
POBREZA Y DESIGUALDAD EN AMERICA LATINA:

CONCEPTOS, HERRAMIENTAS Y APLICACIONES

Capítulo 5

POBREZA: EXTENSIONES

Esta versión: 3 de junio, 2011 *

* Este documento es un borrador del capítulo 5 del libro “Pobreza y Desigualdad en América Latina. Conceptos, herramientas y aplicaciones” por Leonardo Gasparini, Martín Cicowiez y Walter Sosa Escudero. El libro se realiza en el marco del CEDLAS, el Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales de la Universidad Nacional de La Plata (www.cedlas.org). Por favor, no citar sin permiso. Se agradecen los comentarios.

Índice del Capítulo 5

1. INTRODUCCION	3
2. POBREZA MULTIDIMENSIONAL	4
3. POBREZA SUBJETIVA.....	33
4. LA DINÁMICA DE LA POBREZA	39
5. PERFILES DE POBREZA	49
6. POBREZA Y GEOGRAFÍA.....	60
APÉNDICE: EN LA PRÁCTICA.....	71

Pobreza y desigualdad en América Latina : conceptos, herramientas y aplicaciones / Leonardo Gasparini; Martín Cicowiez; Walter Sosa Escudero. - 1a ed. - La Plata : Universidad Nacional de La Plata, 2010.

CD-ROM.

ISBN 978-950-34-0667-0

1. Problemas Sociales. 2. Pobreza. 3. Enseñanza Universitaria. I. Cicowiez, Martín II. Sosa Escudero, Walter III. Título

CDD 362.5

Fecha de catalogación: 20/08/2010

1. INTRODUCCION

En el capítulo anterior estudiamos el paradigma más extendido para medir privaciones – la pobreza monetaria – y lo hicimos en un contexto estático. Ese paradigma ha resultado muy exitoso por la simplicidad en el tratamiento analítico e implementación práctica. De hecho, todos los gobiernos de América Latina monitorean la pobreza mediante esta metodología. La simplicidad, sin embargo, tiene un costo. Si bien el ingreso es una dimensión muy relevante del bienestar, ciertamente no es la única, por lo que medir exclusivamente privaciones monetarias implica ignorar parte de la realidad. Asimismo, la medición de la pobreza basada únicamente en observaciones de un período de tiempo dado simplifica exageradamente una realidad en la que los ingresos son cambiantes, y en la cual muchas personas entran y salen de situaciones de carencias materiales con frecuencia. Este capítulo tiene como principal objetivo discutir estos temas que enriquecen la discusión conceptual y la medición de las privaciones.

La sección 2 trata sobre la extensión de la medición de la pobreza a un espacio *multidimensional*. Esta extensión no es sencilla y requiere resolver al menos tres puntos: la elección de las variables a considerar, las líneas de pobreza y ponderaciones para cada una de ellas y la forma de agregar estas múltiples variables para arribar a algún indicador general. La sección 2 discute estos problemas y presenta algunas propuestas prácticas de implementación empírica.

Las dificultades para medir objetivamente la pobreza han motivado una corriente que propone basar el análisis en evaluaciones *subjetivas* de las personas respecto de sus propias privaciones. La sección 3 está destinada a discutir esas ideas.

La pobreza es un fenómeno dinámico ya que el grado de privaciones de las personas varía a lo largo de su vida. La sección 4 estudia la pobreza desde una perspectiva *dinámica*, distinguiendo entre pobreza transitoria, crónica e intertemporal, e investigando la persistencia temporal de las privaciones y las posibles “trampas de pobreza”. Un tema relacionado con el patrón temporal de la pobreza y las expectativas futuras de sufrir privaciones es el de la *vulnerabilidad*, un tópico de creciente relevancia para las políticas públicas, que es también abordado en la sección 4.

Luego de medir pobreza, el siguiente paso natural es caracterizarla. En la sección 5 se presentan *perfiles* de pobreza, los cuales describen a las personas pobres en relación al resto de la población, en función de un conjunto de variables socioeconómicas. Es particularmente interesante caracterizar a la población de acuerdo a su ubicación geográfica, entre otras razones debido a que muchos programas destinados a aliviar la pobreza se focalizan regionalmente. La sección 6 trata el tema de *geografía y pobreza*, introduciendo instrumentos de análisis espacial, como mapas de pobreza y correlaciones espaciales.

Al igual que en el resto del libro, este capítulo incluye un apéndice con explicaciones prácticas sobre cómo implementar en STATA[®] algunos instrumentos presentados en el texto.

Un último punto antes de comenzar. Los términos *exclusión* y *marginalidad* suelen proponerse como alternativos al de pobreza para subrayar el carácter relativo o subjetivo de las privaciones, y para extender el espacio de las carencias a dimensiones no monetarias. Si bien profundizar el análisis de la pobreza es ciertamente deseable, nos parece que no es indispensable la incorporación de términos adicionales. En la gran mayoría de los casos los estudios que prometen un nuevo paradigma de análisis invocando los términos de exclusión y marginalidad, terminan asemejándose a los análisis típicos de pobreza que incluyen las dimensiones relativa, subjetiva y/o no monetaria que serán extensamente tratadas en este capítulo.

2. POBREZA MULTIDIMENSIONAL

Existen convincentes argumentos a favor de entender a la pobreza como un fenómeno que va más allá de la insuficiencia monetaria. Una persona puede recibir un ingreso superior a la línea de la pobreza, pero al mismo tiempo no tener acceso a algunos servicios básicos, ser marginado socialmente o privado de derechos y libertades básicas. El ingreso quizás contribuya a aliviar algunos de estos problemas, pero no puede tomarse ligeramente como resumen de todas las dimensiones del bienestar.

Existen al menos tres líneas de argumentación para justificar el análisis multidimensional de la pobreza.¹ El más extendido es el enfoque de capacidades de Amartya Sen quien propone trascender el paradigma del ingreso, midiendo pobreza en el espacio de las capacidades (*capabilities*) que permiten llevar a cabo ciertas funciones básicas o funcionamientos (*functionings*), tanto privados como sociales, que hacen posible una vida plena.² La lista de *functionings* incluye estar bien alimentado, tener buena salud, ser capaz de moverse libremente, tener autoestima, tener respeto del resto, participar en la vida comunitaria y otras. Desde un punto de vista filosófico, Sen define la pobreza dentro de este enfoque como la falta de libertad para alcanzar ciertas funciones que se creen relevantes. En términos más prácticos, la pobreza es un estado caracterizado por niveles de capacidades insuficientes para realizar un conjunto básico de funciones. Dado que el ingreso es sólo uno entre muchos medios que determinan la capacidad para llevar a cabo las funciones relevantes, la medición de la pobreza se vuelve necesariamente multidimensional.

Una visión alternativa, emparentada pero menos ambiciosa que la de Sen, subraya la necesidad social de asegurar consumos mínimos de ciertos bienes y servicios básicos considerados meritorios y/o esenciales como parte del conjunto de oportunidades que toda sociedad debe ofrecer a sus integrantes.³ Ese conjunto incluye típicamente variables de acceso a niveles básicos de educación, salud, vivienda y otros servicios.

¹ Ver Brandolini y D'Alessio (1998), Bourguignon (2003), Silber (2007) y Kakwani y Silber (2009) para discusiones y mediciones de pobreza multidimensional.

² Sen explica su enfoque en varios artículos y libros. Puede empezarse por Sen (1984, 1992 y 2000).

³ Ver, por ejemplo, Streeten *et al.* (1981).

Finalmente, desde la visión bienestarista estudiada en el capítulo anterior se reconoce que la utilidad individual depende de factores que no se transan en el mercado, ya sea por su naturaleza o por la masiva intervención estatal (e.g. provisión de agua potable), y cuya correlación con el ingreso dista de ser perfecta. En este contexto es válido extender la medición de la pobreza a dimensiones no monetarias.

Aunque los tres enfoques mencionados tienen una amplia aceptación en el campo conceptual, ésta no se ha materializado plenamente a la hora de la implementación práctica dada la complejidad para resolver objetivamente algunas preguntas cruciales. Tomemos por ejemplo el enfoque de Sen, ¿cuáles son los *functionings* relevantes?, ¿cómo medirlos?, ¿cómo determinar empíricamente la capacidad de alcanzar un umbral mínimo en cada uno? Si bien algunas variables son mensurables (e.g. alimentación), otras son difíciles de definir y medir (e.g. autoestima).

En la práctica, gran parte de los trabajos empíricos en pobreza multidimensional son menos ambiciosos y definen pobreza en el espacio de aquellas variables disponibles en encuestas y censos, sin detenerse en argumentar cuidadosamente sobre la elección de cada variable y su consistencia con alguno de los tres enfoques mencionados. Esta alternativa práctica más sencilla enfrenta, de cualquier modo, tres dificultades centrales que se repiten en todo análisis multidimensional: (i) ¿qué variables elegir entre las disponibles?, (ii) ¿cómo definir el umbral de pobreza para cada variable (o para una variable agregada)? y (iii) ¿qué importancia relativa dar a cada variable? ⁴ El resto de esta sección esta destinada a discutir estos puntos.

2.1. Variables

La selección de variables a incluir en un indicador multidimensional debe idealmente regirse por un marco conceptual como alguno de los tres mencionados arriba. Desafortunadamente, la teoría nos aconseja áreas donde buscar, pero no identifica las variables precisas a incluir en el indicador multidimensional.⁵ Como se mencionó, en la práctica la elección de variables se convierte en un ejercicio guiado por el sentido común y la disponibilidad de información.⁶ La siguiente es una lista de áreas y variables comúnmente incluidas en el análisis empírico de pobreza multidimensional:

- (i) Educación: alfabetismo o años de educación en adultos, escolarización en niños y jóvenes en edad escolar.
- (ii) Vivienda: hacinamiento, calidad de la construcción, ubicación en zonas precarias.

⁴ La dificultad en resolver de forma no arbitraria todas estas cuestiones ha generado una posición esceptica de algunos investigadores respecto de los indicadores de pobreza multidimensional. Ver por ejemplo la discusión en Ravallion (2010).

⁵ En Alkire (2002) y Nussbaum (2003) se discuten posibles listas normativas de dimensiones y variables a incluir.

⁶ En algunos casos la elección también está influenciada por encuestas a la opinión pública. Este enfoque “consensual” ha sido especialmente relevante en Europa.

- (iii) Acceso a servicios: agua, saneamiento, electricidad.
- (iv) Propiedad de bienes de consumo durable: heladera, teléfono, televisor.
- (v) Salud: esperanza de vida al nacer, mortalidad infantil, desnutrición, indicadores antropométricos (altura o peso según la edad).
- (vi) Trabajo: condición laboral (empleado, desocupado, inactivo), informalidad o precariedad del empleo, tasa de dependencia (miembros del hogar por perceptor de ingreso).
- (vii) Bienestar subjetivo: respuestas a preguntas sobre satisfacción personal y autoestima.
- (viii) Relaciones con la comunidad: respuestas a preguntas sobre grado de integración, participación y discriminación.
- (ix) Ingreso o consumo monetario.

La lista no se agota en estas variables, extendiéndose de acuerdo a la disponibilidad de información a otras dimensiones (e.g. seguridad, libertad). Por ejemplo, en un reciente estudio Merz y Rathjen (2009) incluyen la falta de tiempo de ocio genuino (*i.e.* el tiempo disponible luego de restar horas de trabajo en el mercado, en actividades domésticas y en otras responsabilidades) como una variable esencial para incluir en la medición de la pobreza multidimensional.

En principio, la inclusión del ingreso en un indicador multidimensional parece justificada, dado que es un determinante del nivel de vida y forma parte del conjunto de capacidades para llevar a cabo funciones básicas.⁷ Algunos estudios, sin embargo, prefieren dejar el ingreso al margen, dado que es una variable con alta variabilidad en períodos cortos de tiempo, a diferencia de la mayoría de los atributos no monetarios. Es usual el argumento que sostiene que los indicadores de pobreza multidimensional contruidos con variables no monetarias captan la pobreza “estructural”, evitando el sesgo de las mediciones de pobreza de ingreso (e incluso de consumo), en las que una persona carenciada puede erróneamente ser clasificada como no pobre si circunstancialmente recibe un ingreso más alto que lo normal en el mes de la encuesta. En contraste, la mayoría de las variables no monetarias listadas anteriormente están menos expuestas a fluctuaciones de corto plazo. En ese sentido, se afirma que la pobreza multidimensional no monetaria identifica como pobre a todo individuo que presenta ciertas características que reflejan un nivel de vida *permanentemente* bajo. Casi todos los países latinoamericanos implementan un sistema de medición dual: por un lado, monitorean con frecuencia la pobreza monetaria sobre la base de datos de ingreso o consumo mensual provenientes de encuestas de hogares, y por otro calculan, con menos frecuencia, pobreza multidimensional en función de variables no monetarias obtenidas de los censos (ver el enfoque de las necesidades básicas insatisfechas o NBI en la sección 2.3).

7

El problema de la arbitrariedad para resolver el problema de la identificación, que discutimos extensamente en el capítulo anterior, se multiplica en el caso multidimensional. ¿Cuántos son los años de educación necesarios para que una persona no sea considerada con privaciones educativas? ¿Debe, por ejemplo, considerarse carenciado a un adulto que no tiene educación primaria completa, o extender el umbral a educación secundaria, dada la creciente demanda en los mercados laborales de América Latina por credenciales educativas mayores? ¿Qué valor máximo de personas por habitación fijar para definir hacinamiento? ¿Qué lista de materiales define una vivienda “precaria”? Una vez más, en la práctica la fijación de umbrales se realiza arbitrariamente, siguiendo el sentido común y el conocimiento de la realidad de cada sociedad. La discusión sobre pobreza absoluta o relativa del capítulo anterior se repite en este punto. Mientras que en Europa son más usuales las líneas relativas, la medición de la pobreza multidimensional en los países en desarrollo, y en particular los latinoamericanos, se ha hecho hasta ahora típicamente con líneas absolutas en cada dimensión; es decir, umbrales invariantes en el tiempo, pese a que las sociedades progresan y se desarrollan.

Un punto importante en el proceso de selección de variables es encontrar un equilibrio entre la posible redundancia de variables semejantes y el riesgo de perder información al dejar de lado a alguna de ellas. Por ejemplo, supóngase que una dimensión del bienestar está asociada al tamaño de la vivienda y que se dispone de información sobre el número de habitaciones de uso exclusivo, el número de baños y los metros cuadrados construidos. Estas tres variables están muy correlacionadas entre sí: la información incorporada en una variable no difiere significativamente de la incluida en las demás, por lo que será conveniente escoger una sola variable o algún “promedio” de las tres. Dos métodos de selección de variables posibles son (i) el de agrupamiento o *clusters* (e.g. Freiman *et al.*, 2008; Caruso, 2008) y (ii) el análisis factorial y de componentes principales, que se explica más adelante.⁸ En la práctica, sin embargo, es más usual la elección *ad hoc* de una variable entre las muchas posibles que representan una dimensión, o el cálculo de algún promedio simple.

Muchos gobiernos e investigadores han construido indicadores de pobreza multidimensional en la región, incluyendo, por limitaciones en la disponibilidad de información en censos y encuestas, sólo variables no monetarias asociadas a vivienda, educación, agua y saneamiento. Esta restricción en la elección de variables genera sesgos, exagerando la pobreza en grupos que enfrentan dificultades relativas mayores en el consumo de los bienes incluidos en el análisis (y dificultades relativas menores en bienes que no están en la lista por falta de información). Por ejemplo, en las grandes ciudades el precio de la tierra es relativamente alto, por lo que una familia carenciada tiene más dificultades en acceder a una vivienda con más habitaciones que en las áreas rurales, lo cual la vuelve más proclive a sufrir condiciones de hacinamiento. En contraste, en las ciudades es más fácil el acceso a servicios de salud gratuitos o

⁸ Ver Conconi y Ham (2010) para una aplicación del análisis factorial con el propósito de resumir la información en cada área (laboral, educación, vivienda e ingresos) en una sola variable.

subsidiados, dada la cercanía a algún hospital o sala de atención médica. La vivienda y la salud pueden ser consideradas legítimamente como variables relevantes en un análisis amplio de pobreza, pero por disponibilidad de información sólo la primera forma parte de un indicador multidimensional, sesgando la pobreza urbana hacia arriba respecto de la rural.

Posiblemente la mayor limitación de los indicadores multidimensionales exclusivamente no monetarios, o basados en gran parte en indicadores no monetarios proviene de su rigidez al aumento. Supóngase que un hogar es pobre sólo debido a la condición de hacinamiento: viven cuatro personas y hay una sola habitación disponible en la vivienda. Si en algún momento se logra construir una habitación adicional, el hogar dejará de ser pobre. Nótese que aunque la familia sufra de ahora en más escasez de recursos, es difícil que el nuevo cuarto sea alguna vez derribado, por lo que la condición de hacinamiento ya no se cumplirá nunca más. Otro ejemplo es el de obras de saneamiento o agua que una vez instaladas no se desarmen por más que las condiciones económicas empeoren. Esta “irreversibilidad” se repite en muchas de las típicas variables no monetarias usadas en la práctica, lo que hace al indicador multidimensional rígido al aumento. De hecho, es difícil que los indicadores de pobreza no monetaria suban, aun en períodos de crisis económicas. Este sesgo a la baja vuelve a la medición multidimensional no monetaria poco útil para llevar a cabo un monitoreo frecuente (e.g. anual) de la pobreza, propósito para el cual resulta más apropiado el método monetario. Esta es una de las principales razones por la cual, como se mencionó, casi todos los países de América Latina monitorean la pobreza monetaria con datos de ingreso o consumo de sus encuestas de hogares, y calculan pobreza multidimensional con datos censales de variables no monetarias.

2.2. Medidas de pobreza multidimensional

Es posible clasificar a la mayoría de los enfoques sobre medición de la pobreza multidimensional en cuatro grupos. El primero, y más extendido, está conformado por medidas que exigen la fijación de una línea de pobreza en cada dimensión. Una vez definidos estos umbrales se aplica algún criterio que evalúa conjuntamente las privaciones en cada variable. El segundo enfoque, en cambio, reduce la medición del bienestar individual de muchas dimensiones a una sola y analiza las privaciones sobre ese agregado. La tercera alternativa propone no dicotomizar a la población a partir de umbrales estrictos, y en su lugar reconocer grados en las privaciones en cada dimensión. Finalmente, un cuarto enfoque busca condiciones bajo las cuales existen relaciones de dominancia entre las distribuciones en espacios multidimensionales.

2.2.1. Umbrales en cada atributo

Este enfoque considera a las distintas dimensiones de la pobreza de forma independiente, cada una con su umbral mínimo. El problema de identificación requiere establecer un criterio por el cual una persona es pobre, en función de su condición de

privación en cada atributo. La alternativa más extendida considera que una persona pertenece al conjunto de la población pobre \mathfrak{P} toda vez que sufra una privación en cualquiera de las j dimensiones consideradas. Formalmente,

$$(2.1) \quad i \in \mathfrak{P} \quad \text{si y sólo si} \quad \exists j \text{ tal que } x_{ij} < z_j$$

donde x_{ij} es el valor de la variable o atributo j para el individuo i y z_j la línea de pobreza asociada a la variable j . Nótese que este criterio, conocido como de *unión*, no permite la sustitución entre atributos: una persona es pobre si no logra superar un z_j por más que en el resto de las dimensiones su posición sea holgada.

La otra posibilidad extrema es utilizar un criterio de *intersección*, por el cual una persona es pobre si y sólo si tiene privaciones en todos los atributos simultáneamente. En términos formales,

$$(2.2) \quad i \in \mathfrak{P} \quad \text{si y sólo si} \quad x_{ij} < z_j \quad \forall j$$

Nótese que a medida que sumamos dimensiones al problema, los dos enfoques tienden a divergir considerablemente, ya que aumenta la probabilidad de que un hogar sea pobre de acuerdo al criterio de unión, y se reduce la probabilidad de que lo sea de acuerdo al criterio de intersección.

Una alternativa cada vez más usual en la práctica, formalizada por Alkire y Foster (2009), consiste en contar el número de dimensiones con carencias para cada individuo (c_i) y establecer un segundo umbral k que representa el mínimo número de dimensiones en que debe estar privado el individuo para ser identificado como pobre. En este caso,

$$(2.3) \quad i \in \mathfrak{P} \quad \text{si y sólo si} \quad c_i \geq k$$

Este método de identificación dual exige fijar tanto las líneas z_j en cada dimensión como el umbral k para el número de privaciones. En los extremos, $k=1$ coincide con el criterio de unión y $k=J$ coincide con el criterio de intersección, donde J es el número total de atributos incluidos en el análisis.

El cuadro 2.1 muestra la tasa de incidencia multidimensional, es decir el número de pobres sobre el total de la población, para tres países de la región utilizando un número variable para el umbral de privaciones k . En todos los casos, la pobreza multidimensional así medida, es superior en Nicaragua e inferior en Uruguay. Nótese cómo la tasa de pobreza se reduce considerablemente a medida que variamos k entre 1 y 6. Por ejemplo, en Nicaragua mientras que más del 90% de la población sufre privaciones en al menos una de las seis dimensiones analizadas, menos del 10% tiene carencias en las seis simultáneamente.

Cuadro 2.1
Tasas de pobreza multidimensional
Valores alternativos de k
Nicaragua, Perú y Uruguay

k	Nicaragua	Perú	Uruguay
1	0.907	0.644	0.450
2	0.764	0.432	0.118
3	0.594	0.290	0.054
4	0.390	0.153	0.018
5	0.195	0.054	0.004
6	0.054	0.010	0.001

Fuente: elaboración propia en base a datos de encuestas de hogares. Nicaragua: EMNV, 2005; Perú: ENAHO, 2007 y Uruguay: ECH, 2007.

Nota: una persona es pobre en cada dimensión si en su hogar (i) el ingreso per cápita familiar es inferior a USD 2.5 por día; (ii) hay más de tres miembros por habitación; (iii) la vivienda está construida con material precario; (iv) no tiene adecuado acceso a agua potable; (v) no tiene acceso a un baño sanitario y (vi) la educación promedio del jefe y cónyuge es inferior a 7 años.

Estudiamos ahora con más detenimiento el problema de la agregación, o construcción de índices de pobreza multidimensional. La tasa de incidencia multidimensional es el indicador más sencillo, definido como el número de pobres que surge de fijar los umbrales z_j y k dividido por el total de la población.

$$(2.4) \quad HD(k) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N 1(c_i \geq k)$$

Naturalmente, todas las críticas discutidas en el capítulo anterior a este indicador sencillo se aplican al caso multidimensional. Adicionalmente, nótese que si una persona pobre sufre ahora una carencia en una variable adicional a la que experimentaba en el pasado, $HD(k)$ no se altera: el indicador viola la propiedad de *monotonicidad dimensional*. Pese a estos problemas, y dada su simplicidad, la tasa de incidencia multidimensional es uno de los indicadores de uso más extendido en trabajos empíricos. El tradicional indicador de pobreza por necesidades básicas insatisfechas (NBI) calculado por muchos gobiernos latinoamericanos (ver sección 2.3) es una tasa de incidencia multidimensional con $k=1$.

