



***Reunión de Expertos sobre Población y Pobreza  
en América Latina y el Caribe***

**14 y 15 de Noviembre 2006, Santiago, Chile**

Organizado por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe, CELADE-División de Población, con el auspicio del Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA)

***Módulo Demográfico de Análisis y Proyección de la Pobreza:  
Una Aplicación Ilustrativa para Venezuela y Brasil***

Ralph Hakkert

---

Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, son de exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las de la Organización.

# Módulo Demográfico de Análisis y Proyección de la Pobreza: Una Aplicación Ilustrativa para Venezuela y Brasil

Ralph Hakkert

## 1. Introducción

La forma convencional de proyección de incidencia de la pobreza es como una función directa del crecimiento económico, utilizando la elasticidad ingreso-pobreza observada en el pasado. Si la elasticidad es grande, la pobreza reaccionará fuertemente al crecimiento económico, tal vez porque la mayor parte de los pobres estará viviendo justo por debajo de la línea de pobreza. Si la elasticidad es pequeña, los aumentos en el ingreso *per capita*, aun cuando expresivos, serán relativamente ineficaces en la reducción de la pobreza. El crecimiento económico puede no ser neutral en términos de sus efectos distributivos y puede, incluso, exacerbar la mala distribución de ingresos, pero aun en la ausencia de ese tipo de efecto la reducción de pobreza que resulta de 1% de crecimiento económico *per capita* normalmente es inferior a 1% (es decir, la elasticidad tiende a ser menos que 1), especialmente si la distribución inicial de ingresos es muy desigual. En América Latina, en particular, las elasticidades ingreso-pobreza son bajas, exactamente debido a las enormes desigualdades distributivas que caracterizan la región.

En 2002, la CEPAL, el IPEA y el PNUD editaron una publicación con el título *Rumbo al Objetivo del Milenio de Reducir la Pobreza en América Latina y el Caribe*, en la cual presentaron una innovación tecnológica que visualizó más explícitamente el rol de la desigualdad en la reducción de la pobreza y en la determinación de la elasticidad. El modelo CEPAL-IPEA-PNUD utiliza dos —y no solamente uno— parámetros para transformar y proyectar la distribución de ingreso. El parámetro  $\beta$  es el más convencional: corresponde al crecimiento económico *per capita*, representando un aumento proporcional de todos los ingresos. Por ejemplo, si  $\beta = 0,4$  todos los ingresos son multiplicados por un factor 1,4, como ilustrado en la Figura 1.B. En la ausencia de cambios distributivos,  $\beta$  puede ser comprendido simplemente como el crecimiento del ingreso nacional *per capita*. La innovación del modelo se encuentra en el otro parámetro,  $\alpha$ , que expresa el efecto de la *distribución del ingreso*: dicho parámetro representa la contracción lineal de toda la distribución en la dirección al promedio general, como ilustrado en la Figura 1.A. Normalmente, un parámetro  $\alpha$  mayor que 0 estará asociado a la reducción de la pobreza, pero no lo es necesariamente. En países muy pobres, en que la línea de pobreza es más alta que el ingreso promedio, la contracción de la distribución de ingresos en dirección al promedio va a exacerbar la incidencia de la pobreza, aunque disminuye su profundidad.

Puede ser demostrado que el índice Gini es proporcional a  $(1 - \alpha)$ , lo cual es muy conveniente desde el punto de vista analítico. Variando  $\alpha$  y  $\beta$ , es posible demostrar cómo diferentes combinaciones de crecimiento económico y reducción de la desigualdad afectan la pobreza, al definir *curvas de isopobreza*. CEPAL-IPEA-PNUD usaron esas curvas para demostrar que reducciones relativamente modestas de la desigualdad de ingreso en países de la región pueden resultar en niveles de pobreza iguales o menores de los que resultan de aumentos proporcionales significativos de todos los ingresos. Luego, la conclusión para la elaboración de políticas es que, en América Latina, las intervenciones sociales destinadas a reducir la desigualdad de ingreso pueden ser más eficaces en la lucha contra la pobreza que acciones que buscan únicamente el crecimiento económico, aun cuando éstas sean realizadas sin deteriorar la distribución de ingresos.

Figura 1.

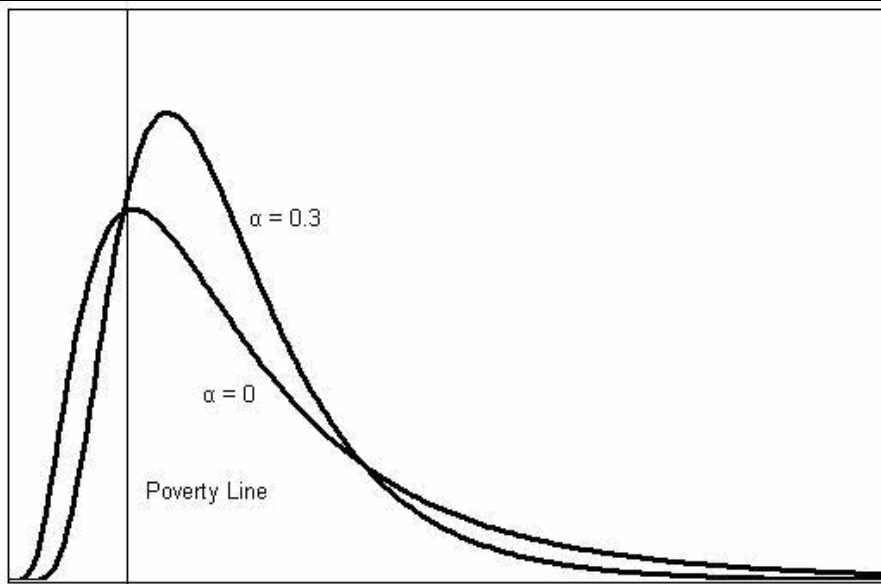


Figure 1.A: Illustration of the effect of variations in  $\alpha$

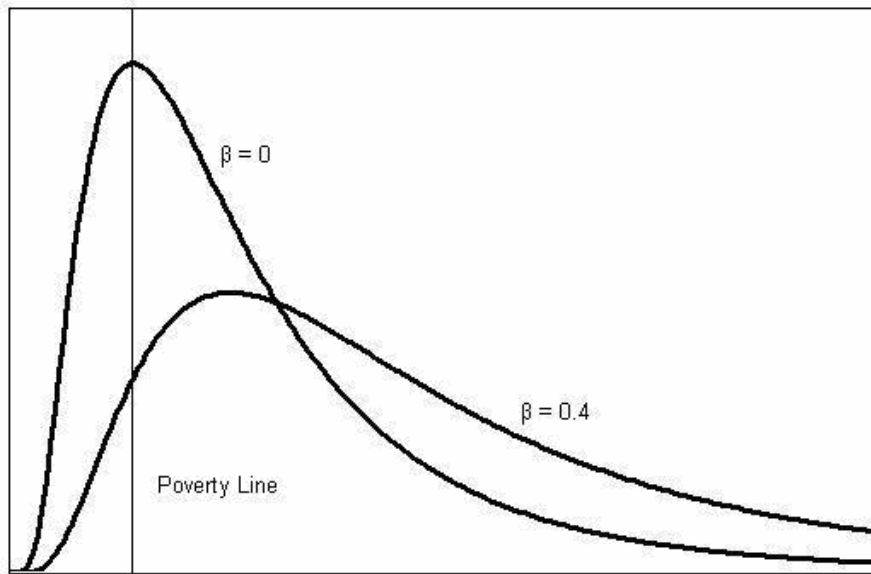


Figure 1.B: Illustration of the effect of variations in  $\beta$

Ni la metodología tradicional de proyección de la pobreza mediante las elasticidades ingreso-pobreza, ni la más reciente innovación metodológica de CEPAL-IPEA-PNUD confirieron atención explícita a las transformaciones demográficas que se pasan en América Latina y en otras partes del mundo en desarrollo como resultado de la transición demográfica, que se refleja especialmente en la caída de las tasas de fecundidad. La pobreza, por lo menos en su definición operativa usual, no es una característica individual, sino del hogar. Por consecuencia, la composición de esos hogares en términos de sexo y edad de los jefes, así como de los demás miembros, es un determinante importante de la pobreza. Hausmann y Székely, por ejemplo, demostraron claramente que la pobreza en América Latina varía considerablemente según el

