

DE POBLACIÓN



# NOTAS

84



NACIONES UNIDAS

Comisión Económica para América Latina y el Caribe ■ CEPAL  
Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía ■ CELADE

CEPAL

# NOTAS DE POBLACIÓN

AÑO XXXIV • N°84 • SANTIAGO DE CHILE



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

# COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE (CEPAL)

José Luis Machinea, Secretario Ejecutivo

## Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)

### División de Población de la CEPAL

Dirk Jaspers, Director

La Revista **NOTAS** DE POBLACIÓN es una publicación del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL, 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, con una orientación interdisciplinaria, por lo que acoge tanto artículos sobre demografía propiamente tal, como otros que aborden las relaciones entre las tendencias demográficas y los fenómenos económicos, sociales y biológicos.

Las opiniones expresadas en esta revista son responsabilidad de los autores, sin que el Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población, sea necesariamente participe de ellas.

#### Comité editorial:

Jorge Bravo

Juan Chackiel

José Miguel Guzmán

Susana Schkolnik

Dirk Jaspers

Orly Winer

Jorge Martínez

Enrique Pemjean

#### Secretaria:

María Teresa Donoso

#### Editor especial:

Jorge Rodríguez

#### Redacción y administración:

Casilla 179-D, Santiago, Chile. E-mail: [mariateresa.donoso@cepal.org](mailto:mariateresa.donoso@cepal.org)

Ventas: [publications@cepal.org](mailto:publications@cepal.org). Precio del ejemplar: US\$ 12 Suscripción anual: US\$ 20.

Diseño de portada: Coka Urzúa

Ilustración de portada: Carlos Rimassa, *Cargador*, Bolivia, 2005.

Diagramación interior: Gloria Barrios

---

Publicación de las Naciones Unidas

ISSN versión impresa 0303-1829 ISSN versión electrónica 1681-0333

ISBN 978-92-1-323085-5

LC/G.2344-P

No de venta S.07.II.G.92

Copyright © Naciones Unidas 2007.

Todos los derechos reservados. Impreso en Naciones Unidas, Santiago de 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, Estados Unidos. Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Solo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

## Sumario

Presentación .....	5
América Latina: patrones emergentes en la fecundidad y la salud sexual y reproductiva y sus vínculos con la reducción de la pobreza <i>Mariachiara Di Cesare</i> .....	11
Argentina, Bolivia, Brasil y Chile: pobreza y efectos sociodemográficos de la migración interna a inicios del siglo XXI <i>Gustavo Busso</i> .....	53
Relaciones entre pobreza, migración y movilidad: dimensiones territorial y contextual <i>Daniel Delaunay</i> .....	87
Diferenciales de ingresos por sexo, composición de las familias y desigualdad del ingreso familiar en Brasil <i>Simone Wajzman</i> .....	131
Población y pobreza: un modelo a escala de hogar y ejemplo de su aplicación en la República Bolivariana de Venezuela y Brasil <i>Ralph Hakkert</i> .....	149

# **Población y pobreza: un modelo a escala de hogar y ejemplo de su aplicación en la República Bolivariana de Venezuela y Brasil**

Ralph Hakkert\*

## **Resumen**

Considerando que la pobreza generalmente se mide como una característica de los hogares y no de los individuos, cabe esperar que las variaciones en la composición de los hogares influyan en la incidencia de ella. En este artículo se busca cuantificar y proyectar dichos efectos mediante una versión modificada del modelo CEPAL/IPEA/PNUD de proyección de la pobreza, cuyo alcance es mayor que el de la metodología tradicional, pues incorpora la desigualdad como factor determinante. Se examinan algunas opciones que definen distintas variantes de la metodología señalada, principalmente las relacionadas con el cálculo de los coeficientes que expresan la contribución de las diferentes categorías de miembros del hogar a la capacidad total de generación de ingresos. Finalmente, se aplican algunas alternativas del modelo a los casos de la República Bolivariana de Venezuela (1999-2004 y 2004-2015) y Brasil (1999-2005 y 2005-2015). Los resultados son sustanciales. En el caso de la República Bolivariana de Venezuela, manteniendo los coeficientes de 2004 la pobreza podría ser hasta 10 puntos porcentuales menor que la proyectada sin considerar los efectos demográficos; en Brasil, la diferencia podría llegar a 14 puntos porcentuales.

---

\* Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA)

## Abstract

### **Population and poverty: a household-level model and its application in the Bolivarian Republic of Venezuela and Brazil**

Given that poverty tends to be measured as a characteristic of households rather than individuals, variations in household composition should be expected to have an impact on levels of poverty. This article seeks to quantify and project these effects using a modified version of the poverty-projection model devised by the Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC), the Institute for Applied Economic Research (IPEA) of Brazil and the United Nations Development Programme (UNDP). The scope of the modified version is greater than that of the conventional methodology, as it incorporates inequality as a determining factor. The author goes on to study the options involved in variants of the methodology, mainly those to do with the calculation of ratios that express the contribution of different household members to total income generation capacity. Lastly, certain versions of the model are applied to the cases of the Bolivarian Republic of Venezuela (1999-2004 and 2004-2015) and Brazil (1999-2005 and 2005-2015). The results are significant. In the Bolivarian Republic of Venezuela, ratios from 2004 would yield a poverty level that is 10 percentage points lower than the projected rate (without considering demographic effects). In Brazil, the difference could be as much as 14 percentage points.

## Résumé

### **Population et pauvreté: un modèle à l'échelle des ménages et un exemple de son application dans la République Bolivarienne du Venezuela et au Brésil**

La pauvreté étant généralement mesurée comme une caractéristique des ménages et non pas des individus, il est normal que les variations dans la composition de ces ménages aient une influence sur l'incidence de cette pauvreté. Cet article cherche à quantifier et à projeter ses effets grâce à une version modifiée du modèle CEPALC/IPEA/PNUD de projection de la pauvreté dont la portée plus importante que celle de la méthodologie traditionnelle puisqu'il tient compte de l'inégalité comme facteur déterminant. Cette étude analyse plusieurs options qui définissent différentes variantes de la méthodologie en question, en particulier celles qui portent sur le calcul des coefficients qui expriment la contribution des différentes catégories des membres du ménage à la capacité totale de création de revenus. finalement, certaines modalités optionnelles du modèle sont appliquées aux cas de la république bolivarienne du Venezuela (1999-2004 et 2004-2015) et au Brésil (1999-2005 et 2005-2015). Les résultats sont importants. Dans le cas de la république bolivarienne du Venezuela, si les coefficients de 2004 se maintiennent, la pauvreté pourrait être inférieure de 10 points de pourcentage aux projections, sans considérer les effets démographiques; et au Brésil, cette différence pourrait être de 14 points de pourcentage.

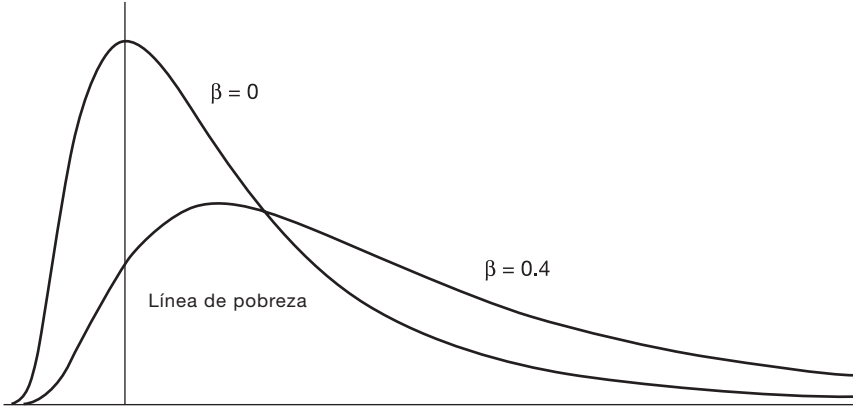
## I. Introducción

El mecanismo tradicional para proyectar la incidencia de la pobreza opera como función directa del crecimiento económico, utilizando la elasticidad ingreso de la pobreza observada en el pasado. Si esta es elevada, la pobreza reaccionará fuertemente al crecimiento económico, tal vez porque la mayoría de los pobres estará viviendo justo por debajo de la línea de pobreza. Si la elasticidad es pequeña, los aumentos del ingreso per cápita serán relativamente ineficaces para reducirla. El crecimiento económico puede no ser neutral en términos distributivos e incluso puede exacerbar la mala distribución del ingreso, pero aun en ausencia de este tipo de efectos la disminución de la pobreza que resulta del 1% de crecimiento económico per cápita normalmente es inferior al 1%. Es decir, la elasticidad tiende a ser inferior a 1, sobre todo si la distribución inicial del ingreso es muy desigual. En América Latina en particular la elasticidad ingreso de la pobreza es baja, precisamente debido a la enorme desigualdad distributiva que caracteriza a la región.