La literatura reciente ha buscado desarrollar índices más sofisticados a partir de un enfoque axiomático. Es usual considerar a la clase de medidas de pobreza multidimensional P como una función de la matriz X conformada por los vectores de atributos $x=(x_1, \dots, x_J)$ para cada individuo, y el vector $z=(z_1, \dots, z_J)$ de umbrales de cada variable.

$$(2.5) \quad P(X, z) = F[p(x, z)]$$

donde $p(x, z)$ es una función individual de pobreza que indica la forma en que las distintas dimensiones de la pobreza deben ser agregadas a nivel individual, mientras que F señala el criterio de agregación de las funciones $p(\cdot)$ para obtener una medida global de pobreza. Las propiedades de $F(\cdot)$ y $p(\cdot)$ se derivan de un conjunto de axiomas que $P(\cdot)$ debe cumplir. Como en el caso unidimensional, no hay una lista de axiomas universalmente aceptados, aunque es común requerir que P cumpla las propiedades de

foco, monotonicidad, transferencia, simetría e invarianza al tamaño de la población.⁹ La multidimensionalidad agrega algunas complicaciones.¹⁰ Por ejemplo, la propiedad de foco exige ahora que la pobreza no cambie si aumenta el valor de cualquier atributo para un no pobre, pero también si aumenta el valor de un atributo para una persona no privada en esa dimensión aunque sea considerada pobre al evaluar el resto de las variables. La propiedad de monotonicidad se extiende para requerir que la medida de la pobreza caiga cuando la privación de una persona pobre en un atributo desaparece (monotonicidad dimensional).

La posibilidad de correlación entre las múltiples dimensiones agrega algunas propiedades. Supónganse dos individuos A y B, dos atributos j y k , y una situación inicial en la que A tiene más de j y B más de k . Supóngase ahora que luego de un intercambio en el que A cede algo de j y B cede algo de k , de modo que A pasa a tener más de ambas variables, con lo cual aumenta el grado de correlación de los atributos en la población.¹¹ En este caso se requiere que la medida de pobreza no caiga siempre que los dos atributos sean sustitutos, y que no aumente si son complementarios.¹²

Las propuestas de medidas axiomáticas de pobreza multidimensional son numerosas.¹³ Para desarrollar algunas de las más populares es útil introducir primero algo de notación. Sea $g_{ij}(k)$ la brecha de la pobreza censurada del individuo i en el atributo j cuando el número de privaciones para que una persona sea considerada pobre es k . Formalmente,

$$(2.6) \quad g_{ij}(k) = \begin{cases} 1 - \frac{x_{ij}}{z_j} & \text{si } x_{ij} < z_j; \quad c_i \geq k \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

El índice de Bourguignon y Chakravarty

Bourguignon y Chakravarty (2003) proponen una extensión multidimensional de las medidas del tipo FGT introducidas en el capítulo 4, adoptando el criterio de unión para la etapa de identificación. Definamos una medida de pobreza individual como un agregado de las brechas de pobreza en cada dimensión j utilizando una función de elasticidad constante CES:

⁹ Ver Kakwani y Silber (2007).

¹⁰ Ver Alkire y Foster (2009) y Bourguignon y Chakravarty (2003), entre otros.

¹¹ Esta tipo de transferencia es llamada *correlation increasing switch* por Bourguignon y Chakravarty (2003) y *association increasing rearrangement* por Alkire y Foster (2009).

¹² Intuitivamente, si los atributos son sustitutos es posible que antes de la transferencia A y B puedan compensar su falta de un atributo con la mayor disponibilidad de otro. Esta posibilidad se reduce para B después de la transferencia, lo que implica que la pobreza debe aumentar o a lo sumo no variar.

¹³ Ver Chakravarty *et al.* (1998), Tsui (2002), Bourguignon y Chakravarty (2003), Atkinson (2003) y Deutsch y Silber (2005).

$$(2.7) \quad p_i(\theta) = \left[\frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \omega_j g_{ij}(1)^\theta \right]^{\frac{1}{\theta}}$$

donde los ω_j son los ponderadores (que suman J) que definen la relevancia dada a cada dimensión j , y $\theta \geq 1$ es un parámetro que regula el grado de sustituibilidad entre las brechas de pobreza de cada atributo. Cuanto menor es θ , mayor es el grado de sustituibilidad. En el extremo, cuando $\theta=1$ la sustituibilidad entre brechas de pobreza en cada atributo es perfecta. Cuando θ tiende a infinito, las dimensiones se vuelven perfectamente complementarias y los individuos son juzgados en función del peor desempeño entre todas las dimensiones consideradas. La medida agregada de pobreza propuesta por Bourguignon y Chakravarty (2003) es un FGT semejante al estudiado en el capítulo anterior, pero aplicado sobre la medida p_i .

Formalmente,

$$(2.8) \quad BC(\alpha, \theta) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p_i(\theta)^\alpha$$

donde $\alpha \geq 0$ es un parámetro que mide la “aversión” a la pobreza a la manera del parámetro equivalente en el FGT unidimensional. Combinando (2.7) y (2.8), el índice resulta ser

$$(2.9) \quad BC(\alpha, \theta) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \omega_j g_{ij}(1)^\theta \right]^{\frac{\alpha}{\theta}}, \quad \alpha \geq 0, \theta \geq 1$$

$BC(\cdot)$ es una medida generalizada de los déficit asociados a cada atributo elevado a la potencia α . Para $\alpha > 0$ los índices satisfacen monotonicidad y para $\alpha > 1$ y $\theta > 1$ satisfacen la propiedad de transferencia. Cuando $\alpha=0$ $BC(\cdot)$ se convierte en la tasa de incidencia multidimensional y cuando $\alpha=1$ es un promedio ponderado de las brechas de pobreza en los distintos atributos. En general, los trabajos empíricos que utilizan esta medida presentan los resultados para distintas combinaciones de los parámetros, asumiendo sustituibilidad o complementariedad entre atributos. El cuadro 2.2 presenta los valores del índice BC en Nicaragua, Perú y Uruguay para valores alternativos de α y θ . El ordenamiento de estos tres países no varía al alterar el valor de estos parámetros.

Cuadro 2.2**Índice de pobreza multidimensional de Bourguignon y Chakravarty
Nicaragua, Perú y Uruguay**

	$\alpha=0$			$\alpha=1$			$\alpha=2$		
	$\frac{1}{J}$	$\frac{1}{J}$	$\frac{1}{J}$	$\frac{1}{J}$	$\frac{1}{J}$	$\frac{1}{J}$	$\frac{1}{J}$	$\frac{1}{J}$	$\frac{1}{J}$
Nicaragua	0.822	0.822	0.822	0.296	0.372	0.413	0.140	0.203	0.245
Perú	0.537	0.537	0.537	0.125	0.179	0.206	0.041	0.077	0.101
Uruguay	0.236	0.236	0.236	0.031	0.051	0.060	0.006	0.015	0.021

Fuente: elaboración propia en base a datos de encuestas de hogares. Nicaragua: EMNV, 2005; Perú: ENAHO, 2007 y Uruguay: ECH, 2007.

Nota: una persona es pobre en cada dimensión si en su hogar (i) el ingreso per cápita familiar es inferior a USD 2.5 por día; (ii) hay más de tres miembros por habitación en la vivienda; (iii) la educación promedio del jefe y cónyuge es inferior a 7 años.

Las medidas de Alkire y Foster

Como mencionamos, el índice *BC* utiliza un criterio extremo para la identificación, fijando $k=1$. Alkire y Foster (2009), basándose en la concepción de pobreza multidimensional de Sen a partir de capacidades y funciones, proponen un índice más flexible, donde k puede tomar valores alternativos. El enfoque es conocido como “dual” o de “conteo” ya que primero requiere determinar el grado de pobreza en cada dimensión comparando x_{ij} con z_j y luego contar el número de privaciones c_i para determinar si alcanza el umbral k . En base a esta idea Alkire y Foster (2009) definen un indicador de pobreza multidimensional del tipo FGT:

$$(2.10) \quad AF(\alpha, k) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \omega_j g_{ij}(k)^\alpha \right], \quad \alpha \geq 0$$

La ecuación (2.10) es una suma ponderada de todos los valores de las brechas censuradas elevadas a la potencia α , dividida por el máximo valor posible de esta suma, que es $N.J$. El parámetro α regula la importancia relativa de las brechas de pobreza.

Consideremos el caso de ponderaciones semejantes ($\omega_j=1$). Cuando $\alpha=0$ el índice se convierte en una tasa de incidencia ajustada calculada como el número total de privaciones experimentadas por los pobres en todos los atributos dividido por el máximo posible de privaciones en la población o $N.J$. Puede demostrarse que $AF(0, k) = H_M A_M$, donde H_M es la proporción de pobres utilizando el criterio dual y A_M el porcentaje promedio de privaciones en la población pobre. Nótese que, a diferencia de H_M , el indicador $AF(0, k)$ cumple con la propiedad de monotonicidad dimensional, ya que si una persona ya clasificada como pobre se vuelve carenciada en una dimensión adicional, el índice aumenta.

$AF(0, k)$ no respeta la tradicional propiedad de monotonicidad dentro de cada atributo. Para evitar este problema puede usarse el indicador de brecha de la pobreza

multidimensional $AF(1,k)$, que resulta ser la suma de todas las brechas $(1-x_{ij}/z_j)$ de los pobres dividido por $N.J$. Como en el caso unidimensional, al no satisfacer $AF(1,k)$ el principio de las transferencias por ser un indicador lineal, una alternativa es usar el $AF(2,k)$ o indicador de severidad de la pobreza multidimensional.

Nótese una ventaja no menor del $AF(0,k)$: admite trabajar con variables ordinales, en las que es posible definir cuando una persona está privada, pero no medir cardinalmente la brecha con la línea de pobreza específica z_j . Esta es una propiedad importante si se incluyen variables difíciles de medir cardinalmente, pero sencillas de ordenar (e.g. variables de percepción y satisfacción personal).

Se observa que en términos de identificación, las medidas de AF son más generales que las BC , en cuanto admiten un número variable k . Por el contrario, en términos de agregación, las medidas BC son más generales en cuanto tienen en cuenta distintos grados de sustituibilidad entre dimensiones.¹⁴ Puede probarse, por ejemplo, que el índice de Alkire y Foster con $k=1$ es un caso particular del índice BC comentado anteriormente con $\alpha=0$. Específicamente $AF(1,1)=BC(1,1)$ y $AF(2,1)=BC(2,2)$.

El cuadro 2.3 muestra los valores del índice AF en Nicaragua, Perú y Uruguay para valores alternativos de α y k . Las primeras dos columnas muestran los componentes de $AF(0,k)$, es decir H_M y A_M .

Cuadro 2.3
Medidas de pobreza multidimensional de Alkire y Foster
Nicaragua, Perú y Uruguay

	k	H _M	A _M	AF(0,k)	AF(1,k)	AF(2,k)
Nicaragua	1	0.822	0.677	0.556	0.296	0.203
Perú	1	0.537	0.503	0.270	0.125	0.077
Uruguay	1	0.236	0.389	0.092	0.031	0.015
Nicaragua	2	0.565	0.834	0.471	0.253	0.174
Perú	2	0.219	0.750	0.164	0.076	0.046
Uruguay	2	0.034	0.714	0.024	0.007	0.003
Nicaragua	3	0.283	1.000	0.283	0.157	0.109
Perú	3	0.055	1.000	0.055	0.025	0.014
Uruguay	3	0.005	1.000	0.005	0.002	0.001

Fuente: elaboración propia en base a datos de encuestas de hogares. Nicaragua: EMNV, 2005; Perú: ENAHO, 2007 y Uruguay: ECH, 2007.

Nota: una persona es pobre en cada dimensión si en su hogar (i) el ingreso per cápita familiar es inferior a USD 2.5 por día; (ii) hay más de tres miembros por habitación en la vivienda; (iii) la educación promedio del jefe y cónyuge es inferior a 7 años.

¹⁴ Ambas medidas tienen dos argumentos y comparten el primero (α). El segundo argumento (θ) es el grado de sustituibilidad entre atributos en el BC , mientras que en el AF es el umbral de privaciones (k). Es importante enfatizar que, como se mencionó, la medida de AF se enmarca dentro del enfoque de Sen y, por lo tanto, todas las funciones (dimensiones) son igualmente relevantes y, por ende, no sustituibles entre sí.

Los indicadores de la familia $AF(.)$ son sencillos de descomponer, tanto por grupos como por atributos. La contribución del grupo g a la pobreza total está dada por

$$(2.11) \quad s_g = \left[\frac{N_g}{N} AF_g(\alpha, k) \right] \frac{1}{AF(\alpha, k)}$$

donde $AF_g(\alpha, k)$ es el indicador correspondiente al grupo g . Por su parte la contribución de la dimensión o atributo j a la pobreza total puede calcularse como

$$(2.12) \quad s_j = \left[\frac{1}{NJ} \sum_{i=1}^N g_{ij}(k)^\alpha \right] \frac{1}{AF(\alpha, k)}$$

Ponderadores

Una vez definidos los atributos j y los umbrales z_j y k , un problema para la implementación práctica de estos enfoques es la asignación de ponderadores ω_j a cada dimensión. A menudo se adopta un criterio *ad hoc*, siendo típico otorgar pesos semejantes a cada dimensión, invocando neutralidad.

En la práctica, es frecuente enfrentarse con dos problemas: (i) la disponibilidad de información puede llevar a elegir un solo indicador de una cierta dimensión del bienestar y varios que aproximan la carencia en otra dimensión, lo que genera asimetrías entre dimensiones si los ponderadores otorgados a cada indicador son iguales; (ii) a diferencia de las variables continuas, las brechas de la pobreza de las variables dicotómicas son siempre 1, por lo que si el análisis combina con igual ponderación atributos continuos (e.g. años de educación) y dicotómicos (e.g. disponibilidad de agua corriente en el hogar), toda medida que involucre brechas de pobreza tendrá sesgos hacia las carencias en los atributos binarios.

Con respecto al primer punto, una forma de solucionar esta asimetría entre dimensiones es balancearlas dando iguales ponderadores a cada atributo y no a cada indicador. Por ejemplo, si se consideraran dos atributos de la pobreza (e.g. educación y vivienda) se asignaría a cada uno de ellos una ponderación de $\frac{1}{2}$. Si la dimensión educación está computada tomando únicamente un indicador (e.g. años de educación promedio del jefe del hogar y su cónyuge), mientras que la dimensión vivienda está compuesta por dos indicadores (e.g. acceso a agua potable en el hogar y calidad de los materiales de la vivienda), debería asignarse la ponderación de $\frac{1}{2}$ de la dimensión educación al único indicador de la misma, mientras que la ponderación de $\frac{1}{2}$ de vivienda se distribuye en partes iguales entre los dos indicadores de este atributo, los cuales reciben ponderaciones de $\frac{1}{4}$ cada uno. De esta manera, se balancea el peso otorgado a cada atributo (educación y vivienda), mientras que los indicadores pueden presentar distintos ponderadores.

Una alternativa a la elección *ad hoc* consiste en escoger ponderadores inversamente relacionados al nivel promedio de privación en cada variable, bajo el supuesto de que para una persona la dificultad en satisfacer una necesidad es más relevante cuando esa privación es poco extendida en la población. Otra posibilidad proviene de explotar

información de encuestas sobre preferencias sociales y valores, de las cuales obtener estimaciones de la relevancia de cada dimensión de la pobreza para la población; es decir, utilizar ponderaciones subjetivas.¹⁵ Finalmente, otra opción consiste en utilizar las cargas de una variable latente provenientes del análisis factorial (Filmer y Pritchett, 2001), lo cual se analiza en la próxima sección.

Teoría de la información

Un enfoque alternativo, teóricamente atractivo aunque poco explorado en la práctica, es el basado en la teoría de la información, o entropía, a desarrollarse con más extensión en el capítulo 6 para el caso de medidas de desigualdad (Maasoumi, 1986 y 1999). La idea básica es buscar funciones a nivel de individuos cuyas distribuciones sean lo más cercanas posibles de las distribuciones de los atributos. Este procedimiento permite una agregación óptima en el contexto multidimensional y genera como casos particulares a otros índices como el de Bourguignon y Chakravarty. Maasoumi y Lugo (2007) ilustran la aplicación de este enfoque al caso de Indonesia.

Aplicaciones

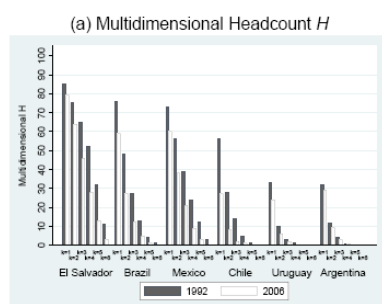
La literatura empírica sobre pobreza multidimensional está creciendo rápidamente en América Latina. Son numerosos los trabajos que miden pobreza en algún país de la región utilizando alguna de las variantes metodológicas descritas anteriormente. Amarante *et al.* (2008) en Uruguay, Paes de Barros *et al.* (2006) en Brasil, y Ballon y Krishnakumar (2008) en Bolivia son algunos ejemplos. La CONEVAL en México ha incorporado asimismo una medición multidimensional de la pobreza oficial. Los métodos estudiados también han sido utilizados para comparar el desempeño de mecanismos de focalización de programas sociales basados en variables monetarias con aquellos basados en medidas multidimensionales de la pobreza. López-Calva y Ortiz-Juárez (2009) y Bouillon y Yañez-Pagans (2009) aplican estas metodologías al caso de México. Estos últimos autores, por ejemplo, utilizan una extensión del enfoque de Alkire y Foster (2009) aplicado al programa *Oportunidades*, concluyendo que las medidas de pobreza multidimensional son más estables y, por ende, más consistentes temporalmente para la focalización.

Battiston, Cruces, López-Calva, Lugo y Santos (2009) es, hasta la fecha, el estudio más comprehensivo en la región sobre pobreza multidimensional, reportando estimaciones en seis países para el período 1992-2006. Los criterios para definir pobreza son (i) ingreso per cápita inferior a USD2 por día por persona; (ii) algún niño entre 7 y 15 años no escolarizado; (iii) jefe de hogar con menos de 5 años de educación; (iv) ausencia de agua corriente en la vivienda; (v) ausencia de servicio de saneamiento adecuado en el

¹⁵ En una de sus estimaciones Battistón *et al.* (2009) utilizan los resultados del programa *Voices of the Poor* en México.

baño, y (vi) vivienda con materiales precarios. La figura 2.1, construida a partir de Battistón *et al.* (2009), presenta los resultados para el índice de pobreza multidimensional $HD(k)$ para valores alternativos de k y ponderadores iguales para cada dimensión. Como en el caso del cuadro 2.1, se observa claramente que la tasa se reduce a medida que aumenta k . La pobreza multidimensional así medida es superior en El Salvador y reducida, en términos relativos, en el Cono Sur.

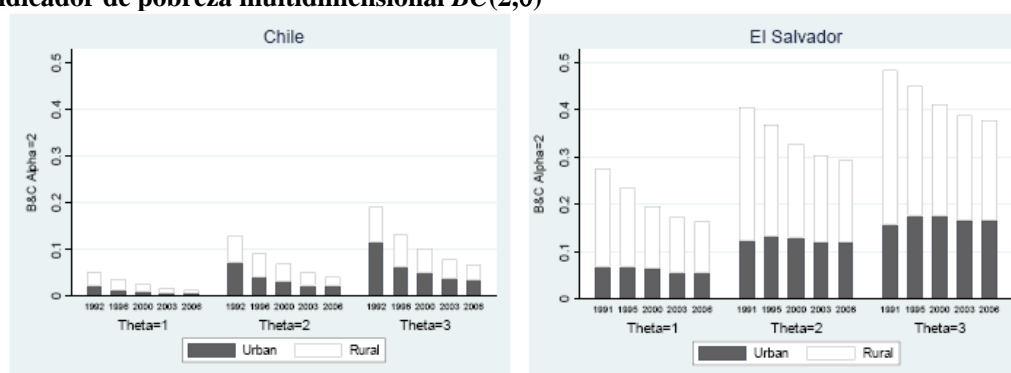
Figura 2.1
Tasa de incidencia multidimensional $HD(k)$



Fuente: Battistón *et al.* (2009).

La figura 2.2 muestra la evolución en el tiempo del indicador BC en Chile y El Salvador con $\alpha=2$, para valores alternativos de θ (1, 2 y 3) y ponderadores iguales. Los niveles de pobreza multidimensional en estas dos economías son muy diferentes, aunque la evolución en el tiempo en ambos casos ha sido favorable. Tanto en Chile como en El Salvador la contribución rural a la pobreza agregada multidimensional es muy relevante.

Figura 2.2
Indicador de pobreza multidimensional $BC(2,\theta)$

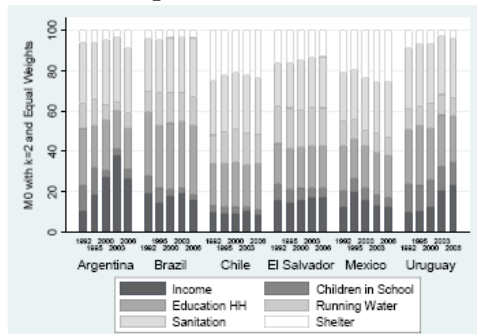


Fuente: Battistón *et al.* (2009).

Finalmente, la figura 2.3 muestra los resultados de una descomposición por atributos del indicador AF (ver ecuación 2.12). En función de estos resultados, Battistón *et al.* (2009)

concluyen que el acceso a servicios de saneamiento y la educación de los jefes son los dos atributos que más contribuyen a la pobreza agregada.

Figura 2.3
Descomposición por atributos del
indicador de pobreza multidimensional $AF(0,2)$



Fuente: Battistón *et al.* (2009).

Los estudios de pobreza multidimensional a nivel mundial son escasos dada la formidable exigencia informativa. En un trabajo reciente, Alkire y Santos (2010) proponen un índice de pobreza multidimensional aguda construido sobre 10 indicadores calculados principalmente con microdatos de encuestas de hogares: (i) indicadores de salud - mortalidad infantil y desnutrición, (ii) indicadores de educación - años de educación y asistencia escolar, (iii) indicadores de nivel de vida - acceso a electricidad, agua y saneamiento, piso de la vivienda, combustible para cocinar y tenencia de activos (radio, TV, teléfono, bicicleta y moto). Los ponderadores elegidos son $1/6$ para cada atributo de salud y educación y $1/18$ para el resto. La medición de la pobreza multidimensional sigue la metodología de Alkire y Foster (2009) comentada anteriormente; en particular, se utiliza el indicador $AF(0,.)=H_M \cdot A_M$, donde H_M es la proporción de pobres utilizando el criterio dual y A_M el porcentaje promedio de privaciones en la población pobre. En Alkire y Santos (2010) un hogar es considerado pobre si está privado en una combinación de indicadores cuya suma ponderada excede al 30% de las privaciones. El cuadro 2.4 reporta los valores del indicador de AF y sus componentes para las regiones del mundo en desarrollo. América Latina aparece con mayores privaciones que Europa del Este y con menos privaciones que el resto.