número de niños dependientes en el hogar<sup>1</sup>. A medida que la región avanza en su transición demográfica, las relaciones entre los diferentes grupos de edad se volverá más favorable, por lo menos en el mediano plazo. A nivel macro, ese fenómeno es conocido como “bono”, “ventana de oportunidad” o “dividendo” demográfico, pero el mismo fenómeno posee una contraparte a nivel micro, en la composición de las familias y los hogares. En los próximos años, el tamaño de los hogares en la mayoría de los países latinoamericanos debe disminuir y sus razones de dependencia demográfica serán menores que las actuales, con evidentes implicaciones para la reducción de la pobreza. Ese efecto puede ser más importante que el efecto —más tradicionalmente considerado en los textos de economía— del crecimiento demográfico sobre el  $\beta$ , resultante de cambios del denominador del ingreso *per capita*.

Aunque el modelo CEPAL-IPEA-PNUD no considera esos factores, uno de sus autores, en otra publicación, aborda la cuestión desde una perspectiva histórica. Paes de Barros *et al.* (2001) analizaron datos de las encuestas de hogares (PNADs) de Brasil, del período de 1976 a 1996, y concluyeron que el efecto de los cambios en la composición demográfica sobre la reducción de la pobreza de hogares con jefes de 36-40 años de edad nacidos entre 1910 y 1960 fue equivalente al que habría sido producido por un crecimiento económico adicional de 0,4% a.a. En 1996, el índice de incidencia de pobreza se encontró 7 puntos porcentuales por debajo de lo que sería si se hubiera mantenido la estructura etaria de hogares de jefes nacidos en 1910, particularmente debido al descenso del tramo de la población con menos de 22 años y especialmente de la población con menos de 15 años. En el Nordeste, la reducción fue alrededor de dos veces más importante. Otra conclusión importante a que llegaron fue que, mientras que los cambios agregados en la composición de hogares eran determinantes fundamentales en la reducción de la pobreza a lo largo del tiempo, especialmente en el Nordeste, las diferencias en la composición de los hogares entre los pobres y no pobres, en cualquier instante, no explicaban la expresiva diferencia de ingresos *per capita* entre ellos.

Aunque los estudios —retrospectivos, como en el caso arriba, o prospectivos como en el caso del trabajo actual— basados en el análisis explícito de tendencias de este tipo todavía son relativamente raros, cabe mencionar dos que se han desarrollado recientemente para los casos de Colombia y Costa Rica, aunque con metodologías distintas de las usadas aquí. En una micro-simulación de determinantes de la pobreza en Colombia para el período 1996-2004, Núñez, Ramírez y Cuesta (2005) estimaron que los cambios en el número de miembros de los hogares por sí solos explican una proporción significativa de la variación en la pobreza —en el caso de la pobreza urbana, 21 % de 1996 a 2000 y 59.6 % de 2000 a 2004, y en el caso de la pobreza rural, 9.6 % y 16.9 %, respectivamente. Según estos autores, las políticas públicas que afectan el tamaño de los hogares tienen el segundo mayor potencial de reducción de la pobreza, después del empleo, especialmente en las áreas rurales donde los tamaños de los hogares todavía son relativamente grandes. El estudio de Costa Rica (Rosero-Bixby & Robles, 2006) forma parte de un ejercicio metodológico que se está desarrollando bajo el Proyecto de National Transfer Accounts (NTA) (<http://www.schemearts.com/proj/nta/wb/nta/show>), coordinado por by Ronald Lee y Andrew Mason, en Berkeley. Dicha metodología reúne elementos tanto de la perspectiva micro como de la perspectiva macro.

---

<sup>1</sup> Ricardo Hausmann & Miguel Székely (1999). Aunque los autores reconocen la incidencia de los determinantes macro, así como la estructura de las economías de la región y sus factores geográficos, culturales y étnicos, ellos insisten en tres características de tipo micro que explican una parte importante de las variaciones de ingreso entre los hogares: fecundidad, participación de la mujer en la fuerza de trabajo y educación. La misma conclusión también es presentada por Nancy Birdsall, S. Duryea & Miguel Székely (1999).

Hay que enfatizar que los efectos de reducción de la pobreza que forman el objeto del presente trabajo son más significativos a largo plazo y consecuentemente tienen una fuerte dimensión de inercia. La importante reducción de pobreza asociada a la estructura de población en Venezuela y Brasil en el periodo de 2004-2015 es el resultado, en gran parte, de las tendencias de población ocurridas a lo largo de las últimas décadas que ahora producen un retorno económico. Pero la pregunta más importante para los tomadores de decisión sería qué se puede hacer ahora para incidir en la pobreza en las próximas décadas. Como se verá más adelante, todavía existen márgenes de maniobra, pero sin duda en buena parte los resultados ya están determinados por la dinámica demográfica del pasado. Además de esta limitante intrínseca al análisis de la incidencia de factores demográficos en la pobreza, hay otras, resultantes de las opciones metodológicas adoptadas en la formulación del modelo propiamente. Éstas serán explicitadas en la próxima sección.

## 2. La Estructura del Modelo

La metodología propuesta aquí aplica las ideas básicas de los párrafos anteriores a la proyección de la pobreza, explorando extensiones y alternativas, al mismo tiempo que incorpora la mecánica del modelo de la CEPAL-IPEA-PNUD. El modelo DMPAP (*Demographic Module for Poverty Analysis and Projection*)<sup>2</sup>, como fue llamado, operativamente funciona como un conjunto de planillas de cálculo en EXCEL. Así como el modelo CEPAL-IPEA-PNUD original, consiste en la descomposición de tendencias, lo que hace posible realizar extrapolaciones de una manera más fundada. Sin embargo, análisis de ese tipo - tanto las que fueron mencionadas en la sección anterior, como las alternativas presentadas adelante —están sujetas a la resolución de una serie de detalles técnicos, tanto operativos como teóricos, que necesitan ser esclarecidos, en la medida que las soluciones adoptadas pueden afectar los resultados.

### 2.1. Efectos Demográficos Directos e Indirectos

Tanto la metodología de Paes de Barros *et al.* (2001), como las variaciones aquí presentadas se basan en la descomposición estadística de la pobreza por estructura del hogar, con el supuesto de que cambios en el conjunto de las composiciones no afectan la capacidad generativa de ingreso de cualquier hogar específico no es afectada por los cambios en la composición de los demás hogares. No se consideran efectos económicos más amplios, que huyen al ámbito del hogar, como el efecto del tamaño relativo de los factores de producción sobre sus precios relativos.<sup>3</sup> No existe un mecanismo intrínseco que sugiera como los parámetros  $\alpha$  y/o  $\beta$  pueden ser cambiados en función de tendencias demográficas, como, por ejemplo, la dilución de capital frente al crecimiento de la fuerza de trabajo, más allá del crecimiento de inversiones. De esa manera, no se considera cómo los cambios en la estructura etaria afectan el comportamiento del ahorro y luego, las inversiones.