En 2002, la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), el Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA) y el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) publicaron el documento “Hacia el objetivo del milenio de reducir la pobreza en América Latina y el Caribe”, en el que se presentó una innovación metodológica que permite visualizar más explícitamente el rol de la desigualdad en la reducción de la pobreza y la determinación de la elasticidad.

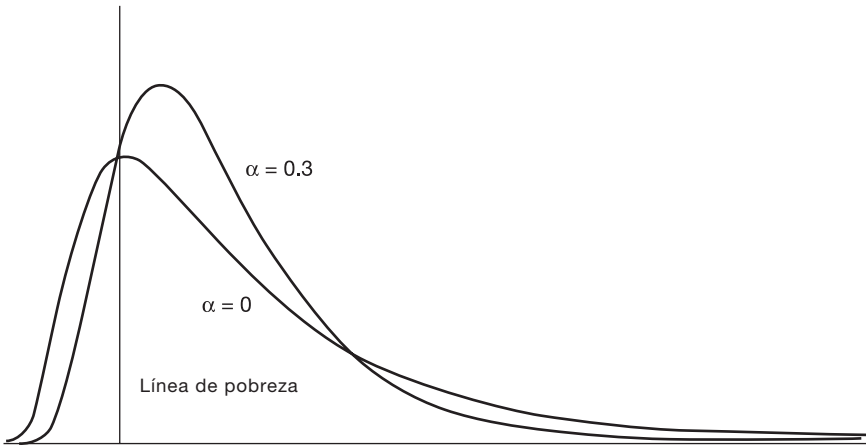
En el modelo CEPAL/IPEA/PNUD se utilizan dos parámetros para transformar y proyectar la distribución del ingreso de la pobreza. El parámetro  $\beta$ , que es el más usual, corresponde al crecimiento económico per cápita y representa un aumento proporcional de todos los ingresos. Por ejemplo, si  $\beta = 0,4$  todos los ingresos se multiplican por un factor 1,4 (véase el gráfico 1A). En ausencia de cambios distributivos,  $\beta$  puede entenderse simplemente como el crecimiento del ingreso per cápita nacional. Lo innovador del modelo está en el parámetro  $\alpha$ , que expresa los efectos de la distribución del ingreso y, como lo muestra el gráfico 1B, representa la contracción lineal de ella en dirección al promedio general. Normal, pero no necesariamente, un parámetro  $\alpha$  mayor que 0 estará asociado a la reducción de la pobreza. En países muy pobres donde la línea de pobreza es superior al ingreso promedio, la contracción de la distribución del ingreso en dirección al promedio contribuirá a aumentar la incidencia de la pobreza, si bien con menor profundidad.

Gráfico 1A  
**EFFECTOS DE LAS VARIACIONES DEL PARÁMETRO  $\beta$   
SOBRE LA PROPORCIÓN DE POBRES**



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 1B  
**EFFECTOS DE LAS VARIACIONES DEL PARÁMETRO  $\alpha$   
SOBRE LA PROPORCIÓN DE POBRES**



Fuente: Elaboración propia.

Puede demostrarse que el índice de Gini es proporcional a  $(1-\alpha)$ , condición muy conveniente desde el punto de vista analítico. Variando  $\alpha$  y  $\beta$  se comprueba cómo influyen diversas combinaciones de crecimiento económico y reducción de



la desigualdad en la pobreza, al definir curvas de isopobreza. En CEPAL/IPEA/PNUD (2002) se usaron dichas curvas para demostrar que, en muchos países de la región, una baja relativamente moderada de la desigualdad del ingreso puede traducirse en niveles de pobreza iguales o inferiores a los que resultarían de un aumento proporcional significativo de todos los ingresos. Desde el punto de vista de la elaboración de políticas, se concluye que en América Latina las intervenciones sociales destinadas a reducir la desigualdad del ingreso pueden ser más eficaces en la lucha contra la pobreza que las medidas orientadas únicamente al crecimiento económico, aun cuando se apliquen sin deteriorar la distribución del ingreso.

Ni la metodología tradicional de proyección de la pobreza mediante su elasticidad ingreso, ni la innovación metodológica más reciente de CEPAL/IPEA/PNUD se refieren explícitamente a las transformaciones demográficas que se dan en América Latina y en otros lugares del mundo en desarrollo como resultado de la transición demográfica, hecho que se refleja especialmente en la caída de las tasas de fecundidad. Dado que la pobreza —al menos en su definición operativa usual— es una característica de los hogares y no de los individuos, la composición de los primeros en función del sexo y edad del jefe de hogar y del resto de sus miembros es un factor determinante de ella. Hausmann y Székely (1999), por ejemplo, demostraron claramente que en América Latina la pobreza varía de manera considerable según el número de niños dependientes que hay en el hogar.<sup>1</sup>

A medida que en la región avanza la transición demográfica, las relaciones entre los diversos grupos etarios se harán más favorables, al menos a mediano plazo. A nivel macroeconómico, este fenómeno se conoce como “bono”, “ventana de oportunidad” o “dividendo” demográfico y su contraparte a nivel microeconómico es la composición de las familias y de los hogares. En los próximos años, en la mayoría de los países latinoamericanos deberían disminuir el tamaño de los hogares y la razón de dependencia demográfica con evidentes repercusiones en la reducción de la pobreza. Estos efectos pueden ser más importantes que el tradicionalmente considerado en los textos de economía, originado por el crecimiento demográfico sobre el valor  $\beta$  resultante de los cambios en el denominador del ingreso per cápita.

Aunque el modelo CEPAL/IPEA/PNUD no considera esos factores, en otra publicación uno de sus autores aborda el tema desde una perspectiva histórica. Paes de Barros y otros (2001) analizaron los datos de las encuestas de hogares en Brasil (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, PNAD) de 1976 a 1996

---

<sup>1</sup> Aunque los autores reconocen la incidencia de componentes macroeconómicos, de la estructura de las economías de la región y de sus factores geográficos, culturales y étnicos, insisten en tres características de índole microeconómica que explican parte importante de las variaciones del ingreso entre los hogares: fecundidad, participación de la mujer en la fuerza de trabajo y educación. A la misma conclusión llegaron Birdsall, Duryea y Székely (1999).

y concluyeron que los efectos de las variaciones de la composición demográfica en la reducción de la pobreza de los hogares con jefes de 36 a 40 años de edad nacidos entre 1910 y 1960 fueron equivalentes a los de un crecimiento económico adicional de 0,4% anual. En 1996, el índice de incidencia de la pobreza fue inferior en siete puntos porcentuales al que se habría registrado de mantenerse la estructura etaria de los hogares con jefes nacidos en 1910, particularmente debido a la disminución del grupo de menos de 22 años de edad y sobre todo de los menores de 15 años. En el Nordeste, la reducción fue alrededor de dos veces mayor. Otra conclusión importante de los autores fue que mientras los cambios agregados en la composición de los hogares eran un factor determinante fundamental de la reducción de la pobreza a lo largo del tiempo, especialmente en el Nordeste, las diferencias en la composición de los hogares pobres y del resto en un momento determinado no explicaban la disparidad significativa del ingreso per cápita entre ellos. Aunque los estudios —sea retrospectivos como el citado o prospectivos como el presente trabajo— que se basan en el análisis explícito de tendencias de este tipo todavía son relativamente escasos, cabe mencionar dos de fecha reciente sobre Colombia y Costa Rica, pese a que utilizaron una metodología distinta a la de este trabajo. En Colombia, Núñez, Ramírez y Cuesta (2005) demostraron que los cambios en el número de miembros de los hogares explican gran parte de las variaciones de la pobreza entre 1996 y 2004. En Costa Rica, Rosero-Bixby y Robles (2006), que abordaron el tema desde una perspectiva más amplia utilizando cuentas de transferencia intergeneracional, concluyeron que prácticamente todo el crecimiento económico del país durante el último cuarto de siglo puede atribuirse a efectos demográficos de escala macroeconómica.<sup>2</sup>

Debe hacerse hincapié en que los efectos de reducción de la pobreza que son objeto del presente trabajo son más significativos a largo plazo y, por consiguiente, tienen un fuerte contenido de inercia. La notable reducción de la pobreza asociada a la estructura poblacional de la República Bolivariana de Venezuela y Brasil en el período 2004-2015 obedece, en gran parte, a las tendencias de las últimas décadas en materia de población y que ahora producen una rentabilidad económica. Esto no significa que el fenómeno sea irrelevante desde el punto de vista de las políticas públicas, pues los responsables de la toma de decisiones necesitan tenerlo presente para establecer metas realistas de reducción de la pobreza que no entrañen solamente aprovechar las tendencias demográficas, sino agregar alguna intervención real. Pero la pregunta más importante para ellos es qué pueden hacer ahora en términos de población para influir en la pobreza en las próximas décadas. Como se verá más adelante, todavía existe un margen de maniobra, aun cuando la mayoría de los resultados ya está determinada por la dinámica demográfica del pasado.

