsin-Madison.
- Paris Pombo, María D. (1990), *Crisis e identidades colectivas en América Latina*, México, D.F., Plaza y Valdés S.A.
- Peabody, John W. (1996), “Economic reform and health sector policy: Lessons from structural adjustment programs”, *Social Science and Medicine*, vol. 43, N° 5.
- Pebbley, Anne R. (1993), “Goals of the World Summit for Children and their implications for health policy in the 1990s”, *The Epidemiological Transition: Policy and Planning Implications for Developing Countries. Workshop proceedings*, James N. Gribble y Samuel H. Preston (comps.), Washington, D.C., Comité sobre Población, Commission on Behavioral and Social Sciences and Education, Consejo Nacional de Investigaciones, National Academy Press.
- Pebbley, Anne R., Noreen Goldman y Germán Rodríguez (1996), “Perinatal and delivery care and childhood immunization in Guatemala: Do family and community matter?”, *Demography*, vol. 33, N° 2.
- Pappas, G. y otros (1993), “The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986”, *New England Journal of Medicine*, N° 329.
- Preston, Samuel H. (1986), “Review of Richard Jolly and Giovanni Andrea (eds): The impact of world recession on children”, *Journal of Development Economics*, vol. 21, N° 2.
- Psacharopoulos, George y Zinos Tzannatos (1992), *Women's Employment and Pay in Latin America: Overview and Methodology*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Rivera-López, T., M. Salas-Ramírez y J.D. Amato-Martínez (1994), “Influencia del control prenatal sobre la morbimortalidad materna y perinatal en un centro hospitalario de segundo nivel de atención”, *Ginecología y Obstetricia de México*, N° 62.
- Rosero-Bixby, Luis y John Casterline (1993), “Modelling diffusion effects in fertility transition”, *Population Studies*, vol. 47, N° 1.
- Royston, Erica y Sue Armstrong (1989), *Preventing Maternal Deaths*, Ginebra, Organización Mundial de la Salud (OMS).

- Rosenzweig, Mark R. y T. Paul Schultz (1982), "Child mortality and fertility in Colombia: Individual and community effects", *Health Policy and Education*, N° 2.
- Rutenberg, Naomi y otros (1991), "Knowledge and use of contraception", *DHS Comparative Studies*, N° 6, Columbia, Maryland, Institute for Resource Development/Macro International.
- Rutstein, Shea O., Allen E. Sommerfelt y J. Schoemaker (1990), "Who uses maternal and child health services? Evidence from the Demographic and Health Services", *Child Survival Programs: Issues for the 1990s*, K. Hill (comp.), Baltimore, Maryland, Institute for International Programs, The Johns Hopkins University School of Hygiene and Public Health.
- Sastry, Narayan (1995), "A multilevel hazards model for hierarchically clustered data: Model estimation and an application to the study of child survival in Northeast Brazil", RAND Labor and Population Program Working Paper Series, N° 95-15, Santa Monica, California, RAND.
- Schultz, T. Paul (1984), "Studying the impact of household economic and community variables on child mortality", *Population Development Review* (supplement), N° 10.
- Snow, David A. y Robert D. Benford (1988), "Ideology, Frame Resonance, and Participant Mobilization", *International Journal of Social Movements Research*, N° 1.
- Stansfield, S.K. y D.S. Shepard (1993), "Acute respiratory infection", *Disease Control Priorities in Developing Countries*, Dean T. Jamison y otros (comps.), Oxford, Oxford University Press.
- Steele, Fiona, Ian Diamond y Sajeda Amin (1995), "Immunisation uptake in rural Bangladesh: A multilevel analysis", documento presentado a la Reunión Anual de la Asociación Demográfica de los Estados Unidos de América, San Francisco, California, 6 al 8 de abril.
- Sullivan, Jeremiah M., Shea O. Rutstein y George T. Bicego (1994), "Infant and child mortality", *DHS Comparative Studies*, N° 15, Calverton, Maryland, Macro International.
- Tam, Luis (1994), "Rural-to-urban migration in Bolivia and Peru: Association with child mortality, breastfeeding cessation, maternal care and contraception", *DHS Working Series Paper*, N° 8, Calverton, Maryland, Macro International.
- Touraine, Alain (1988), "Modernity and cultural specificities", *International Social Science Journal*, N° 40.
- Tsui, Amy O., Judith N. Wasserheit y John G. Haaga (1997), *Reproductive health in developing countries. Panel on Reproductive Health*, Washington, D.C., Comité sobre Población, Commission on Behavioral and Social Sciences and Education, Consejo Nacional de Investigaciones, National Academy Press.
- United States Public Health Service (1994), "Progress toward global eradication of poliomyelitis, 1988-1993", *Morbidity and Mortality Weekly Report*, N° 43.