Esos efectos, que Paes de Barros *et al.* (2001) identifican como efectos indirectos del cambio demográfico sobre la pobreza, deben ser incorporados exógenamente, como hipótesis sobre la evolución de  $\alpha$  y/o  $\beta$  (en el caso de trabajo actual), o entonces no son contabilizados (en el caso del trabajo de Paes de Barros *et al.* 2001). Aunque reconocen esas limitaciones, los autores

---

<sup>2</sup> El primer ejemplo de aplicación de ese modelo, para el caso de Venezuela, fue elaborado en Hakkert (2006 a).

<sup>3</sup> Estas cuestiones sí se abordan en otro trabajo (Hakkert, 2005). Desafortunadamente la metodología adoptada en este segundo trabajo no puede ser unificada fácilmente con la metodología del trabajo actual, razón por la cual ambos ofrecen visiones complementarias, pero parciales del mismo fenómeno.

afirman que el abordaje es casi ideal para la estimación de los efectos directos del cambio demográfico sobre la pobreza. Las alternativas que identifican como posibles son un análisis transversal de regresión de datos en término de países y el modelo de Equilibrio General Computable (CGE). Sin embargo, en la primera no se logra separar los efectos directos de los indirectos; además, es necesario asumir que el cambio demográfico fue exógeno o confiar en las cuestionables elecciones de variables instrumentales. La segunda alternativa puede, en tesis, propiciar estimaciones de efectos, tanto directos, como indirectos, pero es afectada por la incertidumbre en relación a la correcta especificación del modelo y sus parámetros, lo que puede ejercer considerable efecto sobre los resultados.

También existen limitaciones en lo que se refiere a las variables de población. Debido a su enfoque en la composición de los hogares, los modelos del tipo aquí tratado no agotan todos los mecanismos por los cuales los cambios en el área de población pueden causar impacto sobre la pobreza. Varios otros mecanismos no operan por medio de la estructura de edad y sexo de la población, sino que afectan directamente los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  o cambian la contribución económica relativa de los miembros de hogar con determinadas características de edad y sexo. Por ejemplo: los nacimientos de hijos de madres muy jóvenes, particularmente si no son deseados, pueden provocar una serie de consecuencias que amplían la pobreza; sin embargo no todas son reconocidas por el modelo. Evidentemente, se refleja en el modelo el hecho de que las familias de esas madres se ven obligadas a alimentar otra boca, así como el hecho de que esa situación puede limitar la participación efectiva de las madres en el mercado de trabajo —pero no se toma en cuenta el hecho de que la escolaridad de esas mismas madres puede ser perjudicada en consecuencia del embarazo.

## 2.2. *Mecanismo de Proyección de Hogares*

Paes de Barros *et al.* (2001) no tratan de proyecciones, como en ese trabajo. Aun así, ellos tuvieron que formular hipótesis sobre la estructura de los hogares en el escenario contrafactual, en que cambian los parámetros demográficos agregados. Por ejemplo: el crecimiento del número total de personas de 22-64 años de edad en la población aumentaría el número promedio de personas en esa categoría de edad en cada hogar o aumentaría el número de hogares? Como Barros *et al.* (2001) conocían, por lo menos aproximadamente, la evolución histórica de la composición de los hogares, su abordaje fue menos especulativa que la aquí utilizada, que, entre otras cuestiones, tuvo que decidir si se haría la proyección en términos de cohortes o estructuras de periodo.

Del punto de vista demográfico, existen grandes ventajas en la proyección por cohorte, lo que hace posible comparar los mismos individuos en puntos diferentes del tiempo y obtener estimaciones de los parámetros de transformación que operan en los intervalos entre dichos instantes. Sin embargo, el objeto de análisis del modelo son los hogares, identificados en términos de edad y sexo de sus jefes, no los individuos. La edad y sexo de los jefes de los hogares exhiben un comportamiento mucho más errático que los individuos. Los individuos pueden morir o migrar, pero de no ser así todavía harán parte de la población diez años después, solamente habrán envejecido diez años. En el caso de los hogares, sin embargo, nuevas unidades son constantemente formadas, otras antiguas desaparecen, y existen también frecuentes cambios en la jefatura. En la práctica, es muy difícil acompañar los cambios de hogares a lo largo del tiempo. Se concluyó que la comparación de las mismas cohortes de hogares en diferentes momentos del tiempo no se presentaba muy viable. Por lo tanto, se optó por una solución más sencilla: proyectar los jefes por el método de las razones de jefatura y ajustar los números de otros miembros de cada hogar, de tal manera que el total fuera compatible con su número en la población proyectada. En

otras palabras, las composiciones de los hogares son proyectadas “horizontalmente” (en términos del diagrama Lexis), por la categoría edad y sexo de los jefes de hogar, no por la cohorte. Dichas proyecciones pueden ser homogéneas, haciendo el mismo ajuste proporcional en todos los hogares, o pueden variar entre hogares. Así, a diferencia del procedimiento de Paes de Barros *et al.* (2001), el método aquí utilizado puede aplicar ajustes diferenciados de las composiciones de los hogares a lo largo del tiempo, de acuerdo con las características de ingreso y del jefe (sexo y edad) del hogar.<sup>4</sup>

### 2.3. *Categorías de Edad, Sexo y Parentesco*

Paes de Barros *et al.* (2001) dividieron los miembros de los hogares en cuatro categorías de edad: 0-14 años, 15-21 años, 22-64 años y más de 65 años. En el presente trabajo, se utiliza una división más detallada (0-9 años, 10-14 años, 15-24 años, 25-34 años, 35-49 años, 50-64 años, 65-74 años y más de 75 años), diferenciada además por el sexo. La categoría de más de 75 años fue adicionada, a despecho de su tamaño reducido, para permitir la evaluación del impacto del envejecimiento en una categoría etaria que es predominantemente dependiente de transferencias de ingreso. Además, el presente modelo trabaja con jefes de hogar en todas las categorías etarias, los diferencia por sexo, y asocia la capacidad de generar ingreso de los miembros del hogar a su parentesco (jefe, cónyuge, otros) con el jefe del hogar, además de su edad y sexo.

### 2.4. *Condensación de los hogares*

Un aspecto operativo propio del DMPAP (por ser un programa construido con EXCEL, con una capacidad de almacenamiento de bases de datos relativamente limitada) es que los hogares fueron condensados, sumando sus pesos muestrales y computando los promedios de sus variables, cuando:

- Los jefes pertenecían a la misma categoría de sexo y edad (15-24 años, 25-34 años, 35-49 años, 50-64 años, 65-74 años, más de 75 años); y
- Poseían el mismo número de cónyuges (ningún o por lo menos uno); y
- Poseían el mismo número de hijos (máximo de cinco) con menos de 10 años; y
- Pertenecían a la misma categoría (entre un total de 50) de ingreso *per capita*.

Como consecuencia del proceso de condensación, se pierden algunas informaciones detalladas sobre los niveles de ingreso *per capita*. Así, dependiendo de la línea de pobreza adoptada en el análisis, los resultados pueden ser marginalmente distintos de los provenientes de un análisis con la muestra entera. Las categorías de ingreso fueron escogidas de forma que los niveles de pobreza estimados para los dos años base no serán afectados si, para efectos del análisis, se fija la línea de pobreza en la línea oficial en 0,3, 0,5, 1,5, 2,0 o 3,0 veces el nivel oficial. Sin embargo, el análisis de la pobreza en términos de una línea de pobreza hipotética en 75% del nivel oficial puede producir resultados hasta 1% mayores o menores de lo que sería obtenido en el análisis de la muestra oficial. En algunas circunstancias, eso puede ser considerado inconveniente, pero la alternativa de llevar las bases enteras de las encuestas de hogares a EXCEL sería inviable, especialmente en el caso de Brasil.