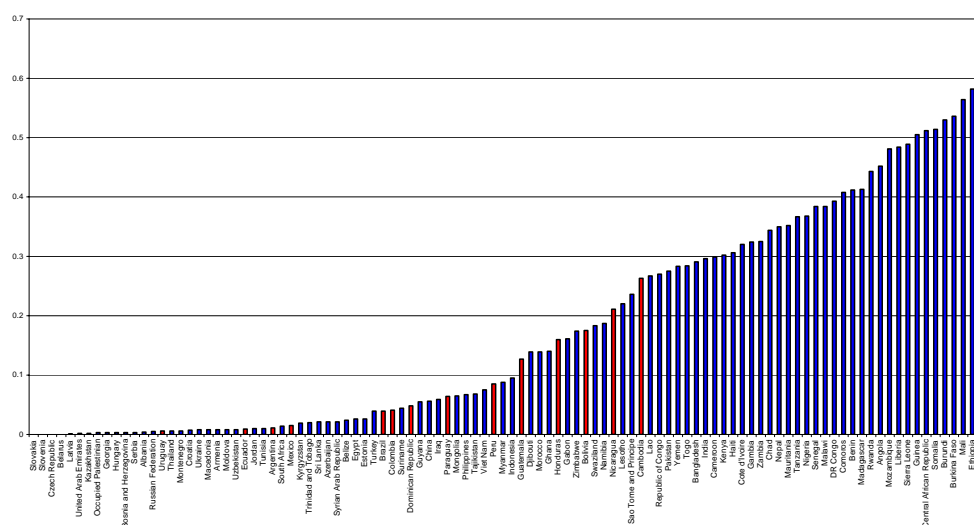
Cuadro 2.4
Pobreza multidimensional por regiones

	H	A	AF
Europa del Este y Central	0.030	0.421	0.013
América Latina y el Caribe	0.104	0.462	0.048
Este de Asia y Pacífico	0.137	0.465	0.063
Estados árabes	0.179	0.506	0.090
Sur de Asia	0.547	0.532	0.291
África al sur del Sahara	0.645	0.581	0.375
Total	0.317	0.532	0.169

Fuente: Alkire y Santos (2010). *H* es la proporción de pobres utilizando el criterio dual y *A* el porcentaje promedio de privaciones en la población pobre. *AF* es el indicador de pobreza de Alkire y Foster (2009).

La figura 2.4 reporta los valores del indicador de pobreza multidimensional para todos los países en desarrollo incluidos en el estudio. Los países latinoamericanos están ubicados en la primera mitad de la escala. Uruguay es el país latinoamericano de menor pobreza en la muestra – ocupa el lugar 15 –, mientras que Nicaragua es el de mayor valor – ocupa el 64 sobre 104 países.

Figura 2.4
Pobreza multidimensional por país



Fuente: Alkire y Santos (2010).

Información agregada

Ante la dificultad de obtener datos a nivel de hogar, algunas propuestas utilizan información agregada para construir indicadores de privaciones. Por ejemplo, el programa de Naciones Unidas para el Desarrollo calcula un Índice de Pobreza Humana que responde a la siguiente fórmula:

$$IPH = \left[\frac{1}{3} (E^\theta + A^\theta + S^\theta) \right]^{\frac{1}{\theta}}$$

donde E es la probabilidad al nacimiento de no sobrevivir a los 40 años en el país, A es la tasa de analfabetismo en adultos y S es el promedio simple entre la proporción de población sin acceso sustentable a una fuente de agua potable y la proporción de niños con peso inferior al normal de su edad.¹⁶ El parámetro θ , que regula el grado de sustituibilidad entre los tres argumentos de la función, es normalmente fijado en 3.

Los países de América Latina tienen valores relativamente bajos de este indicador. Entre los 10 países con menor IPH, 6 son latinoamericanos (Uruguay, Chile, Argentina, Costa Rica, Cuba y México). El último es Guatemala, en el puesto 53 sobre 107 países analizados.

2.2.2. Agregación de dimensiones

Los enfoques estudiados en la sub-sección anterior coinciden en fijar una línea de pobreza en cada dimensión y luego combinar las brechas de pobreza individuales resultantes en una medida agregada. Una alternativa consiste en primero definir procesos de agregación que tomen el vector de atributos de cada individuo y lo resuman, y luego aplicar el instrumental estándar de medición de pobreza sobre esa medida resumen.

Una alternativa extendida para la agregación de dimensiones es el análisis factorial. Si bien los métodos factoriales ocupan un espacio relevante en varias ramas del análisis aplicado, como la Sociología o la Psicología, su uso es llamativamente más escaso y reciente en Economía. A continuación se presenta una breve introducción a estos métodos, refiriendo al lector interesado en más detalles a referencias clásicas como Johnson y Wichern (1998) o Hardle y Simar (2007).¹⁷

En términos muy generales, el análisis de factores trata de representar un grupo relativamente grande de variables a través de uno significativamente más pequeño. Supongamos que disponemos de muchas variables relacionadas con el bienestar, pero conjeturamos que la verdadera dimensión del bienestar en función de la cual evaluar pobreza posiblemente sea bastante menor, incluyendo el caso unidimensional. En este contexto existen dos problemas a resolver: (i) determinar cuál es la “dimensionalidad” del bienestar y (ii) construir un grupo reducido de variables que pueda representar

¹⁶ El IPH surge como una extensión al famoso Índice de Desarrollo Humano (IDH) de Naciones Unidas. Se trata de un indicador influyente, frecuentemente utilizado a la hora de evaluar políticas, asignar programas de ayuda internacional y otros fines. El IDH de una población se calcula como el promedio de cuatro variables: esperanza de vida al nacer, alfabetismo en adultos, matriculación combinada en educación primaria, secundaria y superior, y el Producto Interno Bruto per cápita a PPP (en logaritmos). En la práctica, en cada caso no se usa la variable original, sino un índice que normaliza el rango de variación de la variable entre 0 y 1.

¹⁷ Ferro Luzzi *et al.* (2006) o Gasparini *et al.* (2011) son referencias recientes del uso de estos métodos en el análisis del bienestar y la pobreza.

adecuadamente a todas las variables originales en lo que se refiere a la medición del bienestar. Un *modelo de factores* para este problema podría ser el siguiente

$$(2.13) \quad x_j = c_j + q_{j1}f_1 + q_{j2}f_2 + \dots + q_{jm}f_m + u_j \quad \text{con } j=1, \dots, p$$

donde x_j indica cada una de las p variables que observamos para medir el bienestar, c_j es un intercepto fijo para cada una de las variables x_j , y u_j es un “término de error” no observable, específico de cada variable x_j . Por su parte, f_1, \dots, f_m son m “factores” y q_{j1}, \dots, q_{jm} son m coeficientes fijos. Resumiendo, este modelo sugiere que cada una de las p variables originales resulta de combinar linealmente m factores más un término de error. Idealmente, esperamos que m sea mucho más pequeño que p . Con el propósito de fijar ideas consideremos el caso en que $m=1$ y $p=10$. En este caso el bienestar sería unidimensional: cada una de las 10 medidas disponibles son en realidad el bienestar “unidimensional” f_1 más un término de error. Dicho de otra forma, las 10 variables disponibles son 10 aproximaciones del bienestar.

Claramente, el problema en (2.13) es que los factores latentes f_1, \dots, f_m no son directamente observables. El problema de estimación consiste en (i) determinar m , (ii) estimar f_1, \dots, f_m , y (iii) estimar los coeficientes q_{j1}, \dots, q_{jm} que miden cómo cada factor contribuye a cada variable (usualmente, llamados *loadings*). A menos que introduzcamos cierta estructura, este problema no tiene solución. Consideremos la representación matricial del modelo de factores:

$$(2.14) \quad X = c + QF + u$$

donde X es un vector que contiene a las p variables x_j , c es un vector de interceptos, F es un vector con las m variables f , Q es una matriz con los coeficientes q_j , y u es un vector de términos de error. Impondremos la siguiente estructura probabilística para el modelo de factores:

1. $E(F)=0$: los factores tienen esperanza nula. Esta es una normalización simple.
2. $V(F) = E(FF')=I_m$, en donde I_m es la matriz identidad con dimensión m . Este es un supuesto muy importante, ya que implica que los factores son *ortogonales*, es decir, las variables latentes determinantes del bienestar no guardan relación entre sí.
3. $E(u)=0$, $V(u) = \Psi = \text{diag}(\varphi_1, \dots, \varphi_p)$. Es decir, el vector de términos de error tiene esperanza nula y los términos de error de cada variable no están correlacionados entre sí.
4. $\text{Cov}(u, F)=0$, o sea, el vector de términos de error no guarda relación lineal con los factores no observables.

En síntesis, y usando lenguaje más propio de la econometría, el modelo de factores es una suerte de sistema de ecuaciones en donde cada variable observada x_p se halla determinada por las mismas m variables “latentes” más un término de error. La principal dificultad es que los factores no son observables. Adicionalmente, se supone que los

factores son ortogonales entre sí.¹⁸ La estimación de los parámetros de interés, incluyendo los propios factores F , no es trivial. Dado que su explicación excede el alcance de este libro, remitimos al lector interesado a la literatura especializada mencionada arriba. STATA[®] y otros paquetes estadísticos incluyen rutinas para la estimación de estos modelos.

Un problema íntimamente relacionado es el de *componentes principales*. El mismo se refiere a encontrar una combinación lineal de las p variables x_j que “mejor las representa”. “Mejor” en este contexto implica maximizar la varianza de la combinación lineal y, por ende, reproducir más fehacientemente la variabilidad contenida en las variables originales. Denotemos con X a una matriz de dimensiones $n \times p$, cuyas p columnas son las variables x_j para n observaciones de cada variable. Definamos a Y como una combinación lineal de X .

$$(2.15) \quad Y = \delta' X$$

donde δ es un vector de n posiciones. El objetivo consiste en elegir este vector δ para obtener la combinación lineal de X que maximice la varianza de Y . Analíticamente,

$$(2.16) \quad \max_{\delta} V(Y) = \max_{\delta} \delta' V(X) \delta = \max_{\delta} \delta' \Sigma \delta$$

donde Σ es la matriz de covarianzas. Es simple observar que este problema tiene una solución trivial, que consiste en llevar δ a infinito. Una normalización habitualmente usada consiste en fijar $\delta' \delta = 1$, es decir, resolver el siguiente problema:

$$(2.17) \quad \max_{\delta} \delta' \Sigma \delta \text{ sujeto a } \delta' \delta = 1$$

Es posible mostrar que la solución a este problema consiste en tomar δ igual al autovector correspondiente al mayor autovalor de Σ . A este vector se lo llama el primer *componente principal* de X . En síntesis, para un conjunto de p variables x_j el primer componente principal es una única variable que provee el “mejor” resumen que se puede construir, en el sentido de reproducir la variabilidad de la mejor manera posible.

Este problema permite encontrar el llamado “primer componente principal”. El segundo componente principal es, intuitivamente, la mejor combinación lineal de X que es ortogonal al primer componente principal, es decir, una combinación lineal adicional que contiene información no contenida en la mejor combinación lineal. De esta forma, es posible encontrar todos los componentes principales, como combinaciones lineales óptimas que son ortogonales a las anteriormente halladas y donde cada nuevo componente principal permite explicar parte de la varianza remanente.

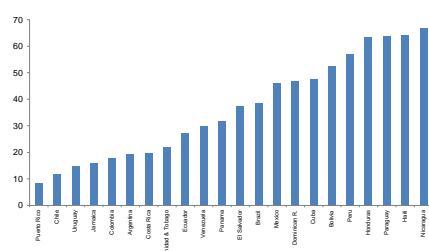
El nexo entre el problema de componentes principales y el de factores es que bajo ciertas condiciones los componentes principales son estimaciones de los factores, es

¹⁸ Nótese que el supuesto clásico de “no-multicolinealidad” exige mucho menos para las variables explicativas de un modelo de regresión: pide que las mismas no guarden relaciones lineales exactas entre sí. En el modelo de factores, estamos exigiendo que las mismas sean ortogonales.

decir, el problema de hallar los factores es idéntico al de hallar los componentes principales.

Gasparini *et al.* (2011) utilizan el análisis factorial para estudiar privaciones a nivel multidimensional con datos de la encuesta mundial de Gallup 2006. Esta encuesta incluye las respuestas sobre acceso a un conjunto amplio de bienes y servicios.¹⁹ Aplicando el método de componentes principales los autores reducen la dimensionalidad del problema a un solo indicador de bienestar, lo que permite dividir a la población en dos grupos, una vez que se fija el umbral de privaciones. Éste naturalmente no es un punto trivial. A las ambigüedades discutidas en el capítulo 4 se suma el hecho de que la medida de bienestar resumen surgida del análisis factorial no tiene una interpretación intuitiva. Una alternativa usual es fijar una línea relativa; por ejemplo, se consideran pobres quienes tienen un valor de la medida resumen del bienestar multidimensional menor al 50% de la mediana de esa variable. En el estudio citado, Gasparini *et al.* (2011) fijan una línea que al aplicarla sobre el indicador resumen de bienestar multidimensional genera una tasa de pobreza similar a la agregada de América Latina al usar el método monetario (con una línea de USD 2 al día). Este criterio les permite comparar con facilidad los rankings de países en términos de pobreza de ingresos y pobreza multidimensional. La figura 2.5 muestra la tasa de incidencia multidimensional de todos los países de América Latina aplicando este criterio, mientras que la figura 2.6 ilustra la posición de la región en el contexto mundial.

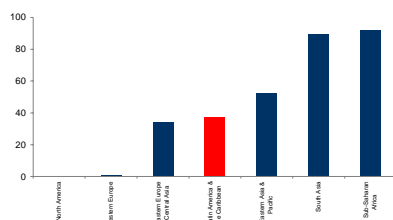
Figura 2.5
Tasa de incidencia multidimensional
Países de América Latina y el Caribe



Fuente: Gasparini, Marchionni, Olivieri y Sosa Escudero (2011) basado en Encuesta Mundial de Gallup, 2006.

¹⁹ El estudio incluye variables de vivienda, acceso a servicios básicos – agua, electricidad y saneamiento – y acceso a servicios de comunicación e información.

Figura 2.6
Tasa de incidencia multidimensional
Regiones del mundo



Fuente: Gasparini, Marchionni, Olivieri y Sosa Escudero (2011) basado en Encuesta Mundial de Gallup, 2006.

Correspondencias múltiples y funciones de distancia

La técnica de correspondencias múltiples es típicamente utilizada cuando las variables son de tipo cualitativas (ordinales). A partir del método de análisis de correspondencia estándar, el principio de correspondencias múltiples consiste en extraer el primer factor que retiene la mayor información contenida en la matriz de datos (compuesta por ceros y unos) y los pesos que corresponden a los scores estandarizados de este factor (Asselim, 2002).

El concepto de función de distancia ha sido utilizado principalmente en el campo del análisis de eficiencia, pero ha sido poco aplicado al análisis del comportamiento de los hogares. Las primeras aplicaciones en el campo de la medición de la pobreza multidimensional las ha hecho Lovell *et al.* (1994). Desarrollos y aplicaciones más recientes se encuentran en Deutsch y Silber (2005) y Ramos (2005).

2.2.3. Conjuntos difusos

Una alternativa de análisis relativamente nueva es la basada en conjuntos difusos (*fuzzy sets*), que propone no dicotomizar a la población en pobres y no pobres a partir de cierto umbral, sino reconocer escalas en los niveles de privaciones. Esta metodología, originada en las Matemáticas, fue adaptada a la medición de la pobreza por Ceroli y Zani (1990) y, si bien es aplicable en espacios unidimensionales, su principal uso es en contextos multidimensionales. Este enfoque reemplaza el método tradicional de asignar cada individuo a uno y sólo uno de dos subconjuntos disjuntos posibles – los pobres y los no pobres – por una función de membresía que indica la intensidad de pertenencia de cada individuo al conjunto de las personas carenciadas en cada dimensión particular. La función de membresía asigna a cada individuo i un valor a_{ij} entre 0 y 1 de acuerdo a la intensidad de la privación en el atributo j . Por ejemplo, si j es educación a_{ij} puede fijarse en 0 si la persona tiene estudios superiores (en cuyo caso se la considera exenta de toda privación en educación), en 1 si no completó la escuela primaria (en cuyo caso se la considera completamente privada del atributo educación), y en valores intermedios para el resto de las categorías educativas. El siguiente paso consiste en agregar las funciones de membresía de cada dimensión en un indicador de pobreza. Una posibilidad

simple es computar un promedio ponderado de los a_{ij} , asignando un ponderador a cada atributo j , y luego promediar los valores obtenidos entre todos los individuos. Una opción es construir los ponderadores como una función inversa del grado de privación del atributo en el total de la población estudiada.

Existen variantes de este método que difieren, entre otros aspectos, en la selección de la función de membresía, en la estructura de ponderadores y en los métodos de agregación. Cheli y Lemmi (1995), por ejemplo, proponen una función de membresía derivada directamente de la función de distribución del atributo.²⁰ Una variante a esta propuesta, que incorpora umbrales absolutos, se presenta en Amarante *et al.* 2008. Por simplicidad, aquí se omite el subíndice que indexa a la dimensión j .

$$(2.18) \quad a_i = \begin{cases} 1 & \text{si } x_i < z_L \\ a_{i-1} + \frac{F(x_i) - F(x_{i-1})}{1 - F(x_i)} & \text{si } x_i \in (z_L, z_U) \\ 0 & \text{si } x_i > z_U \end{cases}$$

Para implementar esta alternativa debe ordenarse a las personas de forma creciente de acuerdo a x . z_L es el umbral inferior, z_U el umbral superior y $F(x)$ la función de distribución de x . Amarante *et al.* (2008) fijan límites absolutos z_L y z_U para el ingreso per cápita (LP extrema y 1.2 por la LP extrema), hacinamiento (3 y 1 integrante por cuarto), educación (6 y 12 años de educación formal), y desnutrición (dos desvíos estándar de la distribución de dos variables antropométricas (altura-por-edad y peso-por-edad). Se incluye también un índice de participación social, sin límites absolutos. En base a esta metodología y usando datos de panel, los autores reportan una caída en el grado de privaciones multidimensionales en Uruguay entre 2004 y 2006.

2.2.4. Dominancia estocástica multidimensional

Habiendo explorado el problema de pobreza multidimensional con cierto detalle, cabe preguntarse si los argumentos de robustez discutidos en el capítulo anterior son aplicables en el caso multidimensional. Recordemos que esta literatura intenta establecer una serie de condiciones generales bajo las cuales es posible aseverar que la pobreza en la población A es mayor que la pobreza en B, para una gran variedad de índices y líneas de pobreza.

El reciente estudio de Duclos, Sahn y Younger (2006) da una respuesta afirmativa a esta cuestión. Si bien los detalles técnicos exceden los propósitos de este texto, resulta interesante explorar algunas intuiciones relacionadas con este problema. A fines de facilitar la discusión, supongamos que existen sólo dos dimensiones de bienestar (el argumento es perfectamente generalizable a varias dimensiones, tal como lo hacen dichos autores). El primer problema consiste en definir quienes son pobres en este

²⁰ Ver Appiah *et al.* (2007), Betti *et al.* (2008), Costa (2002), Dagum (2002). Amarante, Arim y Vigorito (2008) y Mussard y Pi Alperin (2005) son ejemplos de aplicaciones de este enfoque para América Latina.

contexto multidimensional lo cual, como se ha discutido anteriormente, requiere agregar de alguna manera los conceptos *unidimensionales* de pobreza. En términos abstractos, la generalización de la noción de “línea de pobreza” al caso bidimensional es ahora una “frontera de pobreza”: así como en el caso unidimensional la línea de pobreza es un punto que divide a los pobres de los no pobres, en el caso de dos dimensiones la *frontera de pobreza* es el *locus* de puntos en un espacio bidimensional por encima del cual están los no pobres y por debajo, los pobres. El concepto es análogo al de una curva de indiferencia en la teoría simple del consumidor. Esta frontera de pobreza divide entonces a la población en pobres y no pobres.

Un índice de pobreza es una función que mide cuán lejos están ambas dimensiones del bienestar con respecto a esta frontera de pobreza. Por ejemplo, los índices antes discutidos basados en el principio de “unión” consideran como pobre a cualquier persona que esté por debajo del umbral respectivo en al menos una de las dimensiones.

En base a estos conceptos, Duclos *et al.* (2006) proceden en forma similar a la discutida en el capítulo anterior para caracterizar la robustez de los ordenamientos de pobreza. Es decir, definen una *clase* de índices en base a algunas condiciones generales (tales como continuidad, monotonicidad y la condición de “correlation increasing switch” mencionada anteriormente), de modo que para esta clase de índices los ordenamientos de pobreza dependen puramente de que se cumpla una suerte de generalización del principio de dominancia estocástica, esta vez, para el caso multidimensional.

2.3. Necesidades básicas insatisfechas (NBI)

El marco más extendido para medir pobreza multidimensional en la región, usualmente conocido como enfoque de Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI), identifica como pobres a los miembros de un hogar con privaciones en un conjunto de variables no monetarias. La medición de la pobreza por NBI en América Latina ha sido fomentada por CEPAL desde principios de los ochenta, e instrumentada sobre datos censales en casi todos los países de la región.²¹

Si bien las variables elegidas para medir pobreza por NBI varían entre países, típicamente se considera que un hogar tiene necesidades básicas insatisfechas si cumple alguna de las siguientes condiciones: (i) hacinamiento habitacional, (ii) vivienda precaria, (iii) acceso inadecuado a agua potable, (iv) carencia o precariedad de servicios de saneamiento, (v) inasistencia a la escuela primaria de niños en edad escolar, y (vi) baja capacidad económica del hogar. El hacinamiento se verifica a través del ratio entre integrantes del hogar y número de cuartos; la vivienda precaria está asociada a su ubicación en lugares inconvenientes (e.g. calle, villa miseria) o la construcción con materiales precarios (usualmente materiales de piso, techo y/o paredes); la privación en agua se asocia a la falta de una fuente de abastecimiento de agua potable en el terreno

²¹ Ver un excelente resumen y evaluación de esta metodología en Feres y Mancero (2001).

de la vivienda; la condición de saneamiento exige la disponibilidad de un servicio sanitario con adecuado sistema de eliminación de excretas; y la capacidad de subsistencia típicamente se aproxima con un indicador indirecto que combina la baja educación del jefe de hogar con una alta tasa de dependencia (integrantes por trabajador) en el hogar (Feres y Mancero, 2001).