---

<sup>2</sup> Esta conclusión se vio afectada por el hecho de no haber considerado en el análisis al hogar y sus cambios.

Además de esta limitación propia de los análisis sobre la incidencia de factores demográficos en la pobreza, hay otras que resultan de las opciones metodológicas adoptadas en la formulación del modelo y que se describen en la siguiente sección.

## II. La estructura del modelo

**E**n la metodología propuesta se aplican las ideas básicas expuestas en los párrafos anteriores a las proyecciones de pobreza, explorando ramificaciones y alternativas e incorporando al mismo tiempo los mecanismos del modelo CEPAL/IPEA/PNUD. El Módulo demográfico de análisis y proyección de la pobreza (conocido como *Demographic module for poverty analysis and projection* o DMPAP)<sup>3</sup> funciona operativamente como un conjunto de planillas de cálculo en Excel. Asimismo, el modelo original de CEPAL/IPEA/PNUD consiste en la descomposición de tendencias, lo que permite realizar extrapolaciones de manera más fundamentada y con hipótesis explícitas sobre el comportamiento de algunas variables clave. Sin embargo, los análisis de este tipo —tanto los mencionados en la sección anterior como las alternativas presentadas más adelante— dependen de que se resuelva una serie de detalles técnicos tanto operativos como teóricos que es necesario aclarar en la medida que las soluciones adoptadas puedan afectar los resultados.

### A. Efectos demográficos directos e indirectos

Tanto la metodología de Paes de Barros y otros (2001) como las variaciones que se presentan en este documento se basan en la descomposición estadística de la pobreza por estructura del hogar, en el supuesto de que las variaciones en la composición del conjunto de hogares no afectan la capacidad de generar ingresos de cualquier hogar específico. No se consideran, por lo tanto, las consecuencias más amplias de carácter económico que escapan del ámbito del hogar, tales como el efecto de la disponibilidad relativa de factores de producción en sus precios relativos.<sup>4</sup> No existe un mecanismo intrínseco que sugiera cómo los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  pueden cambiar en función de las tendencias demográficas agregadas, lo que, en cambio sí acontece en afirmaciones como “el capital se diluye cuando el crecimiento de la fuerza de trabajo es mayor que la inversión”. De esta manera, no se considera la forma en que los cambios en la estructura etaria afectan el comportamiento del ahorro y, posteriormente, de las inversiones.

<sup>3</sup> El primer ejemplo de aplicación de este modelo para el caso de la República Bolivariana de Venezuela se presenta en Hakkert (2006).

<sup>4</sup> Estas cuestiones se abordaron en otro estudio (Hakkert, 2005). Lamentablemente, la metodología adoptada en ese trabajo no puede asociarse fácilmente con la del trabajo actual, razón por la cual ambos ofrecen visiones complementarias pero parciales del mismo fenómeno.

Ese tipo de consecuencias, que Paes de Barros y otros (2001) identifican como efectos indirectos del cambio demográfico en la pobreza, deben incorporarse exógenamente —al igual que en el presente trabajo— como hipótesis sobre la evolución de  $\alpha$  y  $\beta$ , pues de lo contrario —al igual que en el estudio citado— no se contabilizan. Aunque reconocen estas limitaciones, Paes de Barros y otros afirman que su aproximación al tema es casi ideal para estimar los efectos directos del cambio demográfico en la pobreza. Las alternativas que identifican como posibles son el análisis de regresión transversal de datos de los países y el modelo de equilibrio general computable (EGC). Sin embargo, con la primera de ellas no se logra separar los efectos directos de los indirectos y, además, es necesario suponer que el cambio demográfico fue exógeno o confiar en la elección siempre opinable de variables instrumentales. Utilizando la segunda alternativa se puede, hipotéticamente, hacer estimaciones de los efectos tanto directos como indirectos, pero la incertidumbre en relación con la especificación correcta del modelo y sus parámetros podría afectar considerablemente los resultados.

También existen limitaciones relacionadas con las variables de población. En modelos como el aquí expuesto no se agotan las razones por las cuales las políticas aplicadas en el área de población pueden influir en la pobreza. Hay varios mecanismos que no operan mediante la estructura de edad y sexo de la población, que es la variable intermedia utilizada en este trabajo, sino que afectan directamente a los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  o cambian la contribución económica relativa de los miembros de hogares con determinadas características de edad y sexo. Por ejemplo, el nacimiento de hijos de madres muy jóvenes —particularmente si no son deseados— puede provocar consecuencias que agravan la pobreza, pero no todas son reconocidas por el modelo. Evidentemente, este refleja el hecho de que las familias de esas madres tendrán otra boca que alimentar y también que la situación puede limitar su participación efectiva en el mercado de trabajo, pero no considera, por ejemplo, que la escolaridad de las madres podría verse menoscabada como consecuencia del embarazo y que eso puede afectar su capacidad futura de generar ingresos. Para analizar estos efectos habría que utilizar otro tipo de modelo.

## **B. El mecanismo de proyección de los hogares**

Aunque la metodología de Paes de Barros y otros (2001) no trata de proyecciones, como el presente trabajo, los autores debieron formular hipótesis sobre la estructura de los hogares en el escenario alternativo en que cambiaron los parámetros demográficos agregados. Por ejemplo, si el crecimiento del grupo de 22 a 64 años de edad contribuiría a aumentar el número promedio de personas de esa categoría etaria en cada hogar, o el número de hogares. Dado que conocían al menos aproximadamente la evolución histórica de la composición de los hogares, su forma de abordar el tema fue menos especulativa que la de este trabajo, donde

—entre otras cosas— hubo que decidir si la proyección se haría en términos de cohortes o de estructuras de períodos.

Las proyecciones por cohorte ofrecen grandes ventajas desde el punto de vista demográfico, pues permiten comparar a los mismos individuos en diferentes momentos del tiempo y hacer estimaciones de los parámetros de transformación que operan en los intervalos respectivos. Sin embargo, el objeto de análisis del modelo no son los individuos sino los hogares identificados en términos de la edad y sexo de sus jefes, cuyo comportamiento es mucho más errático que el de los primeros. Los individuos pueden morir o migrar, pero incluso de no ser así, todavía formarán parte de la población  $n$  años después y solo habrán envejecido  $n$  años. En el caso de los hogares, sin embargo, constantemente se forman nuevas unidades, otras antiguas desaparecen y con frecuencia se producen cambios en la jefatura. En la práctica, es muy difícil darle seguimiento a los cambios de los hogares en el tiempo.

Se concluyó que no era muy viable comparar las mismas cohortes de los hogares en diferentes momentos y se optó por una solución más sencilla: proyectar el número de jefes por el método de las razones de jefatura y ajustar las cifras correspondientes al resto de los miembros de cada hogar de manera que el total coincidiera con el de la población proyectada. En otras palabras, la composición de los hogares se proyecta “horizontalmente” (en el sentido del diagrama de Lexis) por la categoría de edad y sexo de los jefes de hogar, y no “diagonalmente” por cohorte.

### **C. Categorías de edad, sexo y parentesco**

Paes de Barros y otros (2001) agruparon a los miembros de los hogares en cuatro categorías de edad: 0 a 14 años, 15 a 21 años, 22 a 64 años y más de 65 años. En el presente trabajo se utiliza una clasificación un poco más detallada (0 a 9 años, 10 a 14 años, 15 a 24 años, 25 a 34 años, 35 a 49 años, 50 a 64 años, 65 a 74 años y más de 75 años) y diferenciada por sexo. Se agregó la categoría de mayores de 75 años, pese a su tamaño reducido, para evaluar las consecuencias del envejecimiento en un grupo etario que depende principalmente de la transferencia de ingresos. Además, el modelo trabaja con jefes de hogar de todas las categorías etarias, los distingue por sexo y asocia la capacidad de generar ingresos del resto de los miembros del hogar a su relación de parentesco —jefe, cónyuge y otros— con el jefe, aparte de su edad y sexo.

### **D. Agrupamiento de los hogares**

Un aspecto operativo propio del modelo DMPAP, puesto que se trata de un programa construido en Excel, es que los hogares se agruparon sumando su peso muestral y calculando el valor promedio de sus variables según la semejanza entre

los jefes, de acuerdo con las siguientes características: i) categoría de sexo y edad (15 a 24 años, 25 a 34 años, 35 a 49 años, 50 a 64 años, 65 a 74 años, más de 75 años); ii) número de cónyuges (0–1); iii) número de hijos menores de 10 años, con un máximo de cinco, y iv) categoría de ingreso per cápita, de un total de 50.