---

<sup>4</sup> Paes de Barros *et al.* (2001) solamente estudiaron hogares con jefes de 36-40 años.

## 2.5. El Modelaje de la Capacidad Generativa de Ingreso de los Hogares

En lo que concierne las opciones metodológicas, el aspecto más complejo y más importante del modelo se refiere a la forma como se calcula la capacidad de generación de ingreso de cada hogar en función de su composición demográfica. Aquí, se consideran tres alternativas, todas basadas en la siguiente fórmula de descomposición del ingreso familiar  $Y_i$  en el año  $t$ :

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

Donde la suma es de todas las categorías  $j$  de los miembros del hogar, clasificados por edad, sexo y relación con el jefe. La variable llamada  $Y_i$  (p-factor) representa la “productividad puramente económica” del hogar en razón de determinantes como el promedio del nivel educativo de sus miembros productivos, la residencia urbana o rural, sector de actividad económica, acceso a la tierra, salario mínimo y legislación laboral, etc. En realidad, ese factor explica la mayor parte de la variación entre los ingresos de los hogares, y es sobre él que inciden los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$ .

Sin embargo, del punto de vista del presente modelo, el factor de más interés es el asociado a la composición, o sea, la última parte de la fórmula. Dependiendo de la edad, del sexo y la relación con el jefe de hogar, cada miembro contribuye con un número de unidades de generación de ingreso. La lógica es análoga a la noción de peso (equivalente adulto) de consumo, pero aplicada a la capacidad de generar ingreso. El promedio de unidades de generación de ingreso ( $c_{ijt}$ ) por miembro de hogar es definida, en el modelo, como “autonomía”; de cierta forma, es el opuesto del concepto demográfico más convencional de “dependencia”. Cuando se multiplica  $Y_{it}$  (p-factor) por “autonomía”; se obtiene el ingreso *per capita*.

Las diferencias entre las tres alternativas mencionadas arriba se refieren a tres maneras de calcular los pesos de la generación de ingreso  $c_{ijt}$ . Éstos no han recibido la misma atención en la literatura que los pesos de consumo, porque hay una manera aparentemente natural de computarlos, aquí referida como “método directo”, que consiste en calcular el ingreso promedio de tipos diferentes de miembros de los hogares en una encuesta de referencia y determinar su tamaño relativo con respecto a la categoría de referencia, constituida aquí por jefes de hogares masculinos de 35-49 años de edad. Así, en el caso de Brasil, la típica cónyuge femenina de 15-24 años contribuía en 2004 con 40,7% de la contribución del típico jefe de hogar masculino de 35-49 años y su coeficiente era 0,407, mientras que el coeficiente del jefe de hogar masculino de 35-49 años era, por definición, 1,0000.

En la metodología original de Paes de Barros *et al.* (2001),  $c_{ijt}$  varía con  $i$  (identificador del hogar). Eso es ventajoso, porque existe la posibilidad de que, por ejemplo, los pesos sean diferentes en familias pobres y no pobres. Sin embargo, a pesar de sus ventajas, esa variante — que aquí se denomina “directa heterogénea”— no es fácil de ser aplicada cuando se hacen proyecciones y no escenarios contrafactuales basados en datos históricos. Además, en la metodología de Barros *et al.* (2001),  $c_{ijt}$  no varía con  $t$ , lo que puede ser problemático. En el caso de Brasil, entre 1998 y 2004, por ejemplo, claramente se observa una tendencia al equilibrio de los  $c_{ijt}$  entre jefes hombres y jefes mujeres. Esa convergencia puede afectar los resultados de la proyección de la pobreza. Vale señalar que esos pesos son interpretados como una medida que engloba tanto el ingreso diferencial de los individuos, como su grado diferencial de participación económica.

La segunda variante, que se aplicará aquí y que se identifica como “directa homogénea”, usa pesos fijos en términos de  $i$ , pero variables en términos de  $t$ . Como la metodología dispone de dos



bases de datos (1999 y 2004, en el caso de Venezuela, y 1998 y 2004, en el caso de Brasil), es posible estimar una tendencia que es posteriormente extrapolada. Como se señaló arriba, la limitación principal de este procedimiento es que asume implícitamente que la estructura de la contribución relativa de diferentes categorías de miembros al presupuesto del hogar es igual para todos los tipos de hogares.

La desventaja de los métodos directos es que ignoran la interacción entre miembros del hogar, que pueden resultar en beneficios indirectos generados por uno de los familiares, en la medida en que él o ella potencie la productividad de otro miembro del hogar. Es probable, por ejemplo, que la contribución de los niños con menos de 10 años no sea nula, sino negativa, una vez que, por lo general, requieren la presencia en casa de por lo menos un miembro adulto del hogar. Por otro lado, las madres o suegras de los jefes de hogares que no poseen ingreso propio pueden cuidar de los niños, de forma que las cónyuges puedan trabajar y así contribuyen positivamente con el ingreso del hogar, a pesar de no aportar ingresos propios. Por otro lado, adultos enfermos o deficientes reducen el potencial de generación de ingresos por parte de otros miembros del hogar, una vez que requieren atención constante.

El tercer método, llamado indirecto (homogéneo), en el cual los  $c_{ijt}$  tampoco varían con  $i$ , constituye un intento de incorporar algunas de las interacciones descritas arriba, por medio de un procedimiento de tipo regresión, con la diferencia de que la relación con el término  $Y_{it}$  (p-factor) de error es multiplicativa y no aditiva. Se trata de un procedimiento experimental, cuya utilidad todavía debe ser comprobada más sistemáticamente. En el caso de niños con menos de 10 años, la fórmula es modificada, y se hace no aditiva. La razón para eso es que tal vez no sea lineal el efecto del número de niños en la productividad de otros miembros del hogar, particularmente las madres. Al final, el costo de oportunidad de ingreso de la madre —representado, por ejemplo, por los cuidados con dos niños menores de 10 años de edad— probablemente no crece apreciablemente si ella llega a tener un tercer niño.<sup>5</sup>

Los coeficientes  $c_{ijt}$ , en este abordaje, son inicialmente desconocidos y deben ser aproximados con valores tentativos. El criterio para determinar los valores finales es escoger los que minimicen la variación de  $Y_i$  (p-factor) entre los individuos<sup>6</sup> (aquí en términos del índice de Gini, pero el criterio podría ser otro), usando el módulo Solver del aplicativo EXCEL.<sup>7</sup>

Los resultados obtenidos al utilizar los procedimientos directos e indirectos son similares, como lo son los propios coeficientes. En el caso de Venezuela, la correlación fue superior a 0,8; en el caso de Brasil, un poco menor. Una de las principales diferencias es que en el abordaje directo, los coeficientes de los niños con menos de 10 años son, por definición, 0, mientras que en el abordaje indirecto son generalmente negativos. La razón de este valor negativo no es que niños menores de 10 años representan gastos netos con salud, educación y otras necesidades,<sup>8</sup> sino que

---

<sup>5</sup> Se esperaría que los coeficientes asociados con el número de niños menores de 10 años tiendan a ser negativos, lo que significa que ellos extraen potencial generador de ingreso de uno de los otros miembros del hogar, en general, la madre. Sin embargo, tanto en el caso de Venezuela como en el caso de Brasil, se encontró una relación bien menos regular que la esperada e incluso una tendencia hacia valores menos negativos en el caso de la presencia de 5 o más hijos en el hogar. Posiblemente este hecho tiene relación con el hallazgo del *Panorama Social* de 2002-2003 (CEPAL, 2003: Gráfico III.15) de que en los 14 países de América Latina investigados no había una relación clara entre el número de hijos menores de 15 años en el hogar y la actividad económica de la mujer, aunque había otra tendencia —menos esperada— de aumento de la actividad masculina en la medida en que aumentaba el número de niños dependientes.