Nótese que esta lista es un híbrido que mezcla indicadores que corroboran la disponibilidad de servicios básicos necesarios para satisfacer una necesidad (e.g. agua potable para evitar enfermedades, o asistencia a la escuela para obtener conocimientos), con otros que aproximan de manera rústica la capacidad de generar recursos, por lo que resulta difícil una justificación plena dentro de uno de los tres enfoques mencionados al comienzo de la sección. Los países han adaptado esta lista a la disponibilidad de información de sus censos, y en algunos casos se han realizado propuestas más ambiciosas. Por ejemplo, el mapa de pobreza que se realiza en Bolivia realizado en función de los NBI incluye indicadores de acceso a servicios de salud, condición de analfabetismo y años de educación de toda la población, y acceso a servicios de energía eléctrica y combustible.

El nombre NBI para aludir a esta medición sencilla de la pobreza multidimensional no monetaria posiblemente no sea afortunado. Mientras que el término “necesidades básicas” evoca a requerimientos calóricos o condiciones sanitarias esenciales, el indicador de NBI típico en América Latina no incluye variables relacionadas con la nutrición o la salud, por falta de información sobre esas variables en los censos. De hecho, el indicador está compuesto casi en su totalidad por variables vinculadas con la vivienda, la educación y la composición demográfica del hogar, todas variables con abundante información censal. Como se mencionó al comienzo de esta sección, las medidas de pobreza multidimensional que ignoran atributos relevantes por falta de información son invariablemente sesgadas.

La medición más popular de pobreza por NBI utiliza el criterio de unión: es pobre todo hogar en el que se cumple al menos una de las condiciones de privación.²² La pobreza por NBI se presenta a través de una tasa de incidencia multidimensional *HD*, un indicador fácilmente entendible y comunicable, pero que genera problemas. Por ejemplo, si una persona pobre por NBI se vuelve privada en un atributo adicional, el indicador no se altera. Otro problema del índice es que algunos indicadores que lo conforman pueden calcularse para toda la población, mientras que otros sólo pueden computarse para un grupo (e.g. condición de escolaridad sólo en hogares con niños), lo que sesga la medición.

Pese a estas limitaciones, la medición de pobreza por NBI es utilizada con frecuencia por varios países y agencias internacionales para *caracterizar* la pobreza en un momento dado del tiempo y como mecanismo de *focalización* geográfica de programas

²² Si bien en los informes y mapas de pobreza nacionales se suelen reportar también las tasas de incidencia de la pobreza por NBI al variar el número de condiciones límite para ser considerado pobre, el criterio extremo de unión sigue siendo el de uso más generalizado.

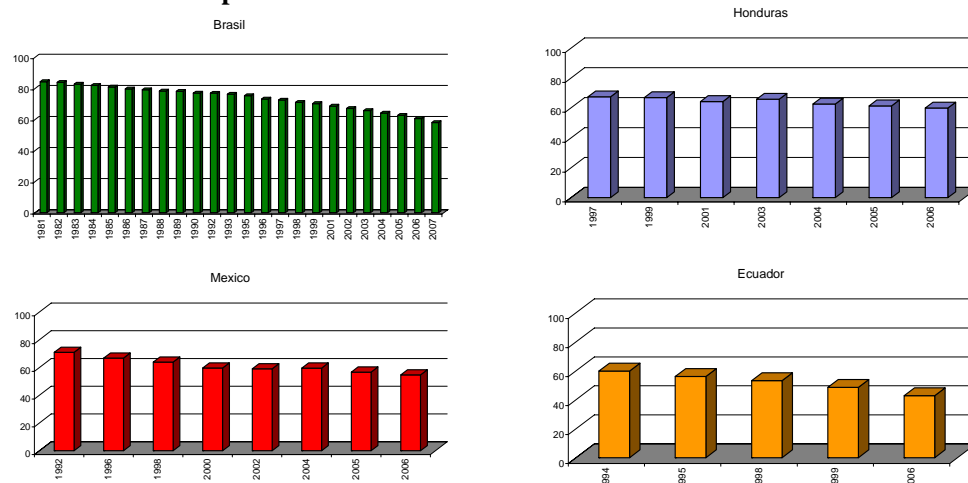
sociales. En la práctica, entonces, los gobiernos de los países de América Latina utilizan el método monetario desarrollado en el capítulo anterior para monitorear la evolución de la pobreza y el método de NBI como instrumento de caracterización del estado de privaciones.

La pobreza por NBI es calculada por los gobiernos latinoamericanos sobre la base de información censal, lo cual permite una caracterización amplia de toda la población con posibilidades de desagregaciones territoriales, y la construcción de mapas de pobreza detallados al nivel de áreas censales. Los criterios elegidos para definir NBI, entre los cuales no figuran variables monetarias, permiten su implementación con microdatos de todos los censos de la región. En la práctica es también posible computar indicadores de pobreza por NBI con microdatos de encuestas de hogares, aunque con menores grados de representatividad y posibilidades de desagregación más limitadas.

La base SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial) incluye indicadores de NBI calculados sobre información relevada en las encuestas de hogares de la región. Se define como pobre a todo individuo que habita un hogar que cumple al menos una de las siguientes condiciones: (i) hogar con cuatro o más personas por habitación, (ii) hogares en viviendas en ubicaciones precaria (e.g. villa miseria, inquilinatos, galpones, calle), (iii) hogares en viviendas construidas con materiales precarios, (iv) viviendas sin acceso directo a agua potable, (v) viviendas sin baño con descarga de agua higiénica, (vi) presencia de al menos un niño entre 7 y 11 años que no asiste a la escuela, (vii) jefe de hogar sin escuela primaria completa, y (viii) jefe de hogar sin secundaria completa y cuatro o más integrantes del hogar por trabajador.²³ La figura 2.7 muestra la tasa de incidencia en cuatro países latinoamericanos. Nótese como en todos los casos la pobreza por NBI ha descendido en el tiempo. Es importante tener presente que algunas definiciones de atributos varían entre países (e.g. vivienda precaria), por lo que las comparaciones entre países deben hacerse con prudencia.

²³ Ver página web del proyecto SEDLAC para más detalles: <http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/esp/>

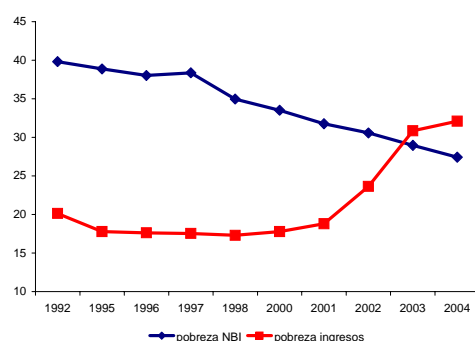
Figura 2.7
Tasa de incidencia de pobreza NBI



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

La figura 2.8 muestra la evolución de la pobreza en Uruguay entre 1992 y 2004 utilizando alternativamente un indicador monetario y un indicador multidimensional basado en ocho criterios semejantes a los listados arriba, y definiendo como pobre a todo individuo en un hogar que cumple al menos uno de esos criterios. Nótese que mientras que la pobreza de ingresos aumentó fuertemente (con la LP moderada oficial), la pobreza por NBI cayó. Durante ese período los ingresos de una fracción importante de la población uruguaya se redujeron, pero al mismo tiempo se avanzó en términos de extensión de red de agua y saneamiento, y en cobertura educativa, por lo que el indicador NBI se redujo. Una evaluación comprehensiva de la pobreza en un país debería tener presentes ambos indicadores.

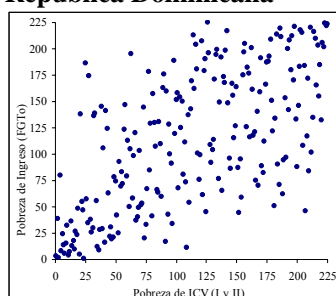
Figura 2.8
Pobreza NBI y por ingresos
Tasa de incidencia de la pobreza
Uruguay, 1992-2004



Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de la ECH.

La figura 2.9 ilustra la relación entre pobreza por ingresos y por NBI en República Dominicana. Cada punto del gráfico muestra para cada municipio la tasa de pobreza por ingreso y por un índice de calidad de vida multidimensional (ICV) construido con la metodología NBI. Si bien la correlación es positiva y significativa, la nube de puntos exhibe una alta dispersión. Municipios con el mismo nivel de pobreza de ingresos tienen valores muy diferentes de pobreza por NBI.

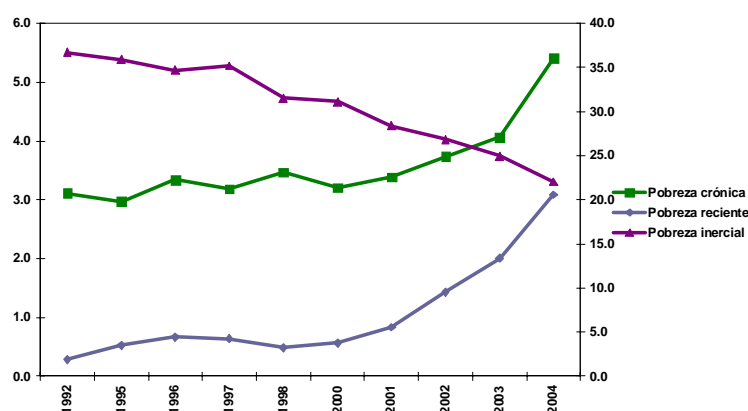
Figura 2.9
Pobreza por ingresos y NBI, por municipio
República Dominicana



Fuente: Banco Mundial (2006) en base a datos del Censo 2002 y de la ENCOVI 2004.

Es posible combinar los criterios de pobreza de ingreso y NBI para caracterizar a la población. Algunos autores, por ejemplo, llaman pobres “crónicos” a quienes son pobres de acuerdo a ambos criterios, pobres “recientes” a quienes sólo lo son por ingreso y pobres “inerciales” a quienes sólo lo son por NBI (Beccaria y Minujin, 1985; Feres y Mancero, 2001). La figura 2.10 muestra la evolución de estos tres grupos en el caso de Uruguay.

Figura 2.10
Pobreza crónica, reciente e inercial en Uruguay



Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de la ECH.
Nota: la pobreza crónica y reciente se miden sobre el eje izquierdo y la inercial sobre el derecho.

Subnutrición, inseguridad alimentaria y hambre

Como se discutió extensamente en el capítulo 4 la medición de la pobreza monetaria extrema en América Latina está estrechamente vinculada con la capacidad de adquirir una canasta básica de alimentos. Una alternativa conceptualmente distinta consiste en medir directamente la prevalencia de la subnutrición, a través de la comparación del consumo efectivo de alimentos con algún umbral de necesidades energéticas. A menudo se asocia este concepto al de hambre o inseguridad alimentaria. FAO, la agencia de Naciones Unidas dedicada a temas de nutrición, calcula la prevalencia de la desnutrición a nivel de países. La metodología (i) asume una distribución log-normal del consumo de energía alimentaria k (en kilocalorías diarias por persona); (ii) estima la dispersión a partir de información del consumo de energía alimentaria por percentiles obtenido de la última encuesta de gastos nacional disponible; y (iii) ajusta la media con información de la encuesta, y si no hay ninguna reciente, de hojas de balance de alimentos que combinan información de producción, importación y exportación de alimentos (FAO, 2008). Una vez estimada la distribución log-normal de k se impone un valor umbral k_m para obtener la tasa de incidencia de la subnutrición. El umbral k_m coincide con el discutido en el capítulo 4.

El siguiente cuadro muestra las tasas de incidencia de la subnutrición en distintas regiones del mundo. Según FAO (2008) la tasa de subnutrición en América Latina habría descendido de 12% en 1990/92 a 8% en 2003/05.

Tasa de incidencia de la subnutrición

	1990/92	1995/97	2003/05
Mundo	16	14	13
Países en desarrollo	20	18	16
Asia y Pacífico	20	17	16
América Latina y el Caribe	12	11	8
Cercano Oriente y Africa del Norte	6	8	8
Africa al sur del Sahara	34	34	30

Fuente: FAO (2008)

La siguiente figura ilustra las tasas de subnutrición estimadas por FAO (2008) para los países de la región. Bolivia y Nicaragua son los territorios donde la seguridad alimentaria está más comprometida.

Tasa de incidencia de la subnutrición, 2003/05



Fuente: FAO (2008)

Medidas alternativas más directas de desnutrición son las antropométricas, en particular el peso y la talla de los niños. Los dos índices antropométricos fundamentales son peso-por-talla y talla-por-edad, información usualmente relevada por las ECV en la región. Los mismos consideran el desvío de cada niño con respecto a la mediana poblacional de referencia como medio para calificar el crecimiento del individuo como normal o desnutrido.²⁴

Finalmente, otra alternativa proviene de preguntas directas a la población en encuestas sobre la existencia de situaciones de *hambre* en un lapso de tiempo. Fiszbein y Giovagnoli (2004) explotan la inclusión de preguntas sobre percepción de hambre en una encuesta de hogares en plena crisis económica en Argentina 2002. Los autores encuentran que en el 42.1% de los hogares clasificados oficialmente como indigentes se sufrió hambre en algún momento del año. Esa proporción cae a 11.7% en el grupo de los pobres no indigentes y a 5.8% para los no pobres.

2.4. Correlaciones

Mientras que en el capítulo 4 estudiamos a la pobreza como insuficiencia de ingreso, en esta sección discutimos la noción de pobreza multidimensional no monetaria. Los estudios que pueden implementar a la vez ambas definiciones llegan en general a dos conclusiones centrales. Primero, existe una correlación positiva significativa entre ambas medidas de privación, lo cual indica que las dos metodologías captan patrones generales comunes. Segundo, la correlación dista de ser perfecta, lo que indica pérdida de información y, en consecuencia, una apreciación incompleta de la realidad si se focaliza el análisis en una sola dimensión del bienestar.

Las estimaciones del grado de asociación entre ambos tipos de pobreza varían entre estudios. Alkire y Santos (2010), en su trabajo para 104 países en desarrollo, encuentran que la correlación entre pobreza de ingreso y no monetaria es relativamente alta, en especial en la dimensión asociada al acceso a servicios básicos y activos. El indicador de correlación de rango de Spearman entre la tasa de incidencia de la pobreza monetaria y el indicador AF de pobreza multidimensional es 0.87. Gasparini *et al.* (2011) estiman sobre datos de la encuesta Gallup para todos los países de América Latina un coeficiente

²⁴ Ver López Pablos (2009) para una medición de la pobreza antropométrica en Argentina.

de correlación lineal de 0.46 entre el ingreso per cápita y una medida resumen de variables no monetarias. El coeficiente es semejante (0.428) si el ejercicio se reitera sobre los indicadores binarios de pobreza en lugar de las variables de bienestar que les dan origen.²⁵ En un estudio ya citado, Battiston *et al.* (2009) reportan coeficientes de correlación de rango de Spearman para diversas dimensiones del bienestar, incluido el ingreso. Los coeficientes son positivos y significativos pero relativamente bajos, lo cual avalaría una aproximación multidimensional al estudio de la pobreza. La sección 3.4 extiende el análisis de correlaciones agregando la dimensión subjetiva.

3. POBREZA SUBJETIVA

La medición de la pobreza típicamente implica comparar alguna variable de ingreso, consumo o acceso a bienes y servicios x con una línea o umbral z , donde es el analista quien determina la naturaleza de x y el valor de z .²⁶ La medición de la pobreza mediante este método es “objetiva” en cuanto puede ser llevada a cabo por observadores o analistas externos que provistos de la misma información llegarían en forma independiente a la misma medición. Ahora bien, hemos discutido extensamente los problemas prácticos y conceptuales de este enfoque. En particular, no es obvio cuál es la variable relevante sobre la que centrar el análisis, ni hay argumentos fuertes para fijar el umbral de pobreza en algún valor específico. Adicionalmente, aun cuando haya acuerdo en estos puntos, en la práctica los errores de medición e implementación son muy grandes. Ante estas ambigüedades y problemas empíricos existe una propuesta alternativa de basar la medición de la pobreza directamente en las opiniones de las personas respecto de su propia situación. En la visión *subjetiva* de la pobreza son los propios individuos quienes juzgan las dimensiones relacionadas con su bienestar y su condición de pobreza.

Existen tres enfoques alternativos que se diferencian en el grado de participación de las opiniones individuales en la evaluación de pobreza. En el primer enfoque esta participación es plena; se le pregunta a la persona si se siente o no pobre y se respetan sus respuestas. En el segundo enfoque la variable de interés x se construye sobre las percepciones subjetivas, pero es el analista quien realiza la evaluación final sobre el status de pobreza. Finalmente, en el tercero son las opiniones de los individuos las que ayudan a determinar el umbral z , pero es el analista quien completa el procedimiento de medición de pobreza.

3.1. Evaluación subjetiva integral

La variante de pobreza subjetiva más sencilla se basa en preguntas que indagan directamente sobre la condición de pobreza de la persona u hogar. Algunos países

²⁵ Tratándose de variables binarias, se calculan las correlaciones tetracóricas (*tetrachoric correlations*) en lugar de las correlaciones lineales de Pearson.

²⁶ Como vimos en la sección anterior la comparación puede ser a nivel de vectores y no simples variables.

latinoamericanos incluyen preguntas de este tipo en sus encuestas. Por ejemplo la encuesta de Ecuador 2006 pregunta: “¿Usted considera que su hogar es pobre?”. En Honduras 2006 la pregunta es: “¿Usted considera que su hogar es muy pobre, pobre o no pobre?”. En Bolivia 2004 se le pide una comparación local: “Comparando su nivel de vida con el de los demás hogares de esta ciudad o localidad, ¿usted piensa que su hogar se encuentra entre los más pobres, medianamente pobres, en el medio, medianamente ricos o más ricos?”. Con estas preguntas el 66.7% de los ecuatorianos se consideró pobre, mientras que los porcentajes fueron 79.6% en Honduras y 72.7% en Bolivia.

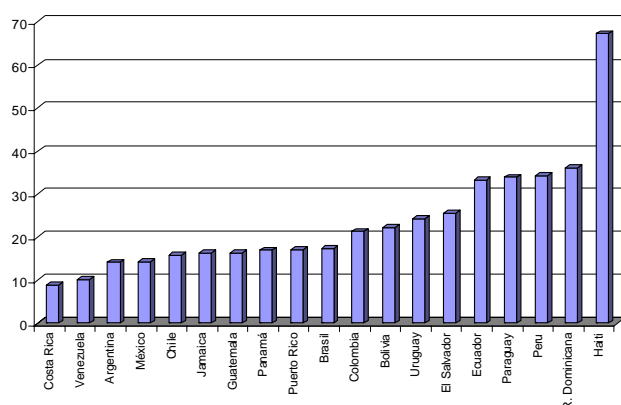
Nótese que este enfoque deja total libertad al encuestado acerca de lo que entiende por pobreza y cómo medirla. Esta metodología se sustenta en argumentos conceptuales y prácticos: ¿quién mejor que las propias personas carenciadas para definir pobreza y para evaluar su nivel de bienestar que está afectado por una enorme cantidad de factores inobservables para un analista externo? En la vereda de enfrente, quienes se oponen a este enfoque señalan las potenciales inconsistencias en las respuestas y la dificultad de orientar la política económica en función de respuestas subjetivas. ¿Debemos, por ejemplo, focalizar un programa social en las personas que se autodeclaran pobres o en una medición cuidadosa de su ingreso, activos o acceso a bienes y servicios?

3.2. Bienestar subjetivo

Una segunda alternativa está basada en la medición del bienestar subjetivo.²⁷ Son las respuestas sobre percepciones las que determinan la variable x y es el analista quien fija algún umbral y evalúa el grado de pobreza. Una pregunta típica para medir bienestar subjetivo solicita al encuestado que se ubique en un peldaño de una escalera que mide su nivel de bienestar. Gasparini *et al.* (2011) utilizan una pregunta de este tipo – con 10 escalones – incluida en la Encuesta Mundial Gallup para el año 2006. La figura 3.1 indica el porcentaje de individuos en cada país que se autoreportan en alguno de los cuatro peldaños inferiores.²⁸ Esa proporción es mínima en Costa Rica (8.8%) y máxima en Haití (67.2%).

²⁷ Ravallion y Lokshin (2001) es una referencia obligada para esta literatura. Arias y Sosa Escudero (2002) usan información cualitativa para el caso de Bolivia.

²⁸ Este peldaño fue elegido por Gasparini *et al.* (2011) para que la pobreza subjetiva agregada así medida en América Latina coincidiera aproximadamente con la monetaria, lo cual facilita las comparaciones de pobreza entre países al cambiar de metodología.

Figura 3.1**Tasas de pobreza subjetiva**

Fuente: Gasparini, Marchionni, Olivieri y Sosa Escudero (2011) basado en Encuesta Mundial de Gallup, 2006.

Nota: ver texto para definición de pobreza subjetiva.

Usemos esta figura para ilustrar un punto importante de toda la literatura de pobreza y bienestar subjetivo. Para ello comparemos la posición de Uruguay y Venezuela: en fuerte contraste con lo que indica la figura 3.1 en términos de pobreza subjetiva, con cualquier indicador objetivo resulta que Uruguay es un país con menores privaciones materiales que Venezuela. Una conjetura que da cuenta de esta inconsistencia señala el carácter más *melancólico* de los uruguayos que genera mayor inconformismo con su nivel de vida, en contraste con los venezolanos que, con espíritu caribeño más jovial, se dan por satisfechos con menos recursos. Este punto ilustra una de las potenciales debilidades del enfoque subjetivo: las respuestas de las personas pueden estar afectadas por cuestiones culturales o estados de ánimo pasajeros, o basarse en comparaciones muy locales (e.g. un pobre puede estar satisfecho con su nivel de vida si está rodeado de personas que sufren mayores privaciones). Existe una creciente literatura que discute la relevancia práctica de estos problemas. Si bien hay críticos severos, muchos autores defienden las mediciones subjetivas como alternativas válidas (y para algunos, superiores) a la medición “objetiva” del bienestar y la pobreza.²⁹

3.3. Línea de pobreza subjetiva

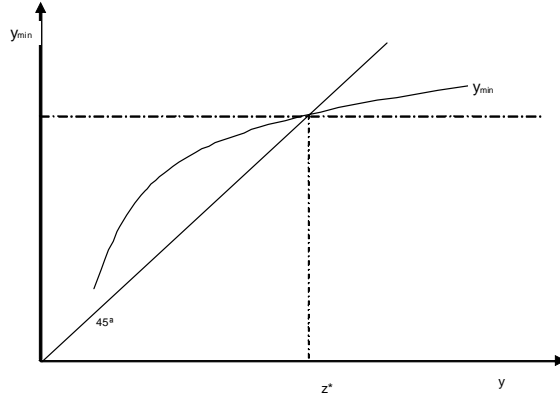
En este tercer enfoque las opiniones y percepciones de los individuos son vitales en la determinación de la línea de pobreza, pero el resto de la evaluación sigue una metodología tradicional “objetiva”. La variante más conocida está basada en preguntas del tipo: “¿cuál es el ingreso mínimo que Ud. considera necesario para satisfacer sus necesidades básicas?”.³⁰ La línea de pobreza subjetiva es una suerte de agregación de

²⁹ Ver Deaton (2008), Graham y Lora (2009), Layard (2005) y Stevenson y Wolfers (2008).