Al agruparlos se pierden algunos pormenores relacionados con los niveles de ingreso per cápita. Así, según la línea de pobreza adoptada para el análisis, los resultados pueden ser marginalmente distintos de los provenientes de un estudio con la muestra completa. Las categorías de ingreso se definieron de manera que los niveles de pobreza previstos en los dos años base no se vieran afectados si, para los efectos del análisis, se fijaba la línea de pobreza en 0,3, 0,5, 1,0 (en este caso, equivalente) 1,5, 2,0 ó 3,0 veces el nivel oficial. Sin embargo, el análisis de la pobreza en términos de una línea hipotética situada en el 75% de la línea oficial puede producir resultados hasta un 1% superiores o inferiores a los que se obtendrían del estudio de la muestra oficial. En algunas circunstancias esto puede ser un inconveniente, pero la opción de llevar las bases de datos completas a Excel sería inviable, especialmente en el caso de Brasil.

## E. Construcción de un modelo de la capacidad de generar ingresos de los hogares

En cuanto a las opciones metodológicas, el aspecto más complejo e importante del modelo se refiere a la forma de calcular la capacidad de generar ingresos de cada hogar en función de su composición demográfica. En este trabajo se han considerado cuatro alternativas, basadas en la siguiente fórmula de descomposición del ingreso familiar  $Y_i$  en el año  $t$ :

$$Y_{it} = Y_{it} (p\text{-factor}) \sum_j n_{jt} * c_{ijt}$$

donde la suma incluye todas las categorías  $j$  de miembros del hogar, clasificados por edad, sexo y relación con el jefe. La variable  $Y_{it}$  (*p-factor*) representa la “productividad puramente económica” del hogar en razón de características determinantes tales como el grado de instrucción promedio de sus miembros productivos, la residencia urbana o rural, el sector de actividad económica, el acceso a la tierra, el salario mínimo, la legislación laboral y otros. Este factor explica gran parte de las variaciones en el ingreso de los hogares. Cabe destacar que también inciden en él los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  del modelo de proyección de ingresos del DMPAP,<sup>5</sup> a los cuales se designará como  $\alpha_m$  y  $\beta_m$  para distinguirlos

<sup>5</sup> Esta es una diferencia con la aplicación “estándar” del modelo CEPAL/IPEA/PNUD que, como se verá más adelante, podría influir en los valores proyectados. Aunque es posible encontrar valores de  $\alpha_m$  y  $\beta_m$  equivalentes a determinados valores de  $\alpha$  y  $\beta$  en el sentido de que producen los

de los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  del modelo CEPAL/IPEA/PNUD que inciden sobre el ingreso per cápita.

Desde el punto de vista del modelo utilizado en el presente trabajo, el factor más interesante es el relacionado con la composición de los hogares, es decir, la última parte de la ecuación. Dependiendo de la edad, el sexo y la relación con el jefe de hogar, cada miembro aporta una cantidad determinada de unidades de generación de ingresos. Esta lógica es análoga a la noción del peso (equivalente adulto) en el consumo, pero aplicada ahora a la capacidad de generar ingresos. El número promedio de unidades de creación de ingresos (*cijt*) por miembro del hogar se define en el modelo como “autonomía” y, en cierta forma, es lo contrario al concepto demográfico más tradicional de “dependencia”. Cuando se multiplica *Yit* (*p-factor*) por la “autonomía”, el resultado será el ingreso per cápita.

Según la metodología original de Paes de Barros y otros (2001), *cijt* varía con *i* (índice del hogar), lo que técnicamente es conveniente pues permite, por ejemplo, que el peso de las familias pobres sea diferente al del resto. Sin embargo, a pesar de sus ventajas, esta variante, que en el presente trabajo se denomina “directa heterogénea”, es difícil de aplicar cuando se hacen proyecciones y no escenarios alternativos basados en datos históricos. Además, en la metodología de Paes de Barros y otros (2001) *cijt* no varía con *t*, lo que puede constituir un problema. En el caso de Brasil en el período 1999-2005, por ejemplo, se observa claramente una tendencia al equilibrio de *cijt* entre los jefes hombres y mujeres, y esa convergencia puede afectar los resultados de la proyección de la pobreza.

En otra alternativa, que en este trabajo se denomina “método directo homogéneo”, se usa un peso fijo en términos de *i* pero que eventualmente sería variable en términos de *t*. Como la metodología dispone de dos bases de datos, es posible estimar una tendencia que después puede extrapolarse. Ese valor, igual para todos los hogares, representa una medida que abarca las diferencias tanto de ingresos como de participación económica de los individuos. Por lo tanto, no puede interpretarse directamente como un indicador de la diferencia de remuneración en el trabajo. En el caso de Brasil, pero no de la República Bolivariana de Venezuela, se prepararon cuatro series distintas de coeficientes homogéneos directos *cijt* de acuerdo con la siguiente clasificación: i) hogares con un ingreso per cápita por debajo del 50% de la línea de pobreza; ii) hogares cuyo ingreso se sitúa entre el 50% y el 100% de la línea de pobreza; iii) hogares con un ingreso de entre una y dos veces la línea de pobreza, y iv) hogares cuyo ingreso per cápita es superior al doble de la línea de pobreza.

---

mismos efectos sobre el ingreso per cápita promedio y el índice de Gini, las transformaciones a que dan lugar ambos conjuntos de parámetros no son idénticas, de modo que los resultados de un análisis basado en el DMPAP no son exactamente comparables con los de la metodología original de CEPAL/IPEA/PNUD.

La desventaja de ambos métodos directos es que pasan por alto la interacción entre los miembros del hogar, que puede traducirse en efectos indirectos provocados por uno de ellos en la medida en que potencien su productividad o impidan la de otro familiar o familiares. Es probable, entonces, que la contribución de los niños de menos de 10 años de edad no sea nula sino negativa, toda vez que por lo general requieren de la presencia en casa de al menos uno de los miembros adultos del hogar. Por lo tanto, una de las principales diferencias entre los métodos citados y los que se describen a continuación es que en ellos los coeficientes de los niños menores de 10 años serán generalmente negativos, no porque representen un gasto neto en salud, educación y otras necesidades, sino porque su presencia puede obstaculizar la actividad económica de otros miembros del hogar, especialmente de sus madres. Por otro lado, si bien es cierto que muchas madres o suegras de los jefes de hogar no poseen un ingreso propio, pueden cuidar de los niños para que la cónyuge trabaje y contribuya positivamente a los ingresos del hogar. Los adultos enfermos o incapacitados reducen el potencial de generar ingresos de otros miembros del hogar, ya que requieren de atención permanente.

Una manera sencilla de contextualizar el tema de la contribución indirecta de algunos miembros del hogar es el método “directo modificado” que se aplicó en el caso de Brasil. En esta variante, los coeficientes cijt se determinan inicialmente de la misma forma que en el método directo homogéneo, pero solo para el caso de los hogares sin niños menores de 15 años de edad y sin adultos mayores (65 años o más) dependientes que no sean jefes o cónyuges del jefe de hogar. A partir de esta base se hacen algunas modificaciones. Los niños menores de 10 años tienen un peso negativo que varía de acuerdo con su número pero no en forma lineal, posiblemente porque los efectos del número de niños en la productividad del resto de los miembros del hogar, sobre todo de sus madres, no son aditivos. Al final, el costo de oportunidad de obtener ingresos que involucra para las madres el cuidado de dos hijos menores de 10 años, por ejemplo, no tiende a crecer en forma proporcional si tiene un tercero. Concretamente, se calcula que un niño representa una carga que corresponde al 50% de la productividad de las mujeres casadas entre 15 y 34 años; dos niños representan una carga del 80% y tres niños, el 100%. A partir del cuarto niño se supone que la carga disminuye en un 10% por niño adicional, ya que es posible que los mayores cuiden de los menores.<sup>6</sup> Para los niños de 10 a 14 años de edad se usa una ecuación aditiva en que cada uno tiene el mismo peso que los de 0 a 9 años. Los hombres y sobre todo las mujeres dependientes de 65 años de edad o más inciden positivamente en la ecuación, pudiendo reducir el peso negativo asociado a los niños. Los niños de 10 a 14 años de edad representan

<sup>6</sup> Esta afirmación se justifica en función de los resultados de la República Bolivariana de Venezuela y de Brasil —que no se muestran en este trabajo— usando la metodología indirecta que se explica más adelante.



un peso negativo equivalente al de un niño de 0 a 9 años, que se calcula en forma aditiva.<sup>7</sup>