<sup>6</sup> Eso es lo mismo que minimizar la variación del término de error en una regresión convencional.

<sup>7</sup> Solver es un recurso de Excel, disponible en el menú "Herramientas" de ese aplicativo. Debido a la dimensión de las planillas, su ejecución puede ser demorada.

<sup>8</sup> El modelo no analiza gastos, sólo ingresos.

su presencia en el hogar puede crear obstáculos para la actividad económica de otros miembros, especialmente sus madres.

El método indirecto proporciona ciertas ventajas conceptuales sobre el método directo, pero también es verdad que presenta algunos problemas. Si las composiciones de los hogares fuesen aleatoriamente distribuidas entre los hogares de diferentes niveles de ingreso, tales como las medidas por el  $Y_i$  (p-factor), el procedimiento descrito arriba resultaría en estimaciones no sesgadas del número promedio de unidades generadoras de ingreso por categoría de miembros de los hogares. En la práctica, sin embargo, ése no es el caso: ciertos tipos de estructuras de hogares son más comunes entre los pobres; otros, entre los ricos.<sup>9</sup>

Debido a esa correlación, es posible que algunas influencias causales inversas, o sea, del ingreso *per capita* sobre la composición de los hogares, afecten los coeficientes  $c_{ijt}$ . El problema principal es que las familias más pobres tienden a tener más hijos (de 0-9 y, principalmente, de 10-14 años de edad), lo que puede sesgar para abajo los coeficientes de productividad de los niños. Para corregir este problema, se adoptó un procedimiento de reponderación, exclusivamente para efectos de determinación de los coeficientes  $c_{ijt}$  (ya que, para otros efectos, sería distorsionarlos). Se trata de un procedimiento iterativo arduo, en el cual los coeficientes  $c_{ijt}$  son estimados repetidas veces y, en cada repetición, la muestra debe ser reponderada, de tal manera que el número medio de niños de 0-9 y de 10-14 años sea igual en hogares con  $Y_i$  (p-factor) superior e inferior a la línea de pobreza. La repetición del procedimiento se hace necesaria, porque  $Y_i$  (p-factor), por su vez, depende de los  $c_{ijt}$ .<sup>10</sup>

Los hogares en la planilla de proyección son los mismos que en la segunda planilla de datos (del 2004), pero transformados conforme sus características.

- Los pesos de los hogares varían proporcionalmente al número de individuos en las respectivas categorías de edad y peso y también según los cambios en las razones de jefatura. Por ejemplo, si un determinado hogar tiene como jefe un hombre con edad entre 25-34 años y el tamaño de la población en dicha categoría de edad y sexo aumentará 15%, también se aplica este aumento al peso del hogar. Si, además, la razón de jefatura en esa categoría está por caer en 5%, dicha reducción será aplicada igualmente al peso del hogar.
- El número de otros miembros del hogar en cada categoría de edad y sexo varía según un mecanismo que puede ser parcialmente especificado por el usuario, bajo la condición de que tales cambios deben ser consistentes con la estructura general de edad y sexo de la población proyectada. De forma similar, el número de adultos de determinada edad y sexo que son cónyuges del jefe del hogar también puede ser especificado por el usuario, bajo la condición de que el jefe de familia puede tener, al máximo un cónyuge, de sexo opuesto. Caso contrario, el programa automáticamente hace los ajustes necesarios.
- La variable  $Y_i$  (p-factor) varía de acuerdo con los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$ . Las proyecciones de los valores monetarios son producidas en términos reales, utilizándose valores monetarios del segundo año-base. Es importante tener esto claro, pues debido a la interferencia de los efectos de composición de los hogares el cambio final del nivel y dispersión de los ingresos ( $Y_{it}$ ) puede ser distinto del valor sugerido por  $\alpha$  y  $\beta$ .

<sup>9</sup> No obstante, como fue observado en la Introducción, en el estudio de caso brasileño, Paes de Barros *et al.* (2001) no encontraron nexo significativo entre la pobreza y composición del hogar capaz de explicar la significativa proporción de diferencias de ingreso entre pobres y no pobres.

<sup>10</sup> Una alternativa más simple sería admitir que tanto el método directo, cuanto el indirecto son envesados pero que, en general, con tendencias en sentidos opuestos, de manera que el resultado correcto probablemente se encuentra en el intervalo entre los dos resultados.

### 3. Aplicación ilustrativa: Venezuela y Brasil 2004 – 2015

La aplicación que se desarrolla a seguir se refiere a Venezuela y Brasil (total nacional), en el período de 2004 hasta 2015. Se trata de una aplicación ilustrativa, razón por la cual no se desagregó el análisis según las grandes regiones o Unidades de la Federación (UF), como sería natural en el caso de un país del tamaño de Brasil, que cuenta con fuentes de información basadas en muestras muy grandes. Esa tarea de desagregación será el objeto de trabajos futuros.

Los datos que alimentan el modelo provienen de los resultados correspondientes a 1999 y 2004 de la Encuesta Nacional de Muestreo de Hogares, en el caso de Venezuela, y a 1998 y 2004 de la PNAD, en el caso de Brasil. Para fines de su uso en el modelo, fueron necesarios algunos ajustes. Para empezar, las estructuras de población por edad y sexo encontradas por ambas encuestas no coinciden enteramente con las de las proyecciones demográficas divulgadas por las respectivas autoridades estadísticas de los países. Esa falta de coincidencia genera problemas potenciales en las tendencias de la pobreza, debido a los cambios bruscos de estructura que ocurrirían entre 2004 y los próximos años, caso las estructuras de las encuestas no fuesen compatibilizadas con las proyecciones. Por esa razón, se aplicó un ajuste a todas los tramos de edad y sexo, para que coincidieran con las proyecciones. Por otro lado, también fue necesario eliminar los hogares con ingreso total mal declarado y los individuos declarados como pensionistas, empleados o parientes de empleados, así como los con edad desconocida. Las muestras fueron reponderadas para compensar esas limitaciones. Finalmente, como se explicó en la sección anterior, los datos fueron condensados para evitar planillas excesivamente grandes. Todos esos ajustes pueden causar divergencias de los números aquí presentados con relación a las estadísticas oficiales de pobreza, pero, como aquí se trata de un análisis ilustrativo, no se hizo un esfuerzo especial para garantizar tal consistencia.

En el caso de Venezuela, las informaciones de base son: los dos años base (1999 y 2004); las líneas de pobreza para cada año (B\$ 48.628,80 para 1999 y B\$ 123.880 para 2004), y las proyecciones demográficas del INE. En el caso de Brasil, las informaciones correspondientes son: los dos años-base (1998 y 2004), las líneas de pobreza para cada año, R\$ 130 (la mitad de un salario mínimo)<sup>11</sup> para 2004 y R\$ 78,28 (equivalente deflacionado) para 1998, y las proyecciones demográficas por sexo y edad del IBGE. Con esos datos y con el contenido de las planillas de datos y proyección, el programa produce una serie de indicadores resumidos.