³⁰ Goedhart *et al.* (1977) fueron los pioneros en este enfoque. Ver también Kapteyn, Kooreman y Wilemse (1988).

estas respuestas, habitualmente calculadas de la siguiente forma. Llámese y_{min} a la respuesta individual sobre ingreso mínimo e y al ingreso efectivo reportado. Si todas las personas tuvieran la percepción de una misma línea subjetiva, y_{min} no dependería de y . En cambio, en la realidad y_{min} resulta ser una función creciente y cóncava de y , como se ilustra en la figura 3.2 (ver Pradhan y Ravallion, 2000).

Figura 3.2
Determinación de la línea de pobreza subjetiva



Esta literatura asume, no sin controversias, que la respuesta más precisa sobre el ingreso mínimo es aquella dada por las personas que viven exactamente con ese ingreso. Se argumenta que las personas más ricas, habituadas a vivir con muchos recursos, exageran su evaluación del ingreso mínimo, mientras que las más pobres, acostumbradas a arreglarse con muy poco, lo minimizan. La línea de pobreza subjetiva z^* es entonces aquel valor del ingreso para el cual la curva de y_{min} cruza la recta de 45 grados. Supongamos una relación log-lineal que aproxima la figura anterior,

$$(3.1) \quad \ln y_{min} = \alpha + \beta \ln y$$

La línea de pobreza subjetiva z^* es el valor del ingreso tal que $y_{min}=y$. Reemplazando z^* por y_{min} y por y en (3.1) y resolviendo,

$$(3.2) \quad z^* = \exp\left(\frac{\alpha}{1-\beta}\right)$$

La línea de pobreza subjetiva puede obtenerse a partir de (3.2) estimando los parámetros α y β en base a una “regresión de mínimo ingreso” con datos de y_{min} e y (Pradhan y Ravallion, 2000):³¹

$$(3.3) \quad \ln y_{min} = \alpha + \beta \ln y + u$$

³¹ La regresión debe incluir otros controles, típicamente tamaño familiar, lo que implica diferentes posiciones para la curva dibujada en la figura 3.2.

donde u es un término de error.

Esta propuesta metodológica presupone que existen preguntas cuantitativas acerca del mínimo ingreso necesario y_{min} . Pradhan y Ravallion (2000) muestran que la línea de pobreza subjetiva es identificable (y estimable) aun cuando sólo se dispone de información *cualitativa* acerca del ingreso mínimo, es decir, respuestas a una pregunta del tipo: “¿Considera Ud. que durante el último año su ingreso fue suficiente para satisfacer sus necesidades mínimas?”. Para entender esta idea, calculemos la probabilidad de que una persona sea pobre en términos subjetivos, es decir, que su ingreso sea menor que el mínimo requerido. De acuerdo a la especificación anterior:

$$(3.4) P(y < y_{min}) = P(\ln y < \ln y_{min}) = P(\ln y < \alpha + \beta \ln y + u) = P(\alpha + (\beta - 1) \ln y + u > 0)$$

Si suponemos que u se distribuye en forma normal, esta probabilidad está dada por un modelo *probit* que, como es conocido, permite identificar los parámetros α y $(\beta-1)$ hasta cierta escala. Si bien α y $(\beta-1)$ no están identificados en el *probit*, el cociente $\alpha/(1-\beta)$ – el logaritmo de la línea de pobreza subjetiva – sí lo está. En síntesis, la línea de pobreza subjetiva es estimable a través de un modelo *probit* en donde la variable explicada es un índice binario que toma valor igual a 1 si el individuo indicó que su ingreso no le alcanzó para satisfacer sus necesidades y 0 en caso contrario, usando al ingreso actual como variable explicativa.³²

3.4. Correlaciones y la dimensionalidad del bienestar

Los estudios que implementan simultáneamente definiciones de pobreza monetaria y subjetiva arriban en general a dos conclusiones: (i) la correlación entre las medidas es positiva y significativa, lo cual es evidencia contra el argumento de quienes ven en las respuestas subjetivas de bienestar sólo “ruido”, al presumirlas básicamente aleatorias, y (ii) los coeficientes de correlación no son particularmente altos, lo cual podría sugerir la pérdida de información al considerar sólo una dimensión del bienestar. Por ejemplo, con datos para América Latina de la encuesta Gallup, Gasparini *et al.* (2011) estiman un coeficiente de correlación de 0.279 entre un índice de bienestar subjetivo y el ingreso, y de 0.348 entre el índice subjetivo y un indicador de bienestar no monetario. Los índices de correlación son 0.432 y 0.486, respectivamente, al calcularlos sobre los indicadores binarios de pobreza en lugar de las variables de bienestar que les dan origen (correlaciones tetracóricas).

En ese mismo estudio los autores proponen explorar la multidimensionalidad del bienestar en función de un análisis factorial. El estudio toma 12 variables de la encuesta Gallup relacionadas a priori con el bienestar, incluyendo el ingreso, 5 preguntas subjetivas y una serie de preguntas sobre acceso a algunos bienes y servicios. En base al método de componentes principales se detectan 3 factores relevantes para medir el

³² Es posible también calcular líneas de pobreza subjetiva usando las respuestas a preguntas del tipo “¿Considera Ud. que es pobre?” (Luchetti, 2006).

bienestar. Este primer resultado es importante ya que descarta la posibilidad de que el bienestar sea unidimensional al necesitarse más de un factor para dar cuenta de la variabilidad implícita en las 12 variables iniciales. De hecho, el primer factor puede explicar sólo el 18.4 por ciento de la varianza total del bienestar.

El cuadro 3.1 presenta la estimación de los coeficientes (*loadings*) del modelo de factores. Nótese que el primer factor presenta coeficientes relativamente altos para el ingreso y otras variables típicamente asociadas al mismo (como tener una computadora o acceso a Internet). En este sentido, el primer factor es asociable al “ingreso”. El segundo presenta coeficientes altos para las variables “subjetivas”, mientras que el tercero se conforma fundamentalmente con variables de necesidades básicas, tales como acceso a agua o electricidad.³³ Estos resultados sugieren que el bienestar es claramente multidimensional y que el ingreso no resulta suficiente para representar su variabilidad, la cual requiere también medir factores subjetivos y de necesidades básicas. Así y todo, es interesante observar que en términos relativos, el ingreso resulta ser el factor más relevante.

Cuadro 3.1
Resultados de análisis de componentes principales sobre
dimensionalidad del bienestar

Loadings del análisis con rotación

Variable	Factor1	Factor2	Factor3
Ingreso	0,653	0,156	0,110
<i>Variables de percepción</i>			
Pregunta wp16	0,116	0,856	0,086
Pregunta wp17	0,071	0,529	0,096
Pregunta wp18	0,080	0,774	-0,003
Pregunta wp30	-0,083	-0,485	-0,129
Pregunta wp40	0,222	0,319	0,294
<i>Variables de acceso</i>			
Agua	0,061	0,112	0,719
Electricidad	0,009	0,012	0,762
Teléfono	0,402	0,121	0,492
PC	0,817	0,083	0,088
Internet	0,844	0,064	-0,014
Celular	0,396	0,201	0,144

Fuente: Gasparini, Marchionni, Olivieri y Sosa Escudero (2011) basado en Encuesta Mundial de Gallup, 2006.

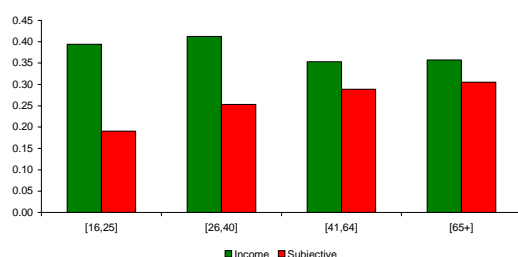
Nota: Preguntas wp16, wp17 y wp18 piden al entrevistado que se ubique en una escala de 0 a 10 de acuerdo a su nivel percibido de bienestar presente (wp16), pasado (wp17) y esperado en el futuro (wp18). wp30 pregunta sobre la satisfacción con el nivel de vida actual y wp40 indaga acerca de la percepción de no contar con suficiente dinero para satisfacer necesidades alimentarias.

Un punto final sobre la correlación entre dimensiones de la pobreza. La caracterización de la población carenciada es en general semejante, se defina a la pobreza de una u otra forma. Sin embargo, existen en algunos casos diferencias que ameritan un análisis

³³ Las interpretaciones de los factores son ad-hoc, tarea que no siempre resulta simple, siendo esta una de las principales limitaciones de este enfoque.

multidimensional más exhaustivo. La figura 3.3, por ejemplo, muestra las tasas de pobreza por grupo etario usando dos definiciones alternativas de privaciones: la monetaria y la subjetiva. Mientras que la pobreza por ingreso no aumenta con la edad (de acuerdo a datos de la encuesta Gallup), sí lo hace en términos subjetivos. Esto reabre un tema que mencionamos en la sección anterior. ¿Debemos desestimar el patrón etario de la pobreza subjetiva porque está afectada por factores no asociados al real bienestar (por ejemplo, si los adultos mayores fueran más irritables que el resto)? ¿O, en cambio, deberíamos prestar especial atención a esos indicadores ya que captan dimensiones del bienestar que el ingreso o el acceso a ciertos bienes y servicios no pueden capturar? Estas son preguntas de difícil respuesta que forman parte de la nutrida agenda de investigación en pobreza multidimensional.

Figura 3.3
Tasas de pobreza por grupo etario



Fuente: Gasparini, Marchionni, Olivieri y Sosa Escudero (2011) basado en Encuesta Mundial de Gallup, 2006.

4. LA DINÁMICA DE LA POBREZA

La pobreza no es un fenómeno estático: hay personas que entran y salen de situaciones de privaciones materiales a lo largo de sus vidas, y otras cuyos recursos nunca superan un umbral mínimo y que sufren carencias de intensidad variable en el tiempo. La consideración de aspectos *dinámicos* enriquece sustancialmente el análisis de la pobreza.

La pobreza es un fenómeno más preocupante cuando es percibido como persistente, es decir, cuando el status de pobre de una persona o familia se perpetúa en el tiempo. Supongamos que en dos años sucesivos el 20% de la población de un país hipotético tiene ingresos por debajo de la línea de pobreza. Este hecho es consistente tanto con una situación en la que las mismas familias son persistentemente pobres, como con otra en la que existen muchos hogares que entran y salen de la pobreza, pero el porcentaje global se mantiene inalterado. Las consecuencias de política son distintas en ambas situaciones. En el primer caso ciertamente hay que actuar sobre los determinantes profundos que hacen que cierto grupo sea permanentemente pobre (como su nivel de educación o de activos), mientras que la segunda situación posiblemente exija un sistema eficaz de seguros provisorios para personas de bajo bienestar temporario.

Empíricamente, este tipo de exploraciones requiere poder seguir a los individuos u hogares a lo largo del tiempo, es decir, disponer de un *panel* de datos en el cual las

unidades son observadas durante un período prolongado. En la práctica, frente a la escasa disponibilidad de paneles, una estrategia intermedia es recurrir a grupos de individuos o *cohortes*. A modo de ejemplo, una cohorte podría consistir en el grupo de “mujeres nacidas en 1960, con secundario completo como máximo nivel educativo”. En dicho caso, es posible reconstruir en cada período el ingreso de esta “pseudo-persona” tomando en 1990 el ingreso promedio de las personas que tienen 30 años, en 1991 el de las que tienen 31, y así sucesivamente, siempre para la sub-muestra de mujeres con secundario completo como máximo nivel educativo. Esta estrategia tiene la ventaja de no requerir paneles de personas u hogares (que son reemplazados por cohortes), y la desventaja de cambiar el foco de análisis, al pasar del individuo a un grupo de individuos.³⁴

4.1. Pobreza crónica y transitoria

Supongamos por simplicidad en la exposición que disponemos de un panel de N personas indexadas con i a las cuales observamos durante T años. Una primera aproximación a la problemática de la dinámica de la pobreza consiste en descomponer las medidas agregadas en un componente “crónico” de largo plazo y uno “transitorio” de corto plazo. Jalan y Ravallion (2000) proponen una estrategia simple. Sea x_{it} el indicador de bienestar del individuo i en el período t y $p(x_{it})$ una medida individual de pobreza. Por ejemplo, $p(x_{it})$ podría ser igual a la brecha individual de pobreza $(1 - x_{it}/z_t)^\alpha \cdot 1(x_{it} < z_t)$, con $\alpha \geq 0$, como en la ecuación (5.11) del capítulo anterior. El grado de pobreza *intertemporal* del individuo i se define como el promedio de sus medidas de pobreza a lo largo de los períodos en los cuales es observado. Formalmente,

$$(4.1) \quad P_i^I = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T p(x_{it})$$

Por su parte, el grado de pobreza *crónica* es la medida de pobreza computada sobre el ingreso promedio en los períodos bajo análisis \bar{x}^p .

$$(4.2) \quad P_i^C = p\left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}\right) = p(\bar{x}^p)$$

Nótese que, mientras la pobreza intertemporal capta el grado de privaciones efectivas que la persona ha experimentado en su vida en promedio, la pobreza crónica indica el grado de privaciones que la persona sufriría con un nivel de recursos semejante al promedio de su vida. Finalmente, la pobreza *transitoria* es simplemente la diferencia entre la pobreza intertemporal y la crónica.

$$(4.3) \quad P_i^T = P_i^I - P_i^C$$

³⁴ Ver Antman y McKenzie (2007) para una implementación y discusión de esta metodología, y Navarro (2008) para una aplicación al caso argentino.

Las ecuaciones (4.1) a (4.3) refieren a niveles de pobreza individuales. Las medidas agregadas de pobreza intertemporal, crónica o transitoria se construyen en función de los mismos lineamientos que la pobreza estática, discutidos en el capítulo anterior.

El cuadro 4.1 propone un ejercicio ilustrativo sencillo en el que se registra el consumo x de una persona a lo largo de 10 períodos, asumiendo dos líneas de pobreza alternativas z , en ambos casos invariables en el tiempo, y se miden carencias en función de la brecha cuadrática $(1 - x_{it}/z_t)^2$. Nótese que la persona tiene consumos fluctuantes que se supone no puede suavizar en el tiempo. Si la línea fuera 40 esta persona es pobre en 4 de los 10 años considerados. En este contexto el grado de pobreza intertemporal del individuo medido con la brecha cuadrática es 0.011. Nótese que dado que su consumo permanente x^p (igual a 45) es superior a la línea, la persona no es pobre crónico y, por tanto, el valor de P^C es cero y el grado de pobreza transitoria es también 0.011.

La segunda columna repite el ejercicio ahora con una línea superior ($z=55$), lo que implica que la persona sea pobre en 8 de los 10 años considerados y que su consumo promedio intertemporal no alcance al umbral de pobreza. En promedio, a lo largo de los 10 períodos la “intensidad” de su pobreza es 0.069, de los cuales 0.033 corresponden a un estado crónico (su brecha cuadrática si su ingreso fuese siempre igual al promedio) y el resto al componente transitorio.

Cuadro 4.1
Pobreza crónica y transitoria
Indicador de brecha cuadrática

t	x	z=40	z=55
1	35	0.016	0.132
2	50	0	0.008
3	45	0	0.033
4	30	0.063	0.207
5	60	0	0
6	45	0	0.033
7	35	0.016	0.132
8	50	0	0.008
9	65	0	0
10	35	0.016	0.132
x^p	45		
PI		0.011	0.069
PC		0	0.033
PT		0.011	0.036

El cuadro 4.2 presenta resultados del trabajo de Cruces y Woodon (2003), quienes realizan una descomposición análoga para el Gran Buenos Aires (Argentina). Dicha encuesta tiene una estructura de panel rotativo, en donde cada hogar es observado durante cuatro rondas (dos veces al año), pero el 25% de la muestra es reemplazado en cada período. Los resultados son interesantes: el índice de pobreza intertemporal, medido por la brecha cuadrática, aumenta de 0.045 a 0.116 entre 1995 y 2002, siendo el componente crónico el de aumento más marcado. La participación de la pobreza crónica en la intertemporal crece de 56.7% en 1995 a 69.2% en 2002. En definitiva, el aumento de la pobreza en Argentina en el período bajo estudio fue acompañado de un incremento

en su componente persistente. Cruces y Wodon (2003) reportan algunos resultados interesantes que surgen al caracterizar a la pobreza crónica y transitoria. Por ejemplo, los hogares con jefes jóvenes y con mujeres en trabajos independientes no asalariados tiene menores niveles de pobreza crónica, pero más pobreza transitoria.

Cuadro 4.2

Pobreza crónica y transitoria en Argentina

	Intertemporal	Crónica	Transitoria
95-1 a 96-2	0.045	0.025	0.019
95-2 a 97-1	0.065	0.042	0.022
96-1 a 97-2	0.051	0.031	0.020
96-2 a 98-1	0.057	0.034	0.023
97-1 a 98-2	0.050	0.030	0.020
97-2 a 99-1	0.054	0.035	0.019
98-1 a 99-2	0.063	0.040	0.023
98-2 a 00-1	0.061	0.040	0.021
99-1 a 00-2	0.060	0.040	0.020
99-2 a 01-1	0.069	0.046	0.023
00-1 a 01-2	0.070	0.049	0.021
00-2 a 02-1	0.116	0.080	0.036

Fuente: Cruces y Wodon (2003).

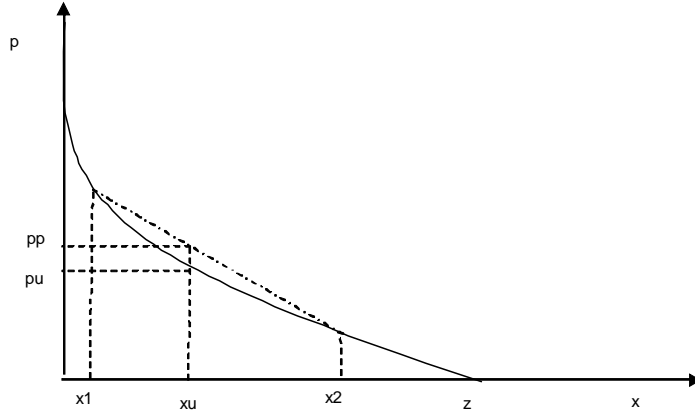
Nota: Indicador de pobreza de brecha cuadrática.

4.2. Variabilidad de ingreso y pobreza intertemporal

Es interesante analizar el papel de los indicadores de pobreza en la evaluación de la pobreza intertemporal. Con tal fin supongamos que hay una sola persona pobre en dos alternativas hipotéticas. En la primera, la persona tiene un ingreso uniforme x_u y en otra, el ingreso varía con igual frecuencia entre x_l y x_2 , siendo el promedio x_u . Se asume que la persona es crónicamente pobre, es decir $x_l < x_u < x_2 < z$. Nótese que si usamos tanto la tasa de incidencia como el indicador de brecha, el grado de pobreza resulta idéntico en los dos casos. El resultado cambia al considerar indicadores para los cuales la función $p(x_i)$ es convexa en x_i , como se ilustra en la figura 4.1. En este caso nótese que $p_u = p(x_u) < p_p = 0.5p(x_l) + 0.5p(x_2)$, es decir la pobreza en el caso de ingresos uniformes es menor que la pobreza en el caso de ingresos variables. El resultado es intuitivo: el aumento del riesgo o variabilidad en los ingresos hace a la pobreza un fenómeno más grave. Dado este punto, muchos autores recomiendan el uso de indicadores con $p(x_i)$ convexo.³⁵ En el caso del FGT esto ocurre para valores de $\alpha \geq 2$.

³⁵ Ravallion (1998) es la referencia obligada en este punto.

Figura 4.1
Variabilidad de ingreso y pobreza intertemporal



4.3. Modelos dinámicos

Existe una creciente literatura que busca caracterizar la dinámica de la pobreza a través de la estimación de modelos dinámicos del ingreso u otra variable de bienestar. Esta línea de investigación propone modelizaciones alternativas del proceso que rige la dinámica del ingreso, las estima econométricamente y, en función de los resultados, caracteriza la dinámica de la pobreza. Lillard y Willis (1978), en un trabajo pionero, proponen un modelo simple para la dinámica de ingresos:

$$(4.4) \quad x_{it} = M_{it}'\delta + \mu_i + v_{it}$$

$$(4.5) \quad v_{it} = \phi \cdot v_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad |\phi| < 1,$$

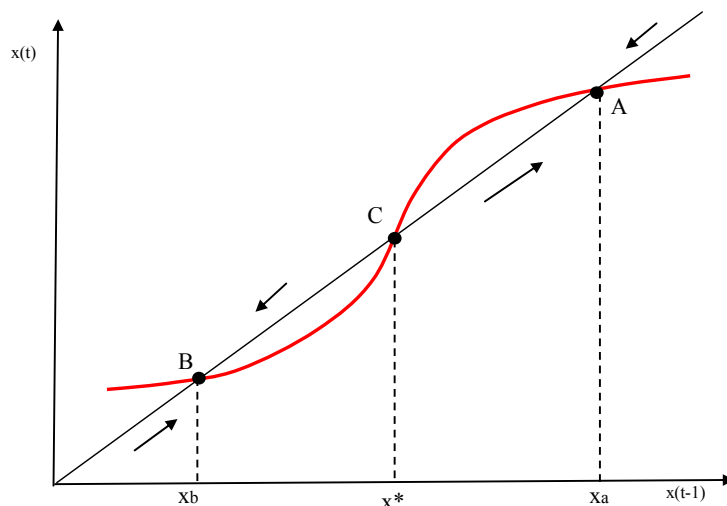
donde M_{it} son determinantes observables del ingreso x_{it} de la persona i en el momento t , μ_i son determinantes no observables específicos del individuo, y v_{it} son también determinantes no observables pero que varían por persona y en el tiempo. La segunda ecuación permite que estos shocks idiosincráticos guarden relación explícita con su pasado. Técnicamente, se trata de una estructura de panel con efectos aleatorios y errores autocorrelacionados. En esta estructura hay tres razones por las cuales el valor del ingreso de una persona puede ser persistentemente bajo (y en consecuencia, la persona persistentemente pobre): (i) porque los factores observables M_{it} son bajos y persistentes – por ejemplo, una persona tiene siempre baja educación –, (ii) porque los factores inobservables μ_i son adversos (e.g. características personales que reducen su inserción laboral), o (iii) porque ϕ es muy alto y la persona ha recibido en algún momento un shock negativo. En síntesis, la persistencia de la pobreza tiene que ver con la persistencia de los factores observables, con la importancia de factores no observables adversos, o con la alta persistencia de shocks negativos.