Un cuarto método —aplicado en el ejemplo de la República Bolivariana de Venezuela pero no de Brasil— es el “indirecto”, que funciona mediante un procedimiento parecido con regresión y cuya diferencia es que la relación con el término *Yit* (*p-factor*) de “error” es multiplicativa y no aditiva. En el método indirecto, los coeficientes *cijt* son inicialmente desconocidos y deben aproximarse con valores provisionales. El criterio para determinar los valores finales es elegir los que minimicen la variación de *Yit* (*p-factor*) entre los individuos<sup>8</sup> —que en este trabajo se midieron en función del índice de Gini, pero el indicador podría ser otro—, usando la opción Solver de la planilla de cálculo Excel.<sup>9</sup>

Este método proporciona ciertas ventajas conceptuales en relación con los directos, pero también presenta algunos problemas. Si la composición de los hogares se distribuyera aleatoriamente entre los hogares con diferentes niveles de ingreso, como los calculados por el *Yit* (*p-factor*), el procedimiento descrito se traduciría en estimaciones no sesgadas del número promedio de unidades generadoras de ingresos por categoría de miembros del hogar. Sin embargo, en la práctica este no es el caso: hay ciertas estructuras domiciliarias<sup>10</sup> propias de las familias pobres y otras de las adineradas, principalmente porque las primeras tienden a tener más hijos (niños que al momento de realizar la encuesta tenían entre 0 y 9 años de edad, y sobre todo los de 10 a 14 años). Debido a esta relación, es posible que algunas causales inversas —es decir, del ingreso per cápita sobre la composición de los hogares— influyan en los coeficientes *cijt*. Este problema se corrigió aplicando un procedimiento de reponderación destinado exclusivamente a determinar esos coeficientes. Se trata de un procedimiento iterativo complejo en el cual los coeficientes *cijt* se calculan repetidas veces y en que la muestra debe volver a ponderarse en cada repetición, de tal manera que el número promedio de niños de 0 a 9 y de 10 a 14 años de edad sea igual en los hogares cuyo *Yit* (*p-factor*) es superior o inferior a la línea de pobreza. La repetición del procedimiento es necesaria porque *Yit* (*p-factor*) depende a su vez de los *cijt*.<sup>11</sup> A pesar de la gran

<sup>7</sup> Ciertamente, es posible que la relación entre el coeficiente negativo de los niños de 0 a 9 y de 10 a 14 años de edad y el de sus madres también varíe según el grupo de ingresos, pero a priori es difícil saber en qué forma.

<sup>8</sup> Es lo mismo que minimizar la variación del término de error en una regresión normal.

<sup>9</sup> Solver es un recurso del menú “Herramientas” de Excel. Debido al tamaño de las planillas, su ejecución puede ser demorosa.

<sup>10</sup> No obstante, y como se señaló en la introducción de este documento, en el estudio del caso brasileño Paes de Barros y otros (2001) no encontraron un nexo significativo entre la pobreza y la composición de los hogares que pudiera explicar las diferencias apreciables en el ingreso de los pobres y de los demás.

<sup>11</sup> Una alternativa más sencilla sería admitir que tanto el método directo como el indirecto son sesgados, pero generalmente con tendencias opuestas, de manera que el resultado correcto probablemente se encuentra en el intervalo entre ambos.

diferencia operativa, los resultados a que da lugar la utilización de procedimientos directos e indirectos son similares, tal como los propios coeficientes. En el caso de la República Bolivariana de Venezuela, la relación fue superior a 0,8.

Los hogares que figuran en la planilla de proyección son los mismos de la planilla de correlación simple de datos del segundo año base (2004 en la República Bolivariana de Venezuela, 2005 en Brasil), pero transformados de la siguiente manera:

- El peso de los jefes de hogar varía en proporción al número de individuos de las respectivas categorías de edad y sexo y también según los cambios en las razones de jefatura. Por ejemplo, si el jefe de un hogar determinado es un hombre de 25 a 34 años de edad y el tamaño de la población en dicha categoría de edad y sexo aumenta en un 15%, ese incremento también se aplica al peso del hogar. Además, si la razón de jefatura en esa categoría disminuye en un 5%, dicha reducción se aplicará igualmente al peso del hogar.
- El número de miembros del hogar en cada categoría de edad y sexo varía de acuerdo con un mecanismo que puede ser especificado parcialmente por el usuario, siempre que tales cambios sean compatibles con la estructura general de edad y sexo de la población proyectada por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) en la República Bolivariana de Venezuela y por el Instituto Brasileño de Geografía e Estadística (IBGE) en Brasil. Del mismo modo, el número de adultos de edad y sexo determinados que son cónyuges del jefe del hogar también puede ser especificado por el usuario, a condición de que el jefe de familia tenga como máximo un cónyuge del sexo opuesto. En caso contrario, la planilla hará automáticamente los ajustes necesarios.
- El *Yit* (*p-factor*) varía de acuerdo con los parámetros  $\alpha_m$  y  $\beta_m$ . Las proyecciones de los valores monetarios se realizan en términos reales, utilizando los valores del segundo año base.

### **III. Ejemplo de aplicación del modelo: República Bolivariana de Venezuela, 2004-2015, y Brasil, 2005-2015**

**E**n esta parte del trabajo se ofrece un ejemplo de aplicación del modelo en los casos de la República Bolivariana de Venezuela y Brasil (total nacional) en los períodos 2004-2015 y 2005-2015, respectivamente. Por tratarse de una aplicación ilustrativa, no se desagregó el análisis por grandes regiones o unidades federativas

(UF) como habría sido natural en el caso de un país del tamaño de Brasil, cuyas fuentes de información se basan en muestras muy grandes. Esta tarea será objeto de futuros trabajos. Como se señaló en la sección anterior, existen diferencias significativas entre la metodología utilizada en el caso de República Bolivariana de Venezuela y las adaptaciones que se aplicaron al caso de Brasil. Por lo tanto, los resultados no son estrictamente comparables para mostrar tendencias comunes, excepto en sentido cualitativo.

Los datos que se utilizan en el modelo provienen, en el caso de la República Bolivariana de Venezuela, de los resultados de la Encuesta Nacional de Hogares por Muestreo de 1999 y 2004, y en el caso de Brasil, de la PNAD de 1999 y 2005.<sup>12</sup> Para utilizarlos fue necesario hacer algunos ajustes. De partida, la estructura de la población por edad y sexo de ambas encuestas no concuerda totalmente con las proyecciones demográficas divulgadas por las respectivas autoridades estadísticas. Esta falta de coincidencia podría plantear problemas respecto de las tendencias de la pobreza debido a los marcados cambios estructurales entre el año base y los siguientes si la estructura de las encuestas no se compatibiliza con las proyecciones. Por ese motivo, se ajustaron todos los tramos de edad y sexo. También fue necesario eliminar los hogares con un ingreso total mal declarado, a los individuos que manifestaron ser empleados domésticos o parientes de empleados domésticos y a aquellos cuya edad era desconocida. Las muestras fueron reponderadas para compensar estas limitaciones.<sup>13</sup> Finalmente, los datos se agruparon para evitar planillas excesivamente grandes. Todos estos ajustes pueden causar pequeñas divergencias entre las cifras que se presentan en este trabajo y las estadísticas oficiales de pobreza, pero como se trata de un análisis ilustrativo, no se hizo un esfuerzo especial por garantizar la comparabilidad.

Los datos en los cuales se sustentó el análisis de la República Bolivariana de Venezuela son los dos años base (1999 y 2004), la línea de pobreza de cada año (48.628,80 bolívares en 1999 y 123.880 bolívares en 2004) y las proyecciones demográficas del INE; de Brasil, los dos años base (1999 y 2005), la línea de pobreza de cada año (150 reales o un 50% del salario mínimo<sup>14</sup> en 2005 y 91,18 reales

<sup>12</sup> En el caso de Brasil, no se trata estrictamente de totales nacionales, dado que la encuesta nacional de 1999 no incluyó las zonas rurales de seis estados de la región norte (Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia y Roraima). Para mantener la comparabilidad, tampoco se incluyeron en la muestra de 2005.

<sup>13</sup> Existen diversas maneras de compatibilizar las estructuras por edad y sexo: puede cambiarse la ponderación relativa de los hogares con diferentes estructuras por edad y sexo para que el total coincida con la estructura proyectada, o puede ajustarse el número de miembros con determinadas características dentro de cada hogar. Operativamente, la segunda opción es más fácil que la primera, y por ello fue la adoptada en este trabajo. Cabe destacar, sin embargo, que tanto por esta razón como debido al proceso de agrupación de los hogares, el número de personas con determinadas características en cada uno de ellos podría no ser un valor entero.