El ingreso nominal promedio en Venezuela, a nivel del hogar, creció de B\$ 322.109 en 1999 para B\$ 594.870 en 2004. La incidencia de pobreza en términos de hogares aumentó de 43,3% para 52,7%. A nivel individual, el promedio del ingreso nominal *per capita* creció de R\$ 68.167 para R\$ 134.204, mientras la pobreza aumentó de 51,2% para 62,7%. El índice de Gini, también referido a ingresos *per capita*, se redujo de 0,4624 para 0,4603.<sup>12</sup> Los datos también fueron calculados en separado para hogares con jefes hombres y jefes mujeres. Eso revela una incidencia de pobreza un poco superior entre individuos que viven en hogares con jefes mujeres: 53,7% en 1999 y 66,0% en 2004, contra 50,3% y 61,3%, respectivamente, en los hogares con jefes hombres.

En Brasil, el ingreso nominal promedio en el nivel del hogar creció de R\$ 943,35 en 1998 para R\$ 1.380,51 en 2004. La incidencia de pobreza a nivel de hogares cayó de 26,8% para 23,7%. A

<sup>11</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.

<sup>12</sup> El índice de Gini también puede estar sutilmente distorsionado para abajo, debido a la condensación de los hogares. En el estudio relativo a Venezuela, la distorsión encontrada fue de menos de 0,0020.

nivel individual individuos, el ingreso *per capita* promedio creció de R\$ 245,43 para R\$ 385,90; la pobreza se redujo de 33,8% para 31,1%. El índice de Gini, también individual, se redujo de 0,5956 para 0,5683. A diferencia de Venezuela, en Brasil se encontró una pobreza mayor en hogares encabezados por hombres: 33,9% en 1998 y 31,2% en 2004, contra 33,7% y 30,6%, respectivamente, en los hogares con jefes mujeres.

El resumen de datos poblacionales indica que el número de hogares en Brasil aumentó de 43.251.932 en 1998 para 50.758.373 en 2004, al paso que el número de miembros de hogares subió de 166.245.896 para 181.584.464 en los mismos años-base. Hubo un aumento en la proporción de hogares con jefes mujeres, de 22,30% para 25,68% respectivamente. En lo que se refiere a la distribución de individuos por grupos de sexo y edad y de categorías de relación con los jefes de hogar, las principales diferencias se refieren al aumento del porcentaje de jefes de hogar (de 26,02% para 27,95%) y el descenso del porcentaje de niños con menos de 10 años (de 20,18% para 19,08%). La proporción de ancianos también aumentó. No se presentan aquí las cifras correspondientes de Venezuela, pero las tendencias fueron muy parecidas a las de Brasil.

En el método indirecto de estimación, como esperado, los coeficientes  $c_{ijt}$  para niños menores de 10 años son negativos y, de un modo general, se vuelven más negativos con el número de niños. Sin embargo, se nota que, en Brasil, esa disminución solamente ocurre con hasta tres niños, cuando el coeficiente corregido (para 1998) llega a -0,44; la tendencia se invierte a partir de la presencia de cuatro niños. Lo mismo fue observado en el caso de Venezuela, lo que sugiere que en familias con cuatro o más hijos y/o hijas con menos de 10 años existen economías de escala, quizás porque los mayores tienden a cuidar de los menores. Los coeficientes para niños de 10-14 años también son negativos, con solamente una pequeña diferencia entre niños y niñas. Esa última constatación no apoya la idea de que las niñas (y no los niños) en ese grupo de edad, al cuidar de los hermanos menores, contribuyen significativamente para la economía doméstica.

Al comparar los resultados de 1998/1999 con los de 2004, en términos de los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  del modelo CEPAL-IPEA-PNUD para el ingreso *per capita*, sin considerar los efectos de la composición de los hogares, se encuentra el valor de 0,0309 para  $\alpha$  y 1,0234 para  $\beta$  en Venezuela, y 0,0460 para  $\alpha$  y 0,5723 para  $\beta$  en Brasil. Los valores de los  $\alpha$  sugieren una reducción de la desigualdad, mientras que los valores de los  $\beta$  no tienen mucha importancia, puesto que se basan en los valores de ingreso nominal, sin corrección inflacionaria. Sin embargo, para el p-factor de los individuos, que elimina el efecto de la composición del hogar en el ingreso domiciliar,  $\alpha$  y  $\beta$  son 0,0323 y 0,8812, respectivamente, cuando usados los pesos indirectos corregidos de 2004 para la contribución económica de los diferentes tipos de miembros del hogar. En Brasil, los valores correspondientes son 0,0663 y 0,4689. Eso muestra que parte expresiva del aumento en el ingreso nominal promedio *per capita* puede ser atribuida al cambio en la composición de los hogares. Si no fuera por ese efecto, el porcentaje de individuos pobres en Venezuela en 2004 habría sido 64,5% y no 60,5% y el porcentaje de individuos en extrema pobreza (ingreso por debajo de B\$ 66.940 en 2004) 30,5 %, en vez de 27,5 %. En Brasil, el porcentaje de individuos pobres en 2004 habría sido 34,5% y no 31,1%. El efecto de la composición de los hogares en el porcentaje de los pobres extremos en Brasil (ingreso *per capita* inferior a R\$ 65) sería menor: 12,7% (sin alteración en la composición de los hogares) y no 11,8% (con alteración). Vale señalar que esos pesos, iguales para todos los hogares, son interpretados como una medida que engloba tanto el ingreso diferencial de los individuos, como su grado diferencial de participación económica.

### 3.1. Proyección Convencional, sin los Efectos de la Estructura de Población

Para efectos de todas las proyecciones, se supone que, de 2004 a 2015, Venezuela mantendrá una tasa de crecimiento económico de 3,0% al año y Brasil 3,5% al año. Si se descuenta el crecimiento poblacional esperado durante el período, con base en las proyecciones demográficas, eso significa que  $\alpha=0$  y  $\beta=0,1660$  para Venezuela y  $\alpha=0$  y  $\beta=0,2717$  para Brasil. Inicialmente, no se consideran los cambios poblacionales. Con esas transformaciones clásicas del modelo CEPAL-IPEA-PNUD, la reducción de la pobreza individual prevista es de 60,5% a 52,5% en Venezuela y de 31,1% a 24,5% en Brasil. Si se presume, además, que habría reducción de 7,5% en la desigualdad de ingreso en Venezuela ( $\alpha=0,075$ ) y 5,0% en Brasil ( $\alpha=0,05$ ), la pobreza caería más, para 51,9% en Venezuela<sup>13</sup> y 21,6% en Brasil. La pobreza extrema caería de 28,1% para 19,8% en Venezuela y de 11,8% para 6,6% en Brasil.

### 3.2. Proyección base

Ahora es el momento de introducir las tendencias poblacionales. Para tal, se hace necesario escoger uno entre los diferentes mecanismos que el DMPAP proporciona para ajustar la composición de los hogares a los totales proyectados de la población por edad y sexo. En la planilla existen parámetros conocidos como “homogeneidad” y “sensibilidad a la tendencia”, que son inicialmente iguales a cero. Eso significa que los valores proyectados iniciales de todas las tasas y promedios serán proporcionales a los observados en 2004. Con los valores previamente escogidos de  $\alpha$  y  $\beta$  y los coeficientes  $c_{ijt}$  de 2004, se obtiene lo que puede ser llamado la “proyección de base”, con los resultados que siguen:

- La pobreza individual cae de 60,5% para 44,6% en Venezuela y de 31,1% para 16,3% en Brasil;
- La brecha de pobreza ( $P_1$ ) cae de 28,4% para 17,3 % en Venezuela y de 13,7% para 5,9% en Brasil;
- El índice de Gini, en nivel individual, cae de 0,4527 para 0,4175 en Venezuela y de 0,5683 para 0,5368 en Brasil.