Arias, Marchionni y Sosa Escudero (2009) estiman los parámetros de este modelo para el caso de las áreas rurales de El Salvador, usando un panel de cuatro ondas equiespaciadas entre los años 1995 y 2001. Encuentran que si bien los shocks idiosincráticos explican una parte importante de la variabilidad en los ingresos, la persistencia en el status de pobre se debe fundamentalmente a la de factores tales como el bajo acceso a la educación y los bienes públicos, y a la importancia de los factores individuales no observables (μ_i), restándole importancia a la persistencia de los shocks.

4.4. Trampas de pobreza

Existe una importante rama de la literatura empírica y teórica que explora la posibilidad de existencia de “trampas de pobreza”: situaciones en las que la persistencia en la pobreza se debe a la existencia de equilibrios múltiples en la dinámica del bienestar, uno de ellos estable y de nivel bajo, y otro también estable y de nivel alto.³⁶ Consideremos el siguiente diagrama de fase para una variable de bienestar individual x (e.g. el ingreso).

Figura 4.2
Diagrama de fase para el bienestar



En el eje horizontal se presenta el bienestar en el período $t-1$ y en el vertical el bienestar en el período t . Si la dinámica del bienestar siguiese el diagrama de la línea sólida, el sistema dinámico es compatible con tres puntos de equilibrio, denotados con A, B y C: es decir, tres niveles de bienestar de estado estacionario, representados con los puntos en donde la línea de fase coincide con la recta de 45°. Los equilibrios A y B son estables, mientras que el C es inestable. Cuando el bienestar inicial de un hogar está por

³⁶ Las razones que pueden generar trampas de pobreza son variadas. Véase por ejemplo Durlauf (2006).

debajo de x^* , la propia dinámica del mismo lo lleva hacia el nivel estable bajo x_b , mientras que ingresos iniciales por encima de x^* conducen al equilibrio estable alto, A. Es decir, los hogares de bienestar bajo permanecen en una “trampa de pobreza”. Se requieren modificaciones sustanciales en su bienestar – saltos más allá de x^* – para moverlos al equilibrio alto. Este modelo, muy simple y estilizado, sugiere que es posible que una distribución medianamente igualitaria de condiciones iniciales conlleve a una distribución del ingreso muy polarizada: la propia dinámica del bienestar fuerza esta separación extrema entre pobres y no pobres.

Existen varios esfuerzos empíricos destinados a detectar la presencia de este tipo de “dinámicas perversas” con multiplicidad de equilibrios. Por ejemplo, Chiodi (2009) explora estas cuestiones para el caso mexicano. Sin ahondar en detalles –para lo cual referiremos a ese estudio –, se trata de estimar empíricamente la función ilustrada en el gráfico anterior sobre la base de datos de panel. La estimación del diagrama de fase se basa en un modelo de regresión no paramétrico, en donde la variable “explicada” es un índice de activos (la medida de bienestar escogida) en el período t y la variable explicativa es el mismo índice pero rezagado. Éste es un ejemplo de la conveniencia de usar métodos no paramétricos, ya que lo que se busca es que los datos revelen la forma de una función relevante, en este caso, el diagrama de fase. Los resultados son compatibles con un equilibrio estable de “trampa de pobreza”, cercano a aproximadamente el 80% del valor de la línea de pobreza.

4.5. Vulnerabilidad

Para algunos objetivos, como el diseño de políticas de prevención de la pobreza, lo relevante no es el estado efectivo de privaciones de una persona, sino su probabilidad o riesgo de sufrir carencias en el futuro. Es común el uso del término *vulnerabilidad* para referirse a esa situación. Mientras que pobreza es una condición efectiva, *ex post*, vulnerabilidad es una condición *ex ante*, no necesariamente realizada en un estado concreto de privaciones, pero latente.

El enfoque más extendido concibe a la vulnerabilidad como expectativa de pobreza (Ravallion, 1988; Chaudhuri, 2002). Formalmente, según esta visión la vulnerabilidad de cada miembro del hogar h en un momento futuro $t+1$ es³⁷:

$$(4.6) \quad V_{h,t} = \int_0^z (z - x_{h,t+1})^\alpha f(x_{h,t+1}) dx_{h,t+1}$$

donde $x_{h,t+1}$ mide el nivel de vida en $t+1$, $f(\cdot)$ es la función de densidad y $\alpha \geq 0$ es un parámetro de aversión al riesgo. Nótese que con $\alpha=0$, $V_{h,t} = pr(x_{h,t+1} < z)$, es decir la vulnerabilidad evaluada hoy es simplemente la probabilidad de ser pobre en el futuro. Esta probabilidad depende naturalmente de la volatilidad de x , determinada por la forma de $f(\cdot)$. Nótese que valores de $\alpha > 0$ implican diferentes ponderaciones de las brechas de

³⁷ La explicación en esta sección se hace a nivel de hogar; su extensión a las personas es directa.

pobreza. Ravallion (1988) argumenta a favor de un valor de $\alpha=2$, sosteniendo que todo aumento de la variabilidad de x debería incrementar la vulnerabilidad. Esto no ocurre con $\alpha=0$ o $\alpha=1$ si $x_h < z$, pero sí con $\alpha=2$, ya que en este caso el argumento de V se vuelve convexo y, en consecuencia, se cumple la desigualdad de Jensen (nótese la semejanza con la discusión en el punto 4.2).

Un enfoque alternativo propone definir el grado de vulnerabilidad como la diferencia entre la utilidad cierta de un consumo básico z y la utilidad esperada del consumo o ingreso bajo incertidumbre.³⁸ Formalmente,

$$(4.7) \quad V_{h,t}^* = U_h(z) - E_t[U_h(x_{h,t+1})]$$

siendo $V_{h,t} = V_{h,t}^*$ si $V_{h,t}^* > 0$ y $V_{h,t} = 0$ si $V_{h,t}^* \leq 0$. Sumando y restando la utilidad del consumo esperado en cada término,

$$(4.8) \quad V_{h,t}^* = (U_h(z) - U_h(E_t[x_{h,t+1}])) + (U_h(E_t[x_{h,t+1}]) - E_t[U_h(x_{h,t+1})])$$

Nótese que el primer término es la diferencia entre la utilidad de dos consumos ciertos – el básico z y el esperado – y, por ende, está asociado a la pobreza crónica del hogar. El segundo término, en cambio, captura el riesgo asociado a un consumo incierto. Si U es una función estrictamente cóncava, denotando aversión al riesgo, el segundo término es positivo por desigualdad de Jensen. La incertidumbre sobre el consumo futuro es un componente importante de la vulnerabilidad total.

El problema fundamental del estudio de la vulnerabilidad es que, a diferencia de la pobreza efectiva, no es directamente observable. Como en el tema de la pobreza crónica y transitoria, estrechamente relacionado, es ideal contar con datos de panel largos que permitan estimar la probabilidad de un hogar de ser pobre en el futuro a partir de sucesivas observaciones en el tiempo. Lamentablemente, este tipo de datos es infrecuente en América Latina. Chaudhuri, Jalan y Suryahadi (2002) proponen una metodología para evaluar vulnerabilidad a partir de datos de corte transversal, como las típicas encuestas de hogares latinoamericanas. Se asume inicialmente un modelo del consumo del hogar c_h ;

$$(4.9) \quad \ln c_h = X_h \beta + \varepsilon_h$$

donde X_h es el vector de características observables del hogar h , β es un vector de parámetros, y ε es el término estocástico que se asume distribuido idéntica e independientemente en el tiempo para cada hogar, lo cual elimina toda fuente de persistencia, que resulta difícil detectar al no contar con datos de panel. Adicionalmente, se asume que el vector de parámetros β es constante, lo que elimina la posibilidad de cambios estructurales no anticipados en la economía, imposibles de predecir sin una

³⁸ Ligon y Schechter (2003). Cunningham y Maloney (2000) proponen un tercer enfoque basado en la exposición del hogar a shocks negativos.

serie de tiempo. El enfoque sí asume que la varianza de ε_h depende de las características observables del hogar. Una forma simple está dada por:

$$(4.10) \quad \sigma_{e,h}^2 = X_h \theta$$

Es posible estimar los vectores de parámetros β y θ a partir de un procedimiento estándar de mínimos cuadrados generalizados, lo que permite computar para cada hogar las siguientes ecuaciones:

$$(4.11) \quad \hat{E}[\ln c_h | X_h] = X_h \hat{\beta}$$

$$\hat{\sigma}_{e,h}^2 = X_h \hat{\theta}$$

Ahora bien, la vulnerabilidad estimada de un hogar h es definida como

$$(4.12) \quad \hat{V}_h = \hat{pr}(c_h < z)$$

por lo que:

$$(4.13) \quad \hat{V}_h = \hat{pr}(\ln c_h < \ln z) = \hat{pr}(X_h \hat{\beta} + \varepsilon_h < \ln z) = \hat{pr}\left(\frac{\varepsilon_h}{\sqrt{X_h \hat{\theta}}} < \frac{\ln z - X_h \hat{\beta}}{\sqrt{X_h \hat{\theta}}}\right)$$

Asumiendo que el consumo sigue una distribución log-normal, el primer término del último paréntesis es una variable con distribución normal $N(0,1)$, por lo que

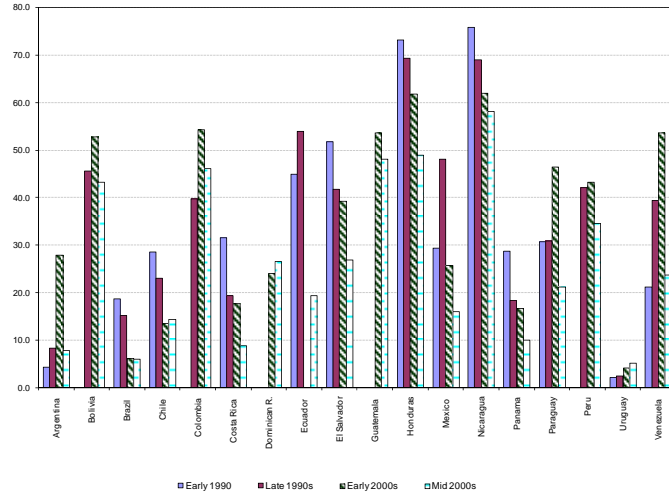
$$(4.14) \quad \hat{V}_h = \Phi\left(\frac{\ln z - X_h \hat{\beta}}{\sqrt{X_h \hat{\theta}}}\right)$$

donde Φ indica el valor del argumento en la función de densidad acumulada normal estandarizada. La probabilidad de que una persona sea pobre en el futuro es entonces una función de sus características observables que determinan tanto la esperanza como la variabilidad de su consumo futuro. Por ejemplo, saber que A es empleado estatal y B un trabajador por cuenta propia es información valiosa para determinar su grado de vulnerabilidad. Naturalmente también es útil conocer otros datos, como su disposición al esfuerzo y la búsqueda de trabajo, o la probabilidad de una crisis económica futura que los afecte. La información restringida a una sola encuesta pone límites a la posibilidad de incorporar esa información, e ilumina sobre la utilidad de contar con datos de paneles largos.

La vulnerabilidad estimada para el año $t+1$ es una variable continua en el intervalo $[0,1]$ cuya media, en ausencia de shocks agregados, es aproximadamente igual a la tasa de pobreza efectiva en $t+1$. A menudo es ilustrativo definir una variable binaria, clasificando como vulnerables a aquellos hogares cuyo valor estimado de $V_{h,t}$ sea inferior a un umbral k , y como no vulnerables al resto. Esa elección es arbitraria; dos elecciones focales son $k=0.5$ y $k=H_t$, es decir la tasa de pobreza efectiva.

La figura 4.3, tomada de Cruces *et al.* (2010), muestra estimaciones de la proporción de hogares vulnerables en los países de América Latina para cuatro momentos del tiempo. La figura sugiere un incremento en el grado de vulnerabilidad en varios países hacia principios de los 2000s, donde varias economías sufrieron crisis importantes, y una fuerte caída de la vulnerabilidad hacia mediados y fines de esa década.

Figura 4.3
Proporción de hogares vulnerables



Fuente: Cruces et al. (2010).

Bourguignon y Goh (2004) proponen una metodología semejante que explota los datos de corte transversal repetidos (o *pseudo-panels*). Si se asume que todas las personas en una cohorte se ajustan al mismo proceso estocástico de generación de ingresos, los parámetros de ese proceso pueden ser estimados sin necesidad de observar los perfiles temporales de ingresos individuales. Los autores proponen un típico modelo log-lineal de ingresos laborales w de la persona i que pertenece a la cohorte j en el momento t :

$$(4.15) \quad \ln w_{it}^j = X_{it}^j \beta_t^j + \xi_{it}^j$$

donde ξ es el término estocástico que se asume sigue un proceso autoregresivo $AR(1)$.

$$(4.16) \quad \xi_{it}^j = \rho \xi_{it-1}^j + \varepsilon_{it}^j$$

donde ε es un shock estocástico con varianza σ^2 . Si se tuviera un verdadero panel, se podría estimar (4.15) con la misma muestra de personas en cada momento del tiempo, y luego estimar (4.16). Sin un panel, pero con datos de corte transversal repetido, Bourguignon y Goh (2004) proponen asumir que los individuos entran y salen aleatoriamente de la fuerza laboral entre dos momentos sucesivos del tiempo por lo que, de (4.15) se obtiene que:

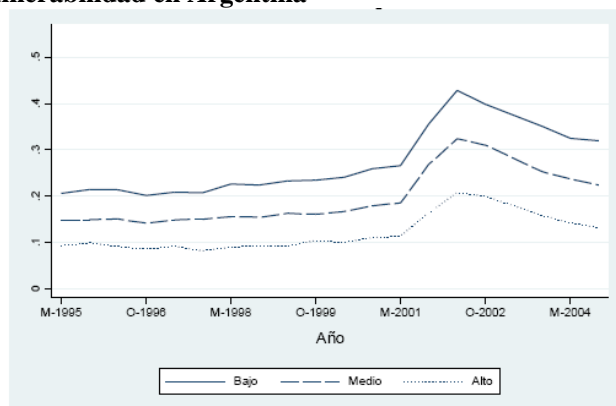
$$(4.17) \quad \sigma_{\xi_{it}}^2 = \rho_j^2 \sigma_{\xi_{it-1}}^2 + \sigma_{\varepsilon_{it}}^2$$

Nótese que (4.17) puede ser estimado por mínimos cuadrados ordinarios a partir de encuestas sucesivas sobre las que se forman cohortes j , lo que permite estimar ρ_j y $\sigma_{\epsilon j t}^2$. Si definimos vulnerabilidad como la probabilidad de que en el futuro w_i no supere un umbral z , entonces³⁹

$$(4.18) \quad \hat{V}_{it}^j = pr(\ln w_{it+1}^j < \ln z) = \Phi\left(\frac{\ln z - \hat{X}_{it+1}^j \hat{\beta}_{t+1}^j - \hat{\rho}_j \hat{\epsilon}_{it}^j}{\hat{\sigma}_{\epsilon j t+1}^2}\right)$$

La figura 4.4, tomada de Carballo y Bongiorno (2007), muestra la evolución de los niveles de vulnerabilidad en Argentina para tres niveles educativos, estimada de acuerdo a la metodología explicada. La vulnerabilidad es sustancialmente más alta para el grupo de personas menos educadas y aumentó fuertemente durante la crisis económica que sufrió ese país a principios de la década del 2000.

Figura 4.4
Vulnerabilidad en Argentina



Fuente: Carballo y Bongiorno (2007).

5. PERFILES DE POBREZA

En todo proceso de investigación el paso siguiente a la definición y medición del fenómeno es su caracterización. Los *perfiles de pobreza* son maneras sencillas de caracterizar a la población pobre en función de un conjunto de variables y en comparación con el resto de la población.

5.1. Perfiles no condicionados

Un típico perfil de pobreza no condicional es un simple cuadro que lista las medias, medianas u otros estadísticos de la distribución de un conjunto de variables para dos grupos de la población: los pobres y el resto. El aporte de un perfil de pobreza es ofrecer

³⁹ Esto simplifica el problema, ignorando ingresos no laborales y estructuras demográficas del hogar. El modelo se puede ajustar a estas complicaciones.

una estimación de la magnitud de la brecha entre los pobres y el resto de la población en diversas dimensiones que resultan de interés. Los perfiles de pobreza son instrumentos útiles para la caracterización de la pobreza, sugiriendo correlaciones entre el status de pobreza y otras variables.⁴⁰ Si bien en ocasiones pueden servir para motivar un análisis causal, los resultados no son evidencia causal sobre los determinantes de la pobreza, y por ende no constituyen una base sólida para orientar políticas.

En esta sección presentamos perfiles de pobreza de ingreso; un procedimiento similar puede aplicarse a definiciones alternativas de pobreza. Es importante recordar del capítulo 4 que no es posible trazar una línea nítida no arbitraria entre pobres y el resto, por lo que todo perfil depende del criterio escogido para definir privaciones. Los cuadros 5.1 a 5.4 muestran el perfil de la pobreza monetaria en tres países latinoamericanos usando la línea de USD 2.5 por día por persona. La población pobre es caracterizada en términos de variables demográficas, de acceso a vivienda y servicios, educativas y laborales. Los resultados cualitativos son en general los esperables *a priori*.

Es importante confirmar que la diferencia de medias (u otro estadístico) entre el grupo de pobres y el de no pobres sea estadísticamente significativa. Los asteriscos en las columnas *diferencia* de los siguientes cuadros indican la significatividad de la diferencia de medias entre pobres y no pobres para las distintas variables consideradas.

Cuadro 5.1
Perfil de la pobreza monetaria
Variables demográficas (promedios ponderados)

	Honduras, 2006			Paraguay, 2007			Venezuela, 2006		
	Pobres	No pobres	Diferencia	Pobres	No pobres	Diferencia	Pobres	No pobres	Diferencia
Tasa de incidencia	38.8	61.2		21.4	78.6		19.8	80.2	
Distribución etaria									
[0,15]	46.8	33.3	13.4***	47.6	30.7	16.9***	42.9	28.1	14.8***
[16,25]	17.9	23.0	-5.1***	17.0	21.0	-3.9***	16.8	19.5	-2.8***
[26,40]	16.8	20.7	-3.9***	16.5	21.0	-4.5***	20.1	24.8	-4.8***
[41,64]	13.5	17.6	-4.2***	14.1	21.1	-7.0***	15.1	22.2	-7.1***
[65+]	5.1	5.3	-0.3**	4.7	6.2	-1.5***	5.2	5.3	-0.1
Total	100.0	100.0		100.0	100.0		100.0	100.0	
Edad media	22.8	26.4	-3.6***	22.4	28.3	-5.8***	24.0	28.9	-4.8***
Tamaño de familia	5.4	4.3	1.2***	5.4	4.1	1.3***	4.9	4.1	0.8***
Número de niños menores de 12	2.7	1.6	1.2***	2.9	1.5	1.4***	2.4	1.3	1.1***
Proporción de hombres	49.4	47.9	1.4***	50.4	50.1	0.3	48.5	50.7	-2.2***
% hogares con jefatura mujer	23.9	30.4	-6.5***	30.2	26.4	3.8**	43.4	31.4	12.0***

Fuente: elaboración propia sobre la base de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Nota: un individuo es pobre si su ingreso per cápita familiar es inferior a USD 2.5 por día (PPP).

La pobreza es un fenómeno más extendido entre la población joven, sesgo que se acentúa al medir carencia a través del ingreso per cápita familiar. El cuadro 5.1 muestra que en los tres países seleccionados los niños menores de 16 años están sobre-

⁴⁰ Ver Lipton y Ravallion (1995) y UNDP (2005) para discusiones sobre perfiles de pobreza. El Banco Mundial realiza frecuentemente *Poverty Assessments* en países de América Latina y otras partes del mundo, los cuales típicamente incluyen perfiles detallados de la pobreza.

representados en el grupo de los pobres de ingreso. Mientras que el 42.9% de los pobres en Venezuela son niños, sólo el 28.1% de los no pobres pertenecen a ese grupo etario. Si bien como vimos en el capítulo 4, el ajuste por tamaño y composición del hogar reduce las brechas de pobreza en contra de los niños, sigue siendo cierto que la niñez es el período de mayor vulnerabilidad social, donde las carencias pueden condicionar el desarrollo futuro de las personas.⁴¹

Los hogares pobres suelen estar compuestos por más miembros que los no pobres, en particular por más miembros jóvenes. En parte este rasgo se acentúa en el cuadro 5.1, al medir pobreza como insuficiencia de ingreso *per cápita*.

No parece existir un sesgo de género claro en la pobreza monetaria. Mientras que en Honduras la situación de la mujer parece ligeramente más ventajosa (la proporción de hombres es algo superior en el grupo de los pobres y la proporción de hogares con jefatura mujer algo inferior), lo contrario ocurre en Venezuela, y las diferencias no son significativas en Paraguay para la proporción de hombres en el hogar. Esta dispersión de resultados se repite al considerar todos los países de América Latina.⁴²

La población pobre naturalmente habita viviendas más precarias y pequeñas que el resto, con menos acceso a agua potable, saneamiento y electricidad (cuadro 5.2). Las brechas en todos los países son estadísticamente significativas, y en algunos casos resultan enormes. Por ejemplo, mientras que el 59.3% de los hogares no pobres hondureños tiene acceso a un baño con adecuadas condiciones de saneamiento, el porcentaje cae a sólo 17% para el grupo de los hogares pobres. La brecha es semejante en Paraguay y menor, aunque significativa, en Venezuela.

Cuadro 5.2

Perfil de la pobreza monetaria

Vivienda y servicios (promedios ponderados)

	Honduras, 2006			Paraguay, 2007			Venezuela, 2006		
	Pobres	No pobres	Diferencia	Pobres	No pobres	Diferencia	Pobres	No pobres	Diferencia
Número de cuartos	3.7	4.6	-0.9***	2.5	3.4	-0.8***	3.1	3.6	-0.5***
Vivienda precaria	16.3	4.6	11.7***	4.1	1.0	3.1***	17.9	7.7	10.2***
Acceso a agua	72.4	89.3	-16.8***	90.5	97.5	-7.0***	81.8	92.2	-10.3***
Baños con saneamiento	17.0	59.3	-42.3***	36.4	76.1	-39.7***	85.6	93.5	-8.0***
Electricidad	44.9	87.6	-42.7***	89.8	97.8	-8.1***	98.4	99.5	-1.0***

Fuente: elaboración propia sobre la base de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Notas: un individuo es pobre si su ingreso per cápita familiar es inferior a USD 2.5 por día (PPP).

Los indicadores de vivienda precaria no son comparables entre países.

⁴¹ La sesgada distribución etaria de la pobreza es un rasgo que se usa con frecuencia para focalizar programas sociales.