- Vlassoff, Carol (1994), "Gender inequalities in health in the third world: Uncharted ground", *Social Science and Medicine*, vol. 39, N° 9.
- Walton, John (1988), "Debt, protest and the state in Latin America", *Power and Popular Protest: Latin American Social Movements*, Susan Eckstein (comp.), Berkeley, California, University of California Press.
- Wilkie, James W. (comp.) (1996), *Statistical Abstract of Latin America*, N° 33, Latin American Center Publications, Los Angeles, California, Universidad de California (UCLA).

SUGERENCIAS PARA LOS COLABORADORES

La Revista *Notas de Población* publica artículos *inéditos* en el campo de los estudios de población y puede contener, eventualmente, resúmenes de trabajos (investigaciones, tesis de maestría o de doctorado) y reseñas de libros o de artículos de actualidad y relevancia. Está abierta a colaboraciones y se reserva el derecho de publicar el material enviado, el que será sometido a la apreciación del Comité Editorial y de consultores especializados.

Los autores se comprometerán a no presentarlos a otra revista durante tres meses, plazo dentro del cual recibirán respuesta, confirmando o no su publicación. El Comité Editorial tiene el derecho de hacer pequeñas modificaciones en el texto, cuadros y gráficos, en lo que se refiere a cuestiones de forma, para satisfacer los criterios editoriales de la revista. Normalmente, los manuscritos debieran estar escritos en español, pero en circunstancias excepcionales se pueden considerar documentos escritos originalmente en portugués, inglés u otro idioma, los que serán traducidos si son aceptados para publicación. Los originales no serán devueltos.

El texto debe atenerse a los siguientes criterios:

1. **Texto.** El texto de los artículos no debe exceder las 10.000 palabras (incluyendo notas y bibliografía) y las reseñas bibliográficas no deben exceder las 1.000 palabras. Todo documento debe incluir un resumen de no más de 160 palabras. *Tanto el texto como los cuadros y gráficos deben ser enviados en versión impresa y en archivos computacionales en disquete.*
2. **Cuadros y gráficos.** Deben estar agrupados al final del artículo, con sus respectivas numeraciones, títulos y leyendas claramente indicadas. En el texto debe constar una "llamada" indicando el lugar aproximado en que corresponde insertarlos. Es necesario prestar especial atención a la claridad y limpieza de los gráficos, y se solicita que, toda vez que sea posible, se envíen además los datos originales, para su correcta reproducción.
3. **Fórmulas matemáticas.** Se sugiere que sean numeradas con números arábigos entre paréntesis, los que deberían ser justificados al margen derecho.
4. **Notas explicativas.** Todas las notas deben ser insertadas a pie de página, numeradas secuencialmente.
5. **Referencias bibliográficas.** Cuando están en el texto, comienzan con el apellido del autor, seguidos del nombre de pila o inicial y del año de publicación. En la bibliografía que va al final del artículo, las referencias aparecerán por orden alfabético de acuerdo al apellido del autor, seguido del nombre de pila y los siguientes datos, en el mismo orden en que se indican: año de publicación entre paréntesis, título completo, (nombre de la revista, si procede), ciudad de publicación, casa editorial, número del volumen (si procede).
6. **Observaciones.** El autor no recibirá pruebas para corrección, que estará a cargo de los editores de la revista.