Para fines de comparación, también se calculó (sólo en el caso de Brasil) cuál sería la pobreza prevista según la metodología original de Barros *et al.* (2001) —método directo heterogéneo—, suponiendo constancia en la distribución de ingreso al interior de cada hogar individual, con excepción de la redistribución implícita en el parámetro  $\alpha$ <sup>14</sup>. El resultado fue una incidencia de la pobreza individual de 17,3% en 2015. El resultado obtenido con el método directo homogéneo es bien parecido con éste (17,6%), mientras que el uso de los coeficientes indirectos corregidos de 1998 modifica el resultado de 16,3% para 16,4%. En el caso de Venezuela, el método directo homogéneo resulta en 47,0% de pobreza, mientras que el uso de los coeficientes indirectos corregidos de 1999 modifica el resultado de 44,6% para 44,0%. Ese último dato es importante, pues traduce una tendencia; extrapolando se puede inferir que, con base en los coeficientes esperados para 2015, la pobreza se reduciría para 43,1% en Venezuela y 16,0% en Brasil. Traduciendo las diferencias de los abordajes en tasas equivalentes de crecimiento económico

<sup>13</sup> La relativa insensibilidad de la pobreza a variaciones en el  $\alpha$  en Venezuela se debe a la proximidad entre la línea de pobreza y el ingreso *per capita* promedio. En Brasil, donde se manejó un criterio más bajo para la línea de pobreza, el impacto de variaciones en  $\alpha$  es mucho más significativo. Eso muestra que hay que ejercer cierto cuidado en la interpretación de  $\alpha$ , pues su impacto está directamente relacionado con la línea de pobreza que se maneja en el país.

<sup>14</sup> Se optó por aplicar los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  a cada individuo, lo que es diferente de la lógica seguida en las otras proyecciones, donde  $\alpha$  y  $\beta$  inciden en el p-factor.

adicional, los resultados serían los siguientes. Si los factores de población no son considerados, el  $\beta$  necesario para traer la misma reducción de pobreza venezolana que el escenario con especificación directa de las unidades de generación de ingreso sería 0,2870, mientras que en el caso de la especificación indirecta sería 0,3515. Eso corresponde a tasas de crecimiento anuales de 3,93% y 4,39%, respectivamente, comparadas a los 3,0% asumidos al principio. En el caso de Brasil, los valores correspondientes de  $\beta$  serían 0,4513 y 0,5215, respectivamente, y las tasas de crecimiento económico equivalente 4,75% y 5,20%, comparadas a los 3,5% asumidos al principio.

### 3.3. *Una proyección con tasas y promedios convergentes*

En su estudio sobre el caso de Brasil, Barros *et al.* (2001) encuentran evidencias de que las diferencias en la composición de los hogares entre familias de diferentes niveles de ingreso no explican su diferencial de pobreza. Para confirmar eso, se puede preparar un segundo escenario de proyección, en el cual las tasas y promedios iniciales no son iguales a los valores observados en 2004 dentro de cada clase de ingreso, pero son iguales a los promedios generales para hogares con jefes de la misma edad y sexo, de forma que, hasta 2015, la composición de los hogares sería uniforme por categoría de ingreso, variando solamente por edad y sexo del jefe. La jefatura y frecuencia de cónyuges son también uniformizadas, igualándose a 1 todos los parámetros de "homogeneidad". Como siempre pasa en esas circunstancias, se hace necesario calibrar, para garantizar la consistencia con las proyecciones demográficas. Concluida la calibración, con los pesos de capacidad de generación de ingreso determinados por el método indirecto corregido, surgen los cambios siguientes con respecto al escenario anterior:

- La pobreza individual cae más, de 44,6% para 42,1% en Venezuela y de 16,3% para 10,8% en Brasil;
- La brecha de pobreza ( $P_1$ ) cae de 17,3% para 14,8% en Venezuela y de 5,9% para 3,6% en Brasil;
- El índice de Gini, en nivel individual, cae de 0,4175 para 0,3826 en Venezuela y de 0,5368 para 0,5050 en Brasil.

Esos resultados muestran que puede ser intenso el efecto de reducción adicional de la pobreza causado por la homogenización de las composiciones de los hogares y de los comportamientos reproductivos. Eso es importante para calificar el impacto de la reducción de la fecundidad ya presente en la proyección de base: éste será considerablemente mayor en la medida en que homogenice los patrones reproductivos de pobres y no pobres. La parte más importante de la diferencia viene por cuenta del comportamiento reproductivo. Si la homogenización es aplicada solamente a niños de 0-14 años, mientras que las otras tasas y promedios son proyectados como antes, la pobreza es reducida de 44,6% para 44,2% (y no 42,1%) en el caso de Venezuela y de 16,3% para 11,7% (y no 10,8%) en Brasil, la brecha de la pobreza se reduce para 16,3% en Venezuela y 3,9% en Brasil y el índice de Gini, para 0,4075 en Venezuela y 0,5122 en Brasil. Se debe notar en ese caso, el número medio proyectado de niños de 0-9 años y de 10-14 años en diferentes tipos de hogares no será más uniforme, debido a las diferencias en los números de mujeres en edad reproductiva. Lo que es homogeneizado en ese caso no es el número promedio de niños, pero la relación niño-mujer específica por la edad de la mujer.

### 3.4. Una proyección con descenso más rápido de la fecundidad

Un escenario alternativo sería aquel en que la fecundidad cayera más que en la proyección base, por ejemplo, 10% más hasta 2015, en el caso de Venezuela, o 20% adicionales, en el caso de Brasil. Eso exige la revisión de  $\beta$ , puesto que el crecimiento poblacional más bajo implica un aumento más importante de ingreso *per capita*. Como la modificación del escenario de fecundidad también afecta la población del grupo de 0-14 años, es necesario recalibrar los tres primeros tramos de edad y sexo. Con esos nuevos parámetros reestimados, la reducción de pobreza en relación al escenario de base tiene las siguientes características:

- La pobreza individual cae de 44,6% para 43,3% en Venezuela y de 16,3% para 14,7% en Brasil;
- La brecha de pobreza ( $P_1$ ) cae de 17,3% para 16,6% en Venezuela y de 5,9% para 5,1% en Brasil;
- El índice de Gini, a nivel individual, cae de 0,4175 para 0,4157 en Venezuela y de 0,5368 para 0,5322 en Brasil.

Se puede obtener un escenario sutilmente diferente si la reducción de la fecundidad no se aplica de forma homogénea en todos los grupos de edad, sino se concentra en el grupo de 15-19 años. Esa modificación no cambia el crecimiento poblacional entre 2004 y 2015, de manera que el valor anterior de  $\beta$  pueda ser mantenido. En ese escenario, los siguientes resultados son alcanzados:

- La pobreza individual cae de 44,6% para 43,2% (en vez de 43,3%) en Venezuela y de 16,3% para 14,6% (en vez de 14,7%) en Brasil;
- La brecha de pobreza ( $P_1$ ) cae de 17,3% para 16,9% (en vez de 16,6%) en Venezuela y de 5,9% para 5,0% (en vez de 5,1%) en Brasil;
- El índice de Gini, a nivel individual, cae de 0,4175 para 0,4159 (en vez de 0,4157) en Venezuela y de 0,5368 para 0,5310 (en vez de 0,5322) en Brasil.