<sup>14</sup> A diferencia de la mayoría de los países latinoamericanos, Brasil no tiene una línea de pobreza oficial, pero en la práctica la mayoría de los investigadores siguen este criterio.

—equivalente deflactado— en 1999) y las proyecciones demográficas por sexo y edad del IBGE. A partir de esta información, del contenido de las planillas de datos y de las proyecciones, el programa produce una serie de indicadores resumidos.

En el caso de la República Bolivariana de Venezuela, de un año base en otro el ingreso nominal promedio de los hogares creció de 322.109 a 594.870 bolívares y la incidencia de la pobreza en función de los hogares aumentó del 43,3% en 1999 al 52,7% en 2004. En el plano individual, el ingreso nominal per cápita promedio se elevó de 68.167 a 134.204 bolívares y la pobreza aumentó del 51,2% al 62,7%. El índice de Gini, también referido al ingreso per cápita, se redujo de 0,4624 a 0,4603.<sup>15</sup> Los datos se calcularon en forma separada para los hogares con jefatura masculina y femenina. Esto reveló que la incidencia de la pobreza es algo mayor entre los individuos que viven en hogares cuyo jefe es mujer: un 53,7% en 1999 y un 66,0% en 2004, comparado con un 50,3% y un 61,3%, respectivamente, en los hogares con jefe hombre.

En Brasil, el ingreso nominal promedio de los hogares creció de 956,28 reales en 1999 a 1.531,83 reales en 2005 y la incidencia de la pobreza a nivel de los hogares bajó del 30,3% al 23,3%. En el plano individual, el ingreso per cápita promedio aumentó de 253,14 a 434,64 reales, mientras que la pobreza se redujo del 37,4% al 30,9%. El índice de Gini, también considerado individualmente, disminuyó de 0,5903 a 0,5649. A diferencia de la República Bolivariana de Venezuela, en Brasil se encontró una pobreza mayor en los hogares encabezados por hombres: un 37,4% en 1999 y un 31,4% en 2005, comparado con un 37,3% y un 29,4%, respectivamente, en los hogares con jefatura femenina. La proporción de hogares con jefe mujer aumentó del 22,6% al 27,2% en el mismo período. En cuanto a la clasificación de los individuos por sexo, edad y categorías de relación con el jefe de hogar, las principales diferencias fueron un leve aumento del porcentaje de jefes de hogar (del 26,5% en 1999 al 28,4% en 2005) y un descenso del porcentaje de niños menores de 10 años de edad (del 19,6% al 18,8%). La proporción de ancianos también aumentó. En este trabajo no se presentan cifras detalladas sobre la República Bolivariana de Venezuela, pero las tendencias fueron muy parecidas a las de Brasil.

Como era de esperar, en el método indirecto de estimación aplicado a la República Bolivariana de Venezuela los coeficientes *cijt* previstos para los niños menores de 10 años de edad son negativos y, en general, disminuyen —o se tornan más negativos— según el número de niños. Sin embargo, se aprecia que ello ocurre solo cuando hay un máximo de tres niños, lo cual —por las razones antes expuestas— parecería indicar la existencia de economías de escala en las familias con cuatro o más hijos menores de 10 años de edad. Los coeficientes para los niños

<sup>15</sup> El índice de Gini también podría estar sutilmente desviado hacia abajo debido a la agrupación de los hogares. En el estudio relativo a la República Bolivariana de Venezuela, la distorsión encontrada fue menos de 0,0020.

de 10 a 14 años también son negativos y solamente hay una pequeña diferencia entre niños y niñas.

Al comparar los resultados de 1999 con los de 2004–2005 en función de los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  del modelo CEPAL/IPEA/PNUD para el ingreso per cápita, y sin considerar los efectos de las variaciones en la composición de los hogares, se encontró un valor de 0,0309 para  $\alpha$  y 1,0234 para  $\beta$  en la República Bolivariana de Venezuela y de 0,0431 para  $\alpha$  y 0,7170 para  $\beta$  en Brasil. Los valores de  $\alpha$  indican una reducción de la desigualdad y los valores de  $\beta$  carecen de importancia, pues se basan en el ingreso nominal sin corrección inflacionaria. Sin embargo, para el *Yit* (*p-factor*) de los individuos en la República Bolivariana de Venezuela, que elimina los efectos de la composición de los hogares en los ingresos de estos, los valores de  $\alpha_m$  y  $\beta_m$  son 0,0323 y 0,8812, respectivamente, cuando se utiliza la ponderación indirecta corregida de 2004 para calcular la contribución económica de los diferentes tipos de miembros del hogar. En Brasil, los valores correspondientes son 0,1420 y 0,5019. Se aprecia que una parte sustancial del aumento en el ingreso nominal per cápita promedio de ambos países puede atribuirse al cambio en la composición de los hogares. En realidad, es posible hacer una retroproyección usando como punto de partida los ingresos de Brasil en 2005, pero reemplazando la estructura pertinente de edad y sexo de los hogares por la de 1999. Este procedimiento da lugar a una incidencia de la pobreza del 32,78%, es decir, un 1,9% más que el 30,92% observado en 2005, lo cual significa que el 1,9% del 6,4% de descenso de la pobreza entre 1999 y 2005 puede explicarse por las variaciones en la composición de los hogares.

### **A. Proyección usual, sin incluir los efectos de la estructura de la población**

Para los efectos de todas las proyecciones, se supone que entre 2004–2005 y 2015 se mantendrá el 2,5% de crecimiento anual del componente puramente económico de todos los ingresos de los hogares o *Yit* (*p-factor*), tanto en la República Bolivariana de Venezuela como en Brasil. Dicho valor puede parecer bajo, especialmente cuando se descuenta el crecimiento demográfico agregado para reducirlo a su tamaño per cápita, pero debe tomarse en cuenta que a esta cifra de crecimiento se le agregará un efecto de origen demográfico del orden del 1% que, como se verá más adelante, contribuirá a elevar la tasa final. Si se descuenta el crecimiento poblacional agregado previsto en el período, basado en las proyecciones demográficas, quiere decir que  $\alpha=0$  y  $\beta=0,1052$  para la República Bolivariana de Venezuela y  $\alpha=0$  y  $\beta=0,1303$  para Brasil. Inicialmente, en la planilla se mantiene 2004 como año de proyección para la República Bolivariana de Venezuela y 2005 para Brasil, lo cual significa que no se consideran los cambios en la estructura de la población. En estas circunstancias, prácticamente no hay diferencias entre  $\alpha$  y  $\alpha_m$  y  $\beta$  y  $\beta_m$  y en los resultados obtenidos con distintos conjuntos de coeficientes *cijt*. En todos los

casos, la reducción de la pobreza individual prevista es del 60,5% al 55,7% en la República Bolivariana de Venezuela y del 30,9% al 28,4% en Brasil. Además, en el supuesto de que la desigualdad del ingreso ( $\alpha=0,075$ ) se redujera en un 7,5%, la pobreza disminuiría algo más, pero en este caso ya no habría una coincidencia total entre  $\alpha$  y  $\beta$ , por un lado, y  $\alpha_m$  y  $\beta_m$ , por otro. Para lograr un resultado con  $\alpha=0,075$  y  $\beta=0,1303$  en el modelo con coeficientes directos homogéneos de Brasil, es necesario que  $\alpha_m=0,1004$  y  $\beta_m=0,1421$  y la pobreza bajaría al 22,06%. Si se utilizan coeficientes modificados, es necesario que  $\alpha_m=0,1176$  y  $\beta_m=0,1354$ , en cuyo caso la pobreza disminuiría al 23,11%. Los resultados de las tres variantes del modelo (coeficientes directos, indirectos no corregidos e indirectos corregidos) aplicadas en la República Bolivariana de Venezuela se muestran en el cuadro 1. Las diferencias entre ellos tienen poca relevancia,<sup>16</sup> excepto en el sentido de que establecen un margen de comparación para evaluar la contribución demográfica en los escenarios expuestos.

## B. Proyección con ajustes proporcionales en la estructura de los hogares

En esta parte del trabajo se presentan las tendencias poblacionales, eligiendo uno de los diversos mecanismos que ofrece el modelo DMPAP para ajustar la composición de los hogares a los totales proyectados de la población por edad y sexo. Para esos efectos existen los parámetros de “homogeneidad” y “sensibilidad a la tendencia”, que son inicialmente iguales a cero. Esto significa que los valores proyectados iniciales de todas las tasas y promedios serán proporcionales al observado en 2004-2005. Con los valores previamente elegidos de  $\alpha$  y  $\beta$  y los coeficientes  $c_{ijt}$  de 2004-2005 (indirectos corregidos en la República Bolivariana de Venezuela, directos modificados en Brasil), los resultados serán los siguientes:

- La pobreza individual disminuye del 54,1% al 46,4% en la República Bolivariana de Venezuela y del 23,1% al 17,9% en Brasil.
- La brecha de pobreza (P1) se reduce del 22,3% al 17,6% en la República Bolivariana de Venezuela y del 8,7% al 6,8% en Brasil.
- El índice de Gini, a nivel individual, disminuye de 0,4188 a 0,4056 en la República Bolivariana de Venezuela y de 0,5225 a 0,5157 en Brasil.