⁴² Debe recordarse que se asume igualdad plena dentro del hogar. Si existe discriminación contra la mujer en el reparto de recursos al interior del hogar, ese sesgo no es captado en las estadísticas.

Las brechas educativas entre pobres y no pobres son significativas en todos los países latinoamericanos. El cuadro 5.3 muestra marcadas ventajas educativas para los no pobres en términos de años de educación, tasas de alfabetismo de la población adulta y tasas de asistencia escolar de los jóvenes. Las diferencias en el acceso a la educación formal son menores, aunque significativas, en el nivel primario, y se magnifican en el nivel medio y superior. En Honduras, por ejemplo, mientras que el 71.6% de los jóvenes no pobres entre 13 y 17 años asiste a algún establecimiento escolar, sólo el 45.6% de los jóvenes en situación de pobreza monetaria lo hace. Las brechas son algo inferiores en Paraguay y considerablemente menores en Venezuela.

Cuadro 5.3
Perfil de la pobreza monetaria
Educación (promedios ponderados)

	Honduras, 2006			Paraguay, 2007			Venezuela, 2006		
	Pobres	No pobres	Diferencia	Pobres	No pobres	Diferencia	Pobres	No pobres	Diferencia
Años de educación									
Total	2.8	5.4	-2.6***	3.8	6.5	-2.7***	4.7	7.1	-2.4***
[10,20]	4.6	6.6	-2.0***	5.7	7.2	-1.5***	6.3	7.4	-1.1***
[21,30]	4.3	8.0	-3.7***	6.8	10.5	-3.7***	8.2	10.4	-2.2***
[31,40]	3.7	7.5	-3.8***	5.6	9.1	-3.4***	7.1	9.9	-2.8***
[41,50]	2.9	6.7	-3.8***	5.0	7.8	-2.8***	6.4	9.1	-2.7***
[51,60]	2.2	5.4	-3.2***	3.9	6.5	-2.6***	5.6	8.0	-2.4***
[61+]	1.3	3.5	-2.2***	3.1	5.1	-2.0***	3.3	5.5	-2.2***
Tasa de alfabetismo	73.8	89.9	-16.0***	89.6	95.1	-5.5***	89.6	95.2	-5.7***
Asistencia escolar									
[6,12]	87.8	95.2	-7.4***	96.1	98.5	-2.4***	95.5	98.2	-2.7***
[13,17]	45.6	71.6	-26.0***	65.6	83.2	-17.7***	80.5	84.2	-3.7***
[18,23]	13.2	31.8	-18.6***	19.0	34.9	-15.9***	42.0	51.8	-9.7***

Fuente: elaboración propia sobre la base de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Nota: un individuo es pobre si su ingreso per cápita familiar es inferior a USD 2.5 por día (PPP).

La gran mayoría de los hombres latinoamericanos están laboralmente activos, ya sea empleados o buscando trabajo. Las diferencias con los no pobres suelen ser no significativas o menores (cuadro 5.4). Las diferencias se agigantan en el caso de las mujeres: las pertenecientes a hogares pobres tienen una inserción laboral sustancialmente menor que el resto. Este hecho no tiene una explicación causal única: el estado de privaciones puede afectar las posibilidades de inserción laboral de las mujeres, o alternatively el hecho que la mujer no trabaje puede determinar la insuficiencia de ingresos del hogar, o finalmente, terceros factores pueden causar conjuntamente las dificultades de la mujer para participar en el mercado de trabajo y del hogar para generar ingresos.

Las tasas de desempleo son, en general, sustancialmente mayores en el grupo de los pobres, lo cual responde en parte a un fenómeno genuino de dificultad de inserción laboral de las personas de pocos recursos, y en parte es también producto de la medición monetaria de la pobreza: una persona desempleada tiene ingresos laborales nulos, lo

cual hace más probable que tenga un ingreso per cápita familiar bajo y sea clasificado como pobre.⁴³

Cuadro 5.4
Perfil de la pobreza monetaria
Empleo (promedios ponderados)

	Honduras, 2006			Paraguay, 2007			Venezuela, 2006		
	Pobres	No pobres	Diferencia	Pobres	No pobres	Diferencia	Pobres	No pobres	Diferencia
En la fuerza laboral									
Hombres [25,55]	95.7	95.1	0.7*	95.4	96.1	-0.7	91.9	96.2	-4.3***
Mujeres [25,55]	32.0	56.2	-24.2***	59.0	69.2	-10.1***	50.0	68.2	-18.2***
Tasa de desempleo									
Hombres [25,55]	1.5	1.8	-0.3	4.8	2.2	2.5***	19.8	4.9	14.9***
Mujeres [25,55]	4.3	3.0	1.3***	9.9	3.8	6.2***	22.8	7.3	15.5***
Trabajo "informal"	77.6	48.3	29.3***	93.8	62.6	31.2***	70.6	44.2	26.3***
Sectores									
Actividades primarias	68.5	19.1	49.4***	68.8	22.2	46.6***	20.5	9.4	11.1***
Industrias trabajo-intensivas	7.2	13.8	-6.6***	3.4	6.6	-3.2***	4.4	5.7	-1.3***
Industrias capital-intensivas	1.5	4.9	-3.3***	3.2	6.4	-3.2***	5.9	7.3	-1.4***
Construcción	3.7	7.8	-4.0***	2.1	6.6	-4.5***	9.9	10.0	-0.1
Comercio	10.4	27.7	-17.3***	13.3	26.1	-12.8***	25.3	24.5	0.8
Transporte y servicios	1.1	5.1	-4.0***	0.8	4.8	-4.0***	6.4	9.3	-2.8***
Servicios calificados	0.7	4.4	-3.7***	0.5	4.6	-4.1***	3.2	5.4	-2.1***
Administración pública	0.7	4.1	-3.4***	0.4	4.2	-3.8***	0.8	3.3	-2.5***
Educación y salud	4.2	10.6	-6.4***	3.5	12.0	-8.5***	13.9	20.8	-7.0***
Servicio doméstico	1.9	2.6	-0.7***	4.1	6.6	-2.5***	9.6	4.3	5.3***
Total	100.0	100.0		100.0	100.0		100.0	100.0	

Fuente: elaboración propia sobre la base de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Nota: un individuo es pobre si su ingreso per cápita familiar es inferior a USD 2.5 por día (PPP).

Los trabajadores pobres son más propensos a tener actividades laborales informales en empleos como trabajadores independientes, en firmas pequeñas y precarias, en trabajos marginales de baja productividad o sin protección social.⁴⁴ Las diferencias con la población no pobre son marcadas. Por ejemplo, mientras que el 62.6% de los no pobres tiene empleos informales en Paraguay 2007, esa proporción se incrementa a 93.8% para los trabajadores pobres.

La pobreza de ingresos es particularmente severa en las áreas rurales. Este fenómeno se refleja en una sobre-representación de los trabajadores en actividades primarias en la población pobre; en particular, esto se observa en países con una alta proporción de población rural, como Honduras y Paraguay. En estos dos países, casi el 70% de la población empleada pobre por ingresos trabaja en actividades primarias. En sociedades más urbanizadas, los sectores de servicio doméstico, construcción y comercio están también sobre-representados entre la población pobre.

La estructura de fuentes de ingresos de pobres y no pobres difiere significativamente (cuadro 5.5).⁴⁵ En ambos casos, y dadas las deficiencias en las encuestas para captar ingresos de capital, la fuente principal de ingresos es el ingreso laboral. Pero mientras

⁴³ Ver Lipton y Ravallion (1995) para una discusión de las diferencias en tasas de desempleo entre pobres y no pobres.

⁴⁴ Ver Gasparini y Tornarolli (2009) para evidencia empírica sobre informalidad y pobreza en América Latina basada en encuestas de hogares.

⁴⁵ En este cuadro, a diferencia de los anteriores, se incluye a Uruguay en reemplazo de Venezuela, por problemas en la discriminación de ingresos no laborales en la encuesta de hogares venezolana.

que el auto-empleo está sobre-representado entre los pobres, es el trabajo asalariado y como patrón en la propia firma el que predomina entre los no pobres. Las diferencias en los ingresos no laborales también son claras, con mayor relevancia de las transferencias en el caso de los pobres (en relación a su peso para los no pobres), y de los ingresos de capital y pensiones entre los no pobres.

Cuadro 5.5
Perfil de la pobreza monetaria
Estructura de ingresos

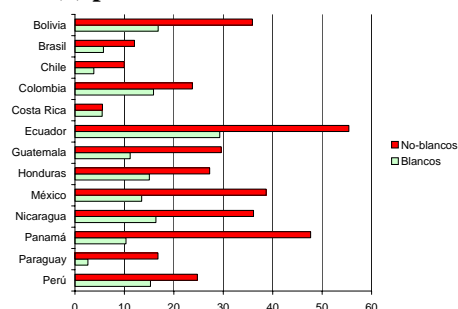
	Honduras, 2006			Paraguay, 2007			Uruguay, 2007		
	Pobres	No pobres	Diferencia	Pobres	No pobres	Diferencia	Pobres	No pobres	Diferencia
Ingreso individual									
Laboral	76.2	79.7	-3.5**	84.4	85.7	-1.3	58.7	71.0	-12.3**
No-laboral	23.8	20.3	3.5**	15.6	14.3	1.3	41.3	29.0	12.3**
Total	100.0	100.0		100.0	100.0		100.0	100.0	
Ingreso laboral									
Trabajo asalariado	53.8	52.2	1.5	36.3	50.9	-14.7**	54.7	68.3	-13.6**
Auto-empleo	19.1	17.8	1.3	59.2	27.4	31.8**	43.6	17.1	26.5**
Propia firma	3.2	13.8	-10.7**	4.5	21.7	-17.2**	0.4	12.8	-12.3**
Otro	24.0	16.1	7.9				1.2	1.8	-0.6
Total	100.0	100.0		100.0	100.0		100.0	100.0	
Ingreso no laboral									
Capital	1.0	6.4	-5.4**	1.8	12.8	-10.9**	0.1	12.5	-12.4**
Pensiones	0.7	7.3	-6.7**	0.0	21.1	-21.1**	23.4	70.5	-47.1**
Transferencias	98.3	86.2	12.1**	86.0	58.8	27.2**	74.6	15.0	59.7**
Otros				12.1	7.3	4.8	1.8	2.0	-0.2
Total	100.0	100.0		100.0	100.0		100.0	100.0	

Fuente: elaboración propia sobre la base de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Nota: un individuo es pobre si su ingreso per cápita familiar es inferior a USD 2.5 por día (PPP).

Típicamente, las tasas de pobreza difieren significativamente entre grupos étnicos. La clasificación por raza es controversial y a menudo difícil de implementar con la información disponible en las encuestas de hogares. De cualquier forma, en América Latina los resultados son casi siempre semejantes a los de las figuras 5.1 y 5.2: la pobreza en los grupos no blancos, como sea que estén definidos, es superior a la de los grupos blancos.

Figura 5.1
Perfil de la pobreza monetaria
FGT(1) por etnicidad

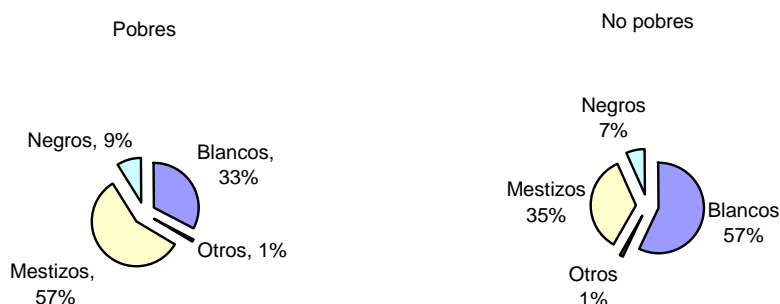


Fuente: Busso, Cicowiez y Gasparini (2005).

Nota: clasificación por etnicidad basada en respuestas a encuestas de hogares.

Un individuo es pobre si su ingreso per cápita familiar es inferior a USD 2.5 por día (PPP).

Figura 5.2
Distribución de población por etnicidad
Brasil, 2007



Fuente: elaboración propia sobre la base de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Nota: clasificación por etnicidad basada en respuestas a PNAD 2007.

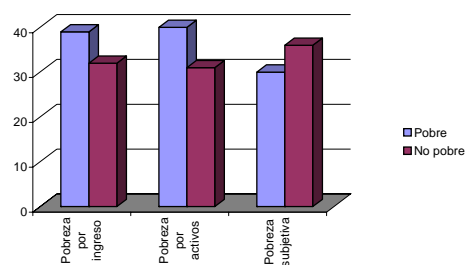
Un individuo es pobre si su ingreso per cápita familiar es inferior a USD 2.5 por día (PPP).

Aunque a grandes rasgos los perfiles son semejantes al usar definiciones alternativas de pobreza, hay resultados contrapuestos. Por ejemplo, se mencionó en la sección de pobreza subjetiva que a partir de datos de la encuesta mundial de Gallup se encontró que mientras para el agregado de América Latina la tasa de pobreza monetaria es ligeramente decreciente en la edad, el resultado es el opuesto cuando se considera la pobreza subjetiva. Del mismo modo, debe tenerse en cuenta que a veces los resultados cualitativos de los perfiles no cambian, pero las magnitudes de ciertos fenómenos son distintas. Por ejemplo, de la encuesta Gallup se obtiene que la diferencia en el tamaño del hogar entre los pobres y no pobres definidos en función del ingreso per cápita familiar es de 1.05 miembros. En cambio, entre los pobres subjetivos la diferencia es de apenas 0.22.⁴⁶ Tomemos un último ejemplo de la encuesta Gallup 2006. En ese sondeo de opinión se pregunta por la satisfacción con los esfuerzos que se realizan en el país para aliviar el problema de la pobreza. El promedio latinoamericano nunca supera el 40% de satisfacción, pero lo que es más sorprendente es que mientras los pobres por ingreso tienden a estar algo más satisfechos que los no pobres con la política social, el resultado se revierte al clasificar a la población según pobreza subjetiva (figura 5.3).⁴⁷

⁴⁶ Posiblemente en parte esta discrepancia responda a que al usar el ingreso per cápita para definir pobreza monetaria se “castiga” demasiado a familias numerosas - ignorando economías de escala -, las cuales legítimamente no se sienten pobres.

⁴⁷ Ver Gasparini, Marchionni, Olivieri y Sosa Escudero (2011) para posibles interpretaciones de este resultado.

Figura 5.3
Tasas de satisfacción con esfuerzos para tratar el problema de la pobreza
Promedio de América Latina



Fuente: Gasparini, Marchionni, Olivieri y Sosa Escudero (2011) sobre la base de la encuesta mundial de Gallup 2006.

5.2. Perfiles condicionados⁴⁸

Los cuadros anteriores presentan un análisis no condicional que, aunque ilustrativo, es incompleto. Por ejemplo, se reporta que los pobres tienen menos educación que los no pobres, pero sin controlar por el hecho que son también en promedio más jóvenes, siendo la edad una variable que ciertamente afecta el nivel educativo de manera independiente al status de pobreza. Para realizar un perfil *condicionado* de la pobreza es usual estimar modelos econométricos de variables binarias.⁴⁹ Siendo $p_i=0,1$ el status binario de pobreza de la persona i , lo usual es estimar un modelo no lineal como el siguiente:

$$(5.1) \quad E(p_i | X_i) = F(X_i\beta)$$

Las dos alternativas más frecuentes para $F(\cdot)$ son la función de distribución acumulada normal estándar, de la cual surge el modelo *probit*

$$(5.2) \quad F(X_i\beta) = \Phi(X_i\beta) = \int_{-\infty}^{X_i\beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

y la función logística, de la que surge el modelo *logit*

$$(5.3) \quad F(X_i\beta) = \frac{e^{X_i\beta}}{1 + e^{X_i\beta}}$$

En ambos casos, las funciones $F(\cdot)$ tienen la conveniente propiedad de estar acotadas entre 0 y 1, a diferencia del indicador lineal $X_i\beta$.

El cuadro 5.6 muestra los resultados de estimar un modelo de pobreza monetaria en algunos países de América Latina en 2006.

⁴⁸ Agradecemos especialmente a Mariana Marchionni por la ayuda en esta sección.

⁴⁹ Una alternativa más eficiente es usar al ingreso o consumo como variable dependiente y no dicotomizarla, aunque en parte se pierde el espíritu del análisis de pobreza.

Cuadro 5.6
Perfil condicionado de pobreza
Línea de pobreza: USD 2.5 por día por persona

Variables explicativas	Variable dependiente: Hogar pobre			
	Argentina	Brasil	México	Venezuela
Años de educación del jefe	-0.048*** (0.014)	-0.094*** (0.005)	-0.070*** (0.009)	-0.098*** (0.007)
Años de educación del jefe al cuadrado	-0.001 (0.001)	0.002*** (0.000)	0.001 (0.001)	0.002*** (0.000)
Edad del Jefe	0.003 (0.008)	-0.024*** (0.003)	-0.019*** (0.005)	-0.007* (0.004)
Edad del Jefe al cuadrado	-0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000* (0.000)
Cantidad de miembros entre 0 y 15 años	0.289*** (0.013)	0.471*** (0.007)	0.304*** (0.012)	0.372*** (0.008)
Cantidad de miembros entre 16 y 25 años	0.248*** (0.019)	0.341*** (0.010)	0.083*** (0.016)	0.277*** (0.011)
Cantidad de miembros entre 26 y 40 años	0.130*** (0.030)	0.172*** (0.013)	-0.026 (0.021)	0.204*** (0.014)
Cantidad de miembros entre 41 y 64 años	0.252*** (0.036)	0.322*** (0.015)	0.124*** (0.025)	0.258*** (0.017)
Cantidad de miembros mayores de 65 y más años	0.173*** (0.059)	-0.055* (0.033)	0.316*** (0.034)	0.380*** (0.028)
Jefe hombre	-0.183*** (0.042)	-0.280*** (0.014)	-0.106*** (0.038)	-0.199*** (0.023)
Jefe Casado	-0.391*** (0.049)		-0.139*** (0.040)	-0.146*** (0.025)
Jefe desocupado	0.894*** (0.060)	0.855*** (0.024)	0.997*** (0.099)	0.839*** (0.037)
Hogar urbano		-0.057*** (0.019)	-0.388*** (0.029)	
Agua en la vivienda	-0.116 (0.110)	-0.306*** (0.021)	-0.185*** (0.036)	-0.016 (0.043)
Baño en la vivienda	-0.276*** (0.048)	-0.122*** (0.019)	-0.433*** (0.054)	-0.072 (0.078)
Vivienda con materiales precarios	0.289*** (0.068)	0.272*** (0.036)	0.250*** (0.031)	0.182*** (0.036)
Cloacas en la vivienda	-0.205*** (0.039)	-0.069*** (0.020)	0.043 (0.056)	-0.043 (0.080)
Número de perceptores de ingreso	-0.905*** (0.028)	-1.290*** (0.012)	-0.565*** (0.016)	-1.221*** (0.015)
Número de personas por habitación	0.155*** (0.015)	0.163*** (0.016)	0.117*** (0.022)	0.062*** (0.009)
Dummie region 2	0.193*** (0.054)	0.545*** (0.020)	0.350*** (0.054)	0.334*** (0.037)
Dummie region 3	0.213*** (0.070)	0.039* (0.024)	0.217*** (0.072)	0.228*** (0.032)
Dummie region 4	0.408*** (0.057)	-0.158*** (0.028)	0.135** (0.054)	0.359*** (0.037)
Dummie region 5	-0.084 (0.068)	-0.227*** (0.029)	0.287*** (0.052)	0.129*** (0.039)
Dummie region 6	0.419*** (0.061)		0.843*** (0.054)	0.019 (0.037)
Dummie region 7			0.496*** (0.056)	0.124*** (0.041)
Dummie region 8			0.434*** (0.066)	
Constante	-0.197 (0.217)	0.893*** (0.071)	0.223 (0.154)	0.345*** (0.109)
Observaciones	24689	125030	20277	38335
Pseudo R2	0.3710	0.4509	0.3316	0.3890

Error estandar entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

¿Cómo interpretar los coeficientes de estos modelos? El efecto marginal de la variable x_j es el cambio en la probabilidad de ser pobre ante un cambio marginal en esa variable. Formalmente,

$$(5.4) \quad \frac{\partial E(p_i | X_i)}{\partial x_j} = \beta_j f(X_i \beta)$$

Nótese que (i) dado que $f(.) > 0$, el signo del efecto coincide con el del coeficiente β_j , y (ii) el efecto marginal de x_j no es constante, dependiendo del valor del vector X donde se lo evalúe. Una opción frecuente es evaluar los efectos marginales en las medias muestrales de las variables, eligiendo algún valor para las variables binarias independientes.

Los efectos relativos comparan los efectos marginales de dos variables explicativas. Por ejemplo, para las variables x_k y x_j , el efecto relativo viene dado por:

$$(5.5) \quad \frac{\partial E(p_i)/\partial x_k}{\partial E(p_i)/\partial x_j} = \frac{\beta_k f(X_i \beta)}{\beta_j f(X_i \beta)} = \frac{\beta_k}{\beta_j}$$

Nótese que los efectos relativos son constantes y no dependen del valor de las X . El efecto marginal de variables discretas (por ejemplo, binarias) no puede obtenerse derivando. Supongamos que el modelo de probabilidad viene dado por:

$$(5.6) \quad E[p_i | X_i, d_i] = F(\beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_K X_{Ki} + \delta d_i)$$

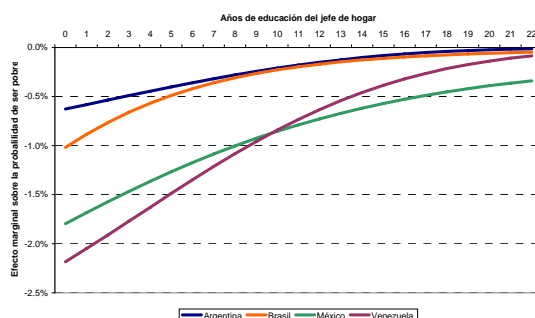
donde d toma únicamente los valores 0 y 1 (por ejemplo, d puede indicar el sexo del individuo). El efecto de d sobre la probabilidad de pobreza se obtiene haciendo

$$(5.7) \quad E[p_i | X, d = 1] - E[p_i | X, d = 0] = F(\beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_K X_{Ki} + \delta) - F(\beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_K X_{Ki})$$

El efecto de d también depende del valor que tomen todas las variables X .

La figura 5.4 ilustra los efectos marginales sobre la probabilidad de ser pobre a medida que se incrementan los años de educación del jefe de hogar. En todos los casos los efectos son negativos (más educación está asociada a menor pobreza) y menos intensos a medida que crece el número de años de educación.