Esas diferencias son sorprendentemente pequeñas. Pero, antes que se llegue a la conclusión precipitada de que la pobreza no responde a la reducción de la fecundidad adolescente más que a la reducción de la fecundidad general, se hace necesario repetir que el modelo DMPAP analiza primordialmente cómo el cambio demográfico proporciona alteraciones en el nivel de pobreza a través del impacto de la estructura familiar. En el caso de la fecundidad adolescente, sin embargo, es razonable suponer que existen caminos, más directos por los cuales la pobreza puede ser reducida y que no son propiamente llevados en cuenta en ese modelo.

**Cuadro 1: Resumen de los diferentes escenarios de proyección y sus resultados para el caso de Venezuela**

	<b>Pobreza (P<sub>0</sub>)</b>	<b>Brecha de pobreza (P<sub>1</sub>)</b>	<b>Índice de Gini</b>
Situación en 2004	60.49 %	28.35 %	0.4527
<b>Proyecciones hasta el 2015 basadas en 3.0 % de crecimiento</b>			
Sin considerar la composición de la población	51.94 %	21.81 %	0.4303
Proyección base con coeficientes directos	46.99 %	18.55 %	0.4212
Proyección base con coeficientes indirectos corregidos (2004)	44.62 %	17.31 %	0.4175
Proyección base con coeficientes indirectos no corregidos (2004)	43.62 %	16.89 %	0.4164
Proyección base con coeficientes indirectos corregidos (1999)	43.95 %	16.92 %	0.4164
Tasas y promedios convergentes (con coeficientes indirectos corregidos de 2004)	<b>42.07 %</b>	<b>14.80 %</b>	<b>0.3826</b>
Convergencia sólo en el grupo de 0-9 años	44.20 %	16.34 %	0.4075
Convergencia en el grupo de 0-9 y jefatura	43.70 %	16.07 %	0.4039
Descenso adicional de 10 % en la fecundidad	43.28 %	16.57 %	0.4157
Mismo descenso concentrado en el grupo de 15-19 años	43.21 %	16.90 %	0.4159
Fecundidad constante	46.60 %	18.39 %	0.4202

Fuente: Hakkert, 2006a.

#### **4. Conclusiones**

Los Cuadros 1 y 2 recapitulan las diferentes proyecciones realizadas. Las principales conclusiones pueden ser resumidas como se presenta.

1. La contribución potencial de las tendencias demográficas en Brasil a la reducción de la pobreza hasta 2015 es muy sustancial y corresponde a un equivalente en crecimiento económico del orden de 1-1,7%, con una incidencia de la pobreza en 2015 que podría ser 4-11% inferior a los números proyectados en la ausencia de efectos de composición de la población. En Venezuela, la diferencia en términos de tasas equivalentes de crecimiento sería del orden de 0,9-1,4% y la pobreza en 2015 podría ser 6-10% inferior a las proyecciones que no consideran el efecto demográfico.



**Cuadro 2: Resumen de los diferentes escenarios de proyección y sus resultados para el caso de Brasil**

	Pobreza (P <sub>0</sub> )	Brecha de pobreza (P <sub>1</sub> )	Índice de Gini
Situación en 2004	31.09 %	13.66 %	0.5683
<b>Proyecciones hasta el 2015 basadas en 3.5 % de crecimiento</b>			
Sin considerar la composición de la población	21.56 %		
Proyección de base según metodología de Barros et al. (2001)	17.31 %	8.00 %	0.5487
Proyección base con coeficientes directos	17.55 %	6.15 %	0.5404
Proyección base con coeficientes indirectos corregidos (2004)	16.26 %	5.88 %	0.5368
Proyección base con coeficientes indirectos corregidos (1998)	16.42 %	5.85 %	0.5368
Tasas y promedios convergentes (con coeficientes indirectos corregidos de 2004)	<b>10.83 %</b>	<b>3.61 %</b>	<b>0.5050</b>
Convergencia sólo en el grupo de 0-9 años	11.68 %	3.92 %	0.5122
Descenso adicional de 20 % en la fecundidad	14.70 %	5.13 %	0.5322
Mismo descenso concentrado en el grupo de 15-24 años	14.61 %	5.03 %	0.5310

Fuente: Hakkert, 2006b

2. Esos efectos son más importantes que los encontrados por Paes de Barros *et al.* (2001), en su estudio de las cohortes brasileras nacidas entre 1910 y 1960, en el cual estimaron que el efecto demográfico fue equivalente a 0,4% de crecimiento económico adicional. Además de las diferencias en la especificación del modelo, las diferencias se deben al hecho de que el período analizado por Barros *et al.* (2001) fue relativamente largo y se caracterizó por ritmos distintos de cambio demográfico.<sup>15</sup>
3. De una manera más amplia, existen divergencias entre los resultados de los diferentes métodos de cálculo para la reducción potencial de la pobreza en virtud de efectos demográficos, pero la conclusión general —de que tales efectos son substanciales— es apoyada por todas las variantes.
4. A parte más importante de esa contribución, ya está implícita en los cambios demográficos que tuvieron lugar antes de 2004, como el efecto inercial del descenso de la fecundidad en el pasado.
5. Sin embargo, no todo está determinado por el pasado. Dependiendo de las características del cambio de la fecundidad entre 2004 y 2015, la pobreza en 2015 puede variar entre niveles de 42% y 47% en Venezuela y entre 11% y 15% en Brasil.

<sup>15</sup> La fecundidad en Brasil solamente empezó a declinar expresivamente al fin de los años 60, cerca de 20 de los 50 años cobertor por el periodo analizado.

## Referencias Bibliográficas

- Birdsall, Nancy; S. Duryea & Miguel Székely. (1999). "*What's behind the Latin American inequality?*", Inter-American Development Bank (IADB), Office of the Chief Economist. Washington DC:
- CEPAL. (2003). "*Panorama Social de América Latina 2002-2003*". CEPAL. Santiago de Chile.
- CEPAL-IPEA-PNUD. (2002). "*Rumbo al Objetivo del Milenio de reducir la pobreza en América Latina y el Caribe*". CEPAL. Santiago de Chile.
- Hakkert, Ralph. (2006a). "*Guide to the demographic module for poverty analysis and projection (DMPAP): an Excel work book with an application to Venezuela*". Fundo das Nações Unidas para a População (UNFPA) / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Brasília DF.
- (2006b). "Módulo demográfico de análise e projeção da pobreza: uma aplicação ilustrativa para o Brasil". Aceptado para publicación en la Revista FESPSP.
- (2005). "*A demographic-economic model for population and poverty analysis in EXCEL*". EAT/UNFPA, Documento de Trabajo. Mexico DF.
- Hausmann, Ricardo & Miguel Székely. (1999). "*Inequality and the family in Latin America*". Inter-American Development Bank (IADB), Office of the Chief Economist, Working Paper 393. Washington, DC.
- Núñez, Jairo; Juan Carlos Ramírez & Laura Cuesta. (2005). "*Determinantes de la pobreza en Colombia, 1996-2004*". Universidad de los Andes, Documento CEDE 2005-60. Bogotá.
- Paes de Barros, Ricardo *et al.* (2001). "Demographic changes and poverty in Brazil.". En: Nancy Birdsall, Nancy; Allan C. Kelley & Steve W. Sinding (eds.). *Population matters: demographic change, economic growth and poverty in the developing world*. Oxford University Press, 2001: Cap. 11. Oxford.
- Rosero-Bixby, Luis & Arodys Robes. (2006). "Los dividendos demográficos en Costa Rica a partir del mapeo de la economía del ciclo vital del individuo". Paper presented at the II Congress of the Latin American Population Association (ALAP), Guadalajara.