Para fines comparativos, también se calculó —solo en el caso de Brasil— cuál sería la pobreza prevista según la metodología original de Paes de Barros y otros (2001), el método directo heterogéneo, en el supuesto de que la distribución del ingreso al interior de cada hogar se mantiene constante, con excepción de la

<sup>16</sup> En el modelo con coeficientes modificados, la variación inicial de  $Y_{it}$  (*p-factor*) es menor que en la variante con coeficientes directos, de manera que los efectos de una misma reducción relativa de la desigualdad en la incidencia de la pobreza también son menores.

redistribución implícita en el parámetro  $\alpha$ .<sup>17</sup> El resultado fue una reducción del 18,1% en la pobreza individual en 2015, cifra casi igual a la que resulta de la metodología directa modificada y bastante parecida al 18,2% derivado del método directo homogéneo. En el caso de la República Bolivariana de Venezuela, el resultado con este método es un 48,8% de pobreza y mediante los coeficientes indirectos corregidos de 1999 se modifica del 46,4% al 52,7%. Este último dato es importante, pues indica una tendencia: extrapolando se puede inferir, sobre la base de los coeficientes previstos en 2015, que la pobreza se reduciría al 35,2% en la República Bolivariana de Venezuela<sup>18</sup> y al 16,8% en Brasil.

Al traducir las diferencias de aproximación al tema en tasas equivalentes de crecimiento económico adicional, los resultados serían los siguientes en el caso de Brasil: si no se consideran los factores de población y el valor de  $\alpha$  continúa siendo igual a 0,075, se requeriría que  $\beta$  tuviera un valor de 0,3267 para alcanzar el mismo 17,9% de reducción en la pobreza que se encontró en la especificación en que se utilizaron coeficientes modificados. Esto corresponde a una tasa de crecimiento del 4,16% anual, comparado con el 2,5% estipulado al comienzo. También cabe destacar que al incorporar el factor demográfico los valores de  $\alpha$  y  $\beta$  cambiaron a 0,0871 y 1,2472, respectivamente. Este último corresponde a un crecimiento del 3,49% anual en el volumen de ingresos. Una posible interpretación de estas cifras es que la dinámica demográfica contribuye en un 1% al crecimiento anual y que, además, incide en la disminución de la pobreza con un efecto de reducción de la desigualdad equivalente al que se habría alcanzado con un crecimiento adicional de aproximadamente un 0,7% anual.

### C. Proyección con tasas y promedios convergentes

Un segundo escenario de proyección que puede prepararse es aquel en que el valor inicial de las tasas y promedios no es igual al observado en 2005 dentro de cada grupo de ingresos, sino al promedio general de los hogares con jefes de la misma edad y sexo, de tal forma que en 2015 la composición de los hogares en función del grupo de 0 a 9 años de edad —el único al que podría afectar sustancialmente la tasa de fecundidad del período 2005-2015— se vería uniforme por estrato de ingresos, variando solo por edad y sexo del jefe. En realidad, lo que se iguala en este caso no es el número promedio de niños sino la relación específica niños-mujer por edad de la mujer. Como siempre sucede en estas circunstancias, es necesario recalibrar para garantizar la concordancia con las proyecciones demográficas. Una vez efectuada esta nueva medición con los pesos de la capacidad de generación

<sup>17</sup> En este caso, se optó por aplicar los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  a cada individuo, lo que difiere de la lógica seguida en las otras proyecciones donde  $\alpha m$  y  $\beta m$  inciden en el  $Yit$  (*p-factor*).

<sup>18</sup> Se menciona este resultado solo para fines comparativos, puesto que el valor parece demasiado bajo como para ser realista. Probablemente, obedece a la falta de confiabilidad de este tipo de extrapolaciones.

de ingresos, determinados mediante el método indirecto corregido en la República Bolivariana de Venezuela y el método directo modificado en Brasil, se producen los siguientes cambios en relación con el escenario anterior:

- La pobreza individual disminuye del 46,4% al 46,1% en la República Bolivariana de Venezuela y del 17,9% al 10,5% en Brasil.
- La brecha de pobreza (P1) se reduce del 17,6% al 16,7% en la República Bolivariana de Venezuela y del 6,8% al 3,5% en Brasil.
- El índice de Gini, a nivel individual, disminuye de 0,4056 a 0,3955 en la República Bolivariana de Venezuela y de 0,5157 a 0,4739 en Brasil.

Estos resultados muestran la intensidad que puede tener el efecto de reducción adicional de la pobreza provocado por la homogeneización de la composición de los hogares y del comportamiento reproductivo, cuyo alcance es mayor que el de reducción de la fecundidad promedio contemplada en la proyección base. Al menos, ese es el caso de Brasil. Los efectos encontrados en la República Bolivariana de Venezuela son bastante menos notables, pero es posible que ello se deba a la diferencia de metodologías. Si además de la convergencia del número de niños de 0 a 9 años de edad fuera posible hacer coincidir las tasas específicas de jefatura de los respectivos estratos de ingresos, manteniendo solo las diferencias entre los grupos de edad y sexo de los jefes, la incidencia de la pobreza en Brasil disminuiría al 9,3%, es decir, un 13,8% menos que el resultado en que no se consideran los efectos de la composición de los hogares. En la República Bolivariana de Venezuela, los efectos serían más moderados, incluso en este caso, con una incidencia de la pobreza que disminuiría del 46,1% al 45,6%.

#### **D. Proyección con un descenso más rápido de la fecundidad**

El último escenario alternativo sería aquel en que el descenso de la fecundidad es superior al de la proyección base: por ejemplo, más del 20% en 2015. Esto exige la revisión de  $\beta$ , puesto que un crecimiento más bajo de la población implica un mayor aumento del ingreso per cápita. Como la modificación del escenario de fecundidad afecta también al grupo de 0 a 14 años de edad, es necesario recalibrar los parámetros de los tres primeros tramos de edad. Con estos nuevos parámetros, la reducción de la pobreza en relación con el escenario base tiene las siguientes características:

- La pobreza individual disminuye del 46,4% al 43,6% en la República Bolivariana de Venezuela y del 17,9% al 15,7% en Brasil.
- La brecha de pobreza (P1) se reduce del 17,6% al 16,0% en la República Bolivariana de Venezuela y del 6,8% al 5,9% en Brasil.
- El índice de Gini, a nivel individual, disminuye de 0,4056 a 0,4017 en la República Bolivariana de Venezuela y de 0,5157 a 0,5099 en Brasil.



En el caso de la República Bolivariana de Venezuela, estas diferencias superan a las encontradas en la simulación anterior, mientras que en Brasil, donde la transición de la fecundidad está más adelantada, el descenso de la fecundidad agregada parece ser un factor menos importante que la eliminación de las disparidades que todavía existen entre los distintos estratos sociales.

## IV. Conclusiones

**E**n los cuadros 1 y 2 se recapitulan las diversas proyecciones realizadas. Las principales conclusiones pueden resumirse de la siguiente manera:

1. En Brasil, la posible contribución de las tendencias demográficas a la reducción de la pobreza en 2015 es muy sustancial y equivale a una tasa de crecimiento económico del orden del 1% al 1,7% anual, con una incidencia de la pobreza que podría ser hasta 14 puntos porcentuales inferior a lo proyectado en ausencia del efecto de composición de los hogares. En la República Bolivariana de Venezuela, la diferencia en términos de tasas equivalentes de crecimiento económico sería aproximadamente del 0,9% al 1,4%, y en 2015 la pobreza podría ser entre un 6% y un 10% menor que en las proyecciones que no consideran los efectos demográficos.
2. Estos efectos son más importantes que los encontrados por Paes de Barros y otros (2001) en su estudio de las cohortes brasileñas nacidas entre 1910 y 1960, en el que estimaron que los efectos demográficos fueron equivalentes al 0,4% anual de crecimiento económico adicional. Además de las diferencias en la especificación del modelo, influye el hecho de que el período analizado por estos autores fue más extenso y caracterizado por ritmos distintos de cambio demográfico.<sup>19</sup>
3. Existen divergencias en los resultados de los diferentes métodos para calcular la posible reducción de la pobreza por causas de índole demográfica, pero la conclusión general —en el sentido de que este tipo de efectos son sustanciales es apoyada por todas las variantes.
4. El aspecto más importante de esa contribución está implícito en los cambios demográficos que tuvieron lugar antes de 2004-2005, tales como el efecto inercial del descenso de la fecundidad en el pasado.
5. Visto lo anterior, una parte importante de la relevancia del análisis reside en la posibilidad de aplicarlo al proceso político de fijar metas para

<sup>19</sup> En Brasil, la fecundidad recién empezó a declinar significativamente a fines del decenio de 1960, cerca de 20 años después de los 50 años analizados por Paes de Barros y otros, 2001.

reducir la pobreza. El hecho de que una reducción de aproximadamente 4 a 6 puntos porcentuales en el año 2015 ya está implícita en la dinámica demográfica actual de países como Brasil debería estimular el establecimiento de metas más ambiciosas y cuya realización exija intervenciones reales de las políticas públicas.

6. Sin embargo, no todo está determinado por el pasado. Dependiendo de las características de los cambios en la fecundidad entre 2004-2005 y 2015, en este último año la pobreza podría variar desde el 42% al 47% en la República Bolivariana de Venezuela y entre el 9% y el 18% en Brasil.
7. En el caso de Brasil, y quizás no de la República Bolivariana de Venezuela, la importancia del factor demográfico en el período 2005-2015 se refiere más a la distribución de las tendencias entre los diferentes estratos sociales que al ritmo de cambio agregado. Un descenso más acentuado de la fecundidad contribuiría a aumentar el ritmo de reducción de la pobreza, pero los efectos de una homogeneización en los niveles de fecundidad ya proyectados serían considerablemente mayores.

Cuadro 1  
**VENEZUELA (REPÚBLICA BOLIVARIANA DE): RESUMEN Y RESULTADOS  
 DE LOS DIFERENTES ESCENARIOS DE PROYECCIÓN**

	Pobreza (P0) (en porcentajes)	Brecha de pobreza (P1) (en porcentajes)	Índice de Gini
Situación en 2004	60,49	28,35	0,4527
Proyecciones a 2015 basadas en $\alpha = 0,075$ y $\beta = 0,1052$			
Sin considerar la composición de la población			
- con coeficientes directos, $\alpha m = 0,1025$ y $\beta m = 0,1120$	54,15	22,30	
- con coeficientes indirectos no corregidos, $\alpha m = 0,1176$ y $\beta m = 0,1130$	54,15	22,33	
- con coeficientes indirectos corregidos, $\alpha m = 0,1139$ y $\beta m = 0,1139$	54,06	22,32	
Diferencia porcentual respecto de las proyecciones anteriores			
Proyecciones ajustadas proporcionalmente a los hogares			
- con coeficientes directos (de 2004)	-5,40	-3,14	-0,0068
- con coeficientes indirectos no corregidos (de 2004)	-8,57	-5,22	-0,0150
- con coeficientes indirectos corregidos (de 2004)	-7,63	-4,72	-0,0132
- con coeficientes indirectos no corregidos (extrapolados a 2015)	-13,10	-8,36	-0,0247
- con coeficientes indirectos corregidos (extrapolados a 2015)	-18,91	-11,55	-0,0382
Proyecciones convergentes en el número promedio de niños de 0 a 9 años de edad			
- con coeficientes directos (de 2004)	-6,45	-4,29	-0,0196
- con coeficientes indirectos corregidos (de 2004)	-7,96	-5,67	-0,0233
Proyecciones convergentes en el número promedio de niños de 0 a 9 años de edad y en las tasas de jefatura			
- con coeficientes directos (de 2004)	-6,51	-4,37	-0,0256
- con coeficientes modificados (de 2004)	-8,43	-5,94	-0,0268
Proyecciones con una baja adicional del 20% en la fecundidad			
- con coeficientes directos (de 2004)	-7,65	-4,67	-0,0103
- con coeficientes indirectos corregidos (de 2004)	-10,43	-6,28	-0,0171

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Ralph Hakkert, "Guide to the demographic module for poverty analysis and projection (DMPAP): an excel work book with an application to Venezuela", Brasilia, Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA)/Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), 2006.

Cuadro 2  
**BRASIL: RESUMEN Y RESULTADOS DE LOS DIFERENTES  
 ESCENARIOS DE PROYECCIÓN**

	Pobreza (P0) (en porcentajes)	Brecha de pobreza (P1) (en porcentajes)	Índice de Gini
Situación en 2005	30,92	13,65	0,5649
Proyecciones a 2015 basadas en $\alpha = 0,075$ y $\beta = 0,1303$			
Sin considerar la composición de la población			
- con coeficientes directos, $\alpha_m = 0,1004$ y $\beta_m = 0,1421$	22,06	7,25	0,5225
- con coeficientes modificados, $\alpha_m = 0,1176$ y $\beta_m = 0,1354$	23,11	8,66	0,5225
Diferencia porcentual respecto de las proyecciones anteriores			
Proyecciones ajustadas proporcionalmente a los hogares			
- según la metodología de Paes de Barros y otros	-3,95	-1,42	-0,0028
- con coeficientes directos (de 2005)	-3,86	-1,90	-0,0068
- con coeficientes modificados (de 2005)	-5,22	-1,83	-0,0045
- con coeficientes directos (extrapolados a 2015)	-4,88		
- con coeficientes modificados (extrapolados a 2015)	-6,34	-1,83	-0,0035
Proyecciones convergentes en el número promedio de niños de 0 a 9 años de edad			
- con coeficientes directos (de 2005)	-9,59	-3,84	-0,0329
- con coeficientes modificados (de 2005)	-12,65	-5,16	-0,0486
Proyecciones convergentes en el número promedio de niños de 0 a 9 años de edad y en las tasas de jefatura			
- con coeficientes directos (de 2005)	-10,75	-4,24	-0,0383
- con coeficientes modificados (de 2005)	-13,82	-5,58	-0,0541
Proyecciones con una baja adicional del 20% en la fecundidad			
- con coeficientes directos (de 2005)	-5,76	2,10	-0,0060
- con coeficientes modificados (de 2005)	-7,40	-2,74	-0,0126

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de Ralph Hakkert, "Guide to the demographic module for poverty analysis and projection (DMPAP): an excel work book with an application to Venezuela", Brasilia, Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA)/Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), 2006.

## Bibliografía

- Birdsall, Nancy, S. Duryea y Miguel Székely (1999), *What's behind the Latin American inequality?*, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2003), *Panorama social de América Latina, 2002-2003 (LC/G.2209-P/E)*, Santiago de Chile, agosto. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.03.II.G.185.
- CEPAL/IPEA/PNUD (Comisión Económica para América Latina y el Caribe/Instituto de Investigación Económica Aplicada/Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo) (2003), “Hacia el objetivo del milenio de reducir la pobreza en América Latina y el Caribe”, *Libros de la CEPAL*, N° 70 (LC/G.2188-P/E), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), febrero. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.02.II.G.125.
- Hakkert, Ralph (2007), “Análise retrospectiva e projeção da pobreza no Brasil no período 1999-2015 em função da mudança da estrutura dos domicílios”, *Análise da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*, Brasília, Centro de Gerência e Estudos Estratégicos da Presidência (CGEE), en prensa.
- (2006), “Guide to the demographic module for poverty analysis and projection (DMPAP): an excel work book with an application to Venezuela”, Brasília, Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA)/Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- (2005), “A demographic-economic model for population and poverty analysis in Excel”, documento de trabajo, México, D.F., Equipo de Apoyo Técnico, Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA).
- Hausmann, Ricardo y Miguel Székely (1999), “Inequality and the family in Latin America”, *Working Paper*, N° 393, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Núñez, Jairo, Juan Carlos Ramírez y Laura Cuesta (2005), “Determinantes de la pobreza en Colombia, 1996-2004”, *documento CEDE*, N° 2005-60, Bogotá, D.C., Universidad de los Andes.
- Paes de Barros, Ricardo y otros (2001), “Demographic changes and poverty in Brazil”, *Population matters: demographic change, economic growth and poverty in the developing world*, Nancy Birdsall, Allan C. Kelley y Steve W. Sinding (eds.). Oxford, Oxford University Press.
- Rosero-Bixby, Luis y Arodys Robles (2006), “Los dividendos demográficos en Costa Rica a partir del mapeo de la economía del ciclo vital del individuo”, documento presentado en el segundo Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población (ALAP), Guadalajara, 3 al 5 de septiembre.

# ESTADÍSTICA

DE POBLACIÓN

Primera edición  
Impreso en Naciones Unidas • Santiago de Chile • S0700421  
ISSN impreso 0303-1829 • ISSN electrónico 1681-0333  
ISBN 978-92-1-323085-5 • N° de venta: S.07.II.G.92  
Copyright © Naciones Unidas 2007

ISBN 978-92-1-323085-5



9 789213 230855