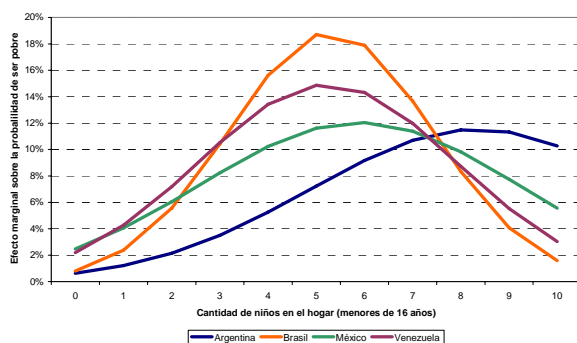
Figura 5.4
Efecto marginal sobre la probabilidad de ser pobre
Años de educación del jefe de hogar



Fuente: elaboración propia a partir de los resultados del cuadro 7.6.

La figura 5.5 repite el ejercicio para la cantidad de niños y jóvenes menores de 18 años en el hogar. Esta vez los efectos marginales son positivos y, en general, con forma de campana.

Figura 5.5
Efecto marginal sobre la probabilidad de ser pobre
Niños en el hogar



Fuente: elaboración propia a partir de los resultados del cuadro 7.6.

El modelo (5.6) provee otros resultados que caracterizan a la población pobre. Controlando por otros factores, la probabilidad de ser pobre está en general asociada a la edad, el género, el estado civil y el status ocupacional del jefe de hogar. En todos los países existen diferencias significativas en la probabilidad de pobreza entre regiones. Finalmente, la pobreza monetaria está asociada a menor acceso a servicios de agua y saneamiento y baja calidad de la vivienda.

Es importante discutir la interpretación del modelo (5.6) y el uso que podemos hacer de él. La alternativa que privilegiamos en esta sección es la del modelo condicionado de pobreza como un instrumento para *caracterizar* ese fenómeno. De acuerdo a los resultados del modelo, los individuos más pobres tienen en general menos educación, viven en áreas más precarias y tienen una inserción más débil en el mercado laboral. Estas son características *asociadas* a la pobreza, pero no necesariamente determinantes *causales* de la misma. Es posible, de hecho, que la escasez de ingresos que caracteriza la pobreza sea en parte la razón de la falta de educación, del hecho de vivir en ciertas áreas marginales, o de no poder realizar ciertas acciones que le posibiliten una mejor inserción laboral (e.g. mejor búsqueda de trabajo, mejores contactos, disponibilidad de transporte, etc). Obviamente también puede pensarse en situaciones donde la pobreza, la escasa educación, la localización geográfica o el desempleo son todos determinados conjuntamente por otros factores más profundos como la discriminación, ciertos condicionamientos culturales u otros.

La presencia de variables como el acceso a ciertos servicios básicos en el modelo (5.6) hace aun más clara la interpretación del modelo como una caracterización, más que como una explicación causal de la pobreza. Es probable que la calidad de la vivienda afecte por algún canal a la posibilidad de generar ingresos, pero la causalidad opuesta

parece aun más factible: la escasez de ingresos determina la imposibilidad de acceder a una vivienda mejor. La calidad de la vivienda es entonces una característica asociada a la pobreza, más que un determinante causal exógeno de la misma.

Dicho esto, modelos semejantes a los vistos en esta sección son a menudo usados implícitamente con un sentido causal – por ejemplo para evaluar el impacto de un aumento de los niveles educativos sobre la tasa de pobreza en el país – y, por ende, como instrumentos para orientar la política social.

6. POBREZA Y GEOGRAFÍA

Las privaciones no están distribuidas uniformemente en el espacio. Las diferencias en las tasas de pobreza se manifiestan tanto entre países como dentro de microespacios, como pueblos o barrios de ciudades. La caracterización geográfica de las privaciones no es sólo relevante desde un punto de vista descriptivo, sino especialmente como instrumento de política económica. La ayuda internacional, partidas del presupuesto nacional y ciertos programas sociales suelen focalizarse a partir de información geográfica de la pobreza. La manera más ilustrativa de presentar esta información es a través de *mapas de pobreza* en los que se indica el nivel de privaciones de cada área geográfica.

Un problema central en el análisis geográfico de la pobreza es el de la significatividad estadística de los resultados. Las encuestas de hogares suelen ser representativas sólo de grandes regiones y, por lo tanto, insuficientes para estudios al nivel municipal o barrial. Por su lado, los censos abarcan a toda la población, pero incluyen pocas preguntas para una caracterización más comprehensiva de la pobreza. En particular, típicamente no incorporan preguntas de consumo o ingreso.

6.1. Pobreza monetaria

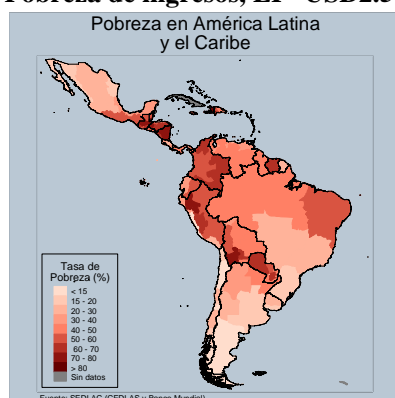
Las encuestas de hogares incluyen al menos una variable de localización geográfica de cada observación, indicando la región en la que habita el hogar. A menudo se incorporan otras variables con más información sobre su ubicación – ciudad, barrio, área censal –, aunque el escaso número de observaciones en general no permite un estudio estadístico a esos niveles de desagregación.

La figura 6.1 muestra un mapa de la pobreza monetaria en América Latina usando las regionalizaciones que proponen los institutos de estadística en las encuestas de hogares de los países. La pobreza monetaria es un problema particularmente grave en el Altiplano boliviano, en la zona andina y selvática de Perú y Ecuador, en el Nordeste brasileiro, en Centroamérica al norte de Costa Rica, y en la región de Chiapas en México.

De cualquier forma, debe recordarse que la pobreza no es uniforme al interior de ninguna de las regiones graficadas. Aun en las áreas que la figura 6.1 identifica como de

baja pobreza, existen zonas con alta concentración de personas pobres, usualmente en los suburbios de ciudades o en zonas rurales aisladas.

Figura 6.1
El mapa de la pobreza en América Latina
Tasa de incidencia de la pobreza monetaria, 2006
Pobreza de ingresos, LP=USD2.5



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Las regiones con mayor y menor tasa de pobreza de América Latina, de acuerdo a la regionalización de la figura anterior, se listan en el cuadro 6.1.

Cuadro 6.1
Regiones con mayor y menor pobreza en América Latina
Pobreza de ingresos, LP=USD 2.5

Regiones con menores tasas de pobreza			Regiones con mayores tasas de pobreza		
Región	País	Tasa de Pobreza	Región	País	Tasa de Pobreza
Magallanes y de la Antártica Chilena	Chile	2.0	Norte	Guatemala	63.0
Antofagasta	Chile	2.4	Occidente	Honduras	61.4
Region Metropolitana	Chile	3.4	Potosí	Bolivia	60.3
Atacama	Chile	3.8	Central	Nicaragua	56.8
Interior Sur	Uruguay	3.8	Atlántico	Nicaragua	55.3
Tarapaca	Chile	3.9	Nor-Occidente	Guatemala	54.0
Libertador General Bernardo O'Higgins	Chile	4.1	Oriente	Honduras	53.7
Interior Centro Sur	Uruguay	4.9	Sierra Norte	Perú	52.7
Aisen del General Carlos Ibanez del Campo	Chile	5.0	Central	Honduras	51.2
Costa Central	Perú	5.5	Atlántica	Colombia	50.5
Valparaíso	Chile	5.7	Chuquisaca	Bolivia	48.0
Central	Costa Rica	5.8	Sur	Honduras	48.0
Patagonia	Argentina	5.9	Sierra Central	Perú	47.6
Los Lagos	Chile	6.0	Centro	Paraguay	41.5
Noreste	México	6.0	Sur-Oriente	Guatemala	41.1
Montevideo	Uruguay	6.0	Sierra Sur	Perú	41.0

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

El cuadro 6.2 muestra las tasas de pobreza monetaria en las regiones de Perú, utilizando líneas de pobreza alternativas. Es interesante notar que el ordenamiento entre regiones no siempre se mantiene. De cualquier forma, del cuadro emerge un claro patrón geográfico: la pobreza es relativamente baja en la región metropolitana de Lima y la Costa Urbana, alta en la Sierra Rural y Selva Rural, e intermedia en el resto del país.

Cuadro 6.2
Pobreza por regiones en Perú, 2007

	1.25 USD	2.5 USD	4 USD	Extrema	Moderada
National	6.0	19.8	35.1	10.7	34.0
Costa Urbana	1.0	6.7	22.1	1.5	22.8
Sierra Urbana	3.3	12.9	29.2	6.6	31.8
Selva Urbana	2.5	13.3	32.0	9.3	36.4
Costa Rural	6.4	23.2	46.7	8.2	33.3
Sierra Rural	20.3	56.9	77.7	35.5	68.3
Selva Rural	8.7	41.0	69.9	20.0	50.1
Lima Metropolitana	0.4	2.0	8.1	0.4	15.5

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Las marcadas diferencias socioeconómicas entre regiones a menudo están asociadas a tensiones políticas y sociales que se manifiestan en la dimensión geográfica. La figura 6.2, por ejemplo, muestra las sustanciales diferencias entre las tasas de pobreza del Altiplano de Bolivia (Potosí, Chuquisaca) y la región del Llano (Santa Cruz de la Sierra, Pando y Beni). En México, las diferencias entre el Sur y el resto del país son también notorias.

Figura 6.2
El mapa de la pobreza en Bolivia y México

Bolivia, 2007



México, 2006

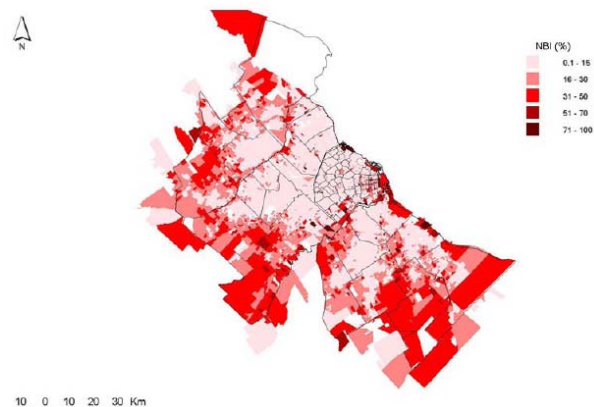


Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

6.2. Pobreza no monetaria

La información típicamente contenida en los censos permite crear algunos indicadores de pobreza no monetaria y graficarlos con un alto nivel de desagregación geográfica. Por ejemplo, la figura 6.3 muestra el porcentaje de hogares pobres en el área del Gran Buenos Aires, sobre la base de una definición de NBI semejante a la discutida en la sección 2 de este capítulo.

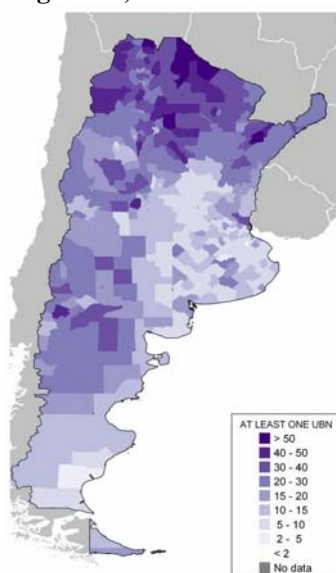
Figura 6.3
Mapa de la pobreza por NBI
Gran Buenos Aires



Fuente: Cruces, Ham y Tetaz (2008).

La figura 6.4 extiende el mapa al total de la Argentina, con información desagregada al nivel departamental.

Figura 6.4
El mapa de la pobreza
Argentina, 2001



Fuente: elaboración propia sobre la base del Censo 2001.

6.3. Combinando encuestas de hogares y censos

Si bien los censos permiten construir mapas de variables sociales al nivel de desagregación deseado, no tienen información de las dos principales variables con las que se aproxima el bienestar individual y se mide pobreza – el consumo y el ingreso.

Una manera de aliviar esta deficiencia es estimar alguna de estas variables en función de información socioeconómica que sí es relevada en el censo.

Supongamos que queremos estimar el consumo de cada hogar relevado por el censo para realizar un mapa de pobreza monetaria detallado, o para combinar con otros indicadores no monetarios y construir un mapa de pobreza multidimensional. Un procedimiento sencillo consiste en estimar un modelo del consumo familiar con datos de la encuesta de hogares y aplicar los parámetros resultantes a los datos del censo.⁵⁰

Formalmente, puede estimarse

$$(6.1) \quad \ln x_h = X_h \beta + \varepsilon_h$$

con información de la encuesta, donde x_h es una proxy del nivel de vida de cada uno de los individuos que componen el hogar h , X_h es un vector de variables comunes a la encuesta de hogares y el censo asociadas al nivel de consumo del hogar (e.g. estructura demográfica, educación, condiciones laborales) y un término estocástico ε_h . El supuesto usual es que ε_h es un error *i.i.d* con distribución normal $N(0, \sigma^2)$.⁵¹

Si p_h es el indicador binario de pobreza del hogar h , su esperanza puede escribirse como

$$(6.2) \quad E(p_h) = pr(x_h < z) = pr(\ln x_h < \ln z)$$

Reemplazando $\ln x_i$ por la ecuación anterior y operando,

$$(6.3) \quad E(p_h) = pr(X_h \beta + \varepsilon_h < \ln z) = pr(\varepsilon_h < \ln z - X_h \beta) = pr\left(\frac{\varepsilon_h}{\sigma} < \frac{\ln z - X_h \beta}{\sigma}\right)$$

Nótese que el primer término del último paréntesis es una variable con distribución normal $N(0,1)$, por lo que

$$(6.4) \quad E(p_h) = \Phi\left[\frac{\ln z - X_h \beta}{\sigma}\right]$$

donde Φ indica el valor del argumento en la distribución acumulada normal estandarizada. Esta ecuación puede ser utilizada para estimar la probabilidad de ser pobre de cada hogar h presente en el censo. Para ello, debemos reemplazar el vector de coeficientes β y el desvío estándar de los errores σ por sus valores estimados con la muestra de la encuesta de hogares.

El paso final consiste en agregar las probabilidades de pobreza de cada hogar correspondiente a una determinada área geográfica identificada en el censo para obtener una estimación de la tasa de incidencia de la pobreza. Formalmente, debe computarse

$$(6.5) \quad E(H) = \frac{1}{N} \sum_h \Phi\left[\frac{\ln z - X_h \hat{\beta}}{\hat{\sigma}}\right]$$

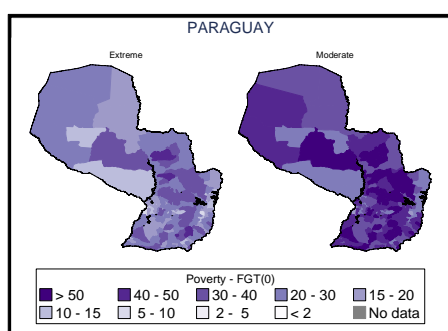
⁵⁰ Se reproduce la propuesta de Hentschel, Lanjouw, Lanjouw y Poggi (2000) y Elbers, Lanjouw y Lanjouw (2001) conocida como *small-area estimation*.

⁵¹ Ver Apéndice III para una discusión sobre la estimación de modelos de ingreso y consumo.

para cada área geográfica. Nótese que $E(H)$ es la media de la probabilidad de pobreza de cada hogar, y no la proporción de los hogares para los que la esperanza de x_i es inferior a z .⁵²

La aplicación de este procedimiento requiere contar con una encuesta de hogares y un censo relevados en años cercanos y con información sobre un número amplio de variables que permitan estimar modelos de consumo o ingreso con un poder predictivo razonable. La figura 6.5 reproduce un mapa de pobreza de Paraguay, realizado con una variante de esta técnica.⁵³

Figura 6.5
Mapa de la pobreza en Paraguay



Fuente: Robles y Santander (2004) utilizando metodología de *small-area estimation*.

6.4. Correlación espacial

Las áreas geográficas con pobreza relativamente alta suelen estar próximas unas de otras, lo cual sugiere una correlación espacial positiva de la pobreza. Existen varias medidas para medir correlación espacial, de las cuales la más utilizada es el índice de Moran⁵⁴ definido como,

$$(6.6) \quad M = \frac{\sum_i \sum_j \omega_{ij} n_i n_j}{S.m}$$

donde i y j son dos áreas geográficas, ω_{ij} es un ponderador creciente en la cercanía de i y j , $n_i = x_i - \mu$, donde x_i indica el valor de la variable x en la ubicación i comparado con la media μ , y

⁵² Calcular la pobreza de la segunda manera puede generar un pequeño sesgo (ver Ravallion, 1988).

⁵³ Esta técnica ha sido utilizada en varios países para focalizar fondos de programas sociales. En Guatemala, por ejemplo, el mapa de pobreza a nivel municipal ayudó a reestructurar el Sistema de Inversión Público Nacional (SIPN), mientras que en Panamá sirvió para ayudar a focalizar el Fondo de Inversión Social (SIF).

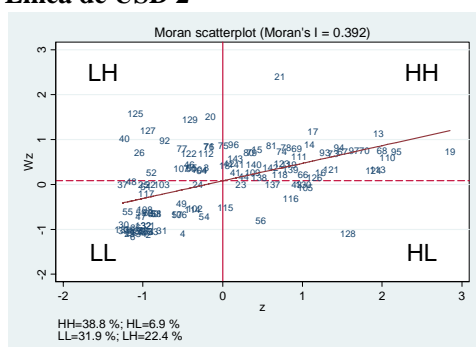
⁵⁴ Véase Anselin (1988) para más detalles y limitaciones de este índice.

$$(6.7) \quad S = \sum_i \sum_j \omega_{ij} \quad m = \sum_i n_i^2 / N$$

La “cercanía” que reflejan los ponderadores ω_{ij} puede ser aproximada en función de la distancia o contigüidad de las áreas geográficas. Por ejemplo, un criterio aplicado en los cuadros y gráficos siguientes es fijar $\omega_{ij}=1$ si los puntos medios de las regiones i y j están localizados a menos de k kilómetros de distancia, y 0 en otro caso.

La figura 6.6 muestra el gráfico de Moran para el conjunto de regiones al nivel sub-nacional de todos los países de América Latina. Cada región está representada por un punto definido por su ingreso medio relativo al promedio latinoamericano n (la variable en el eje horizontal) y un promedio ponderado del ingreso relativo de sus vecinos (Wn). Por ejemplo, aquellos puntos en el cuadrante noreste (denominado HH) ilustran regiones con ingreso relativo alto ($n>0$) y con vecinos de ingreso alto ($Wn>0$). Nótese que la gran mayoría de las regiones se ubican en los cuadrantes HH y LL denotando una correlación espacial positiva. De hecho, el índice de autocorrelación espacial de Moran es positivo y significativo (0.392).

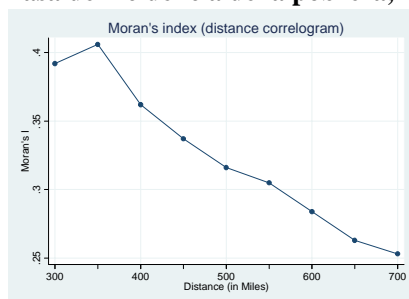
Figura 6.6
Gráfico de Moran de las regiones de América Latina
Basado en distancia
Tasa de incidencia de la pobreza, 2006
Línea de USD 2



Fuente: Gasparini, Gluzmann, Sánchez y Tornarolli (2008).

La figura 6.7 muestra el correlograma de distancia del índice de Moran, es decir el índice a medida que cambia el umbral k de kilómetros de distancia para considerar a una región como vecina. A medida que k aumenta sobre el eje horizontal el concepto de “vecino” se vuelve más lejano y el índice de correlación cae significativamente.

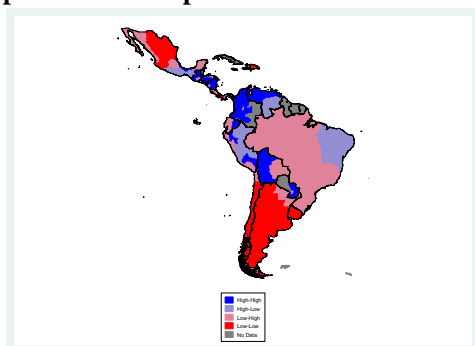
Figure 6.7
Correlograma del índice de Moran
Tasa de incidencia de la pobreza, 2006



Fuente: Gasparini, Gluzmann, Sánchez y Tornarolli (2008).

El gráfico de Moran provee el insumo básico para construir regionalizaciones sobre la base de similitudes, en este caso de tasas de pobreza. La figura 6.8 muestra una regionalización posible en América Latina, distinguiendo áreas de alta pobreza en azul y de baja pobreza en rojo. El Cono Sur aparece con claridad como una región uniforme de baja pobreza. En el otro extremo, es posible definir una región de alta pobreza en la región andina, extendiéndose de Bolivia hasta Venezuela, casi sin interrupciones. Finalmente, se puede formar otra región de alta pobreza en el centro y norte de Centroamérica y sur de México.

Figura 6.8
Regionalización de América Latina
por clusters de pobreza basados en distancia



Fuente: Gasparini, Gluzmann, Sánchez y Tornarolli (2008).

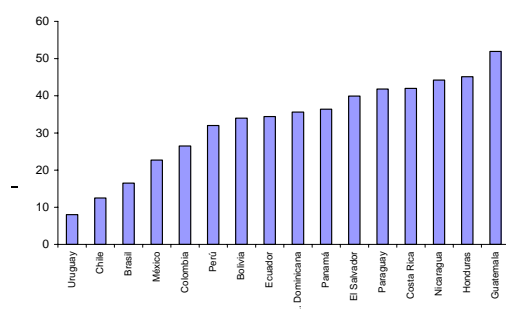
6.5. La división urbano-rural

A pesar del proceso de urbanización experimentado desde la segunda guerra mundial – desacelerado en las últimas décadas –, una fracción importante de la población latinoamericana vive en áreas rurales. En la práctica, clasificar a un área como urbana o rural no es sencillo, ya que el problema de identificación que extensamente discutimos

en el caso de pobreza, se aplica a este tema. Existen claras diferencias entre una ciudad y el campo, pero la transición entre ambas áreas es generalmente gradual, implicando ambigüedades en las definiciones. De hecho, no existe un criterio incuestionable que permita delimitar áreas urbanas y rurales, por lo que cada país elige su propia definición. En las encuestas de hogares latinoamericanas cada observación es asignada a algún área, urbana o rural, de acuerdo al criterio elegido por el país. En general, estos criterios surgen de cuatro factores: el tamaño poblacional, los límites administrativos, la disponibilidad de servicios y el tipo de actividad económica.⁵⁵ Las diferentes formas de definir área rural generan algunas dificultades de comparación entre países.

La figura 6.9, aun teniendo en cuenta estos problemas de comparación, es sugestiva. Los países del Cono Sur tiene escasa población rural (de hecho en Argentina ni siquiera se incluyen áreas rurales en la encuesta), mientras que la proporción de personas que habitan áreas rurales es superior al 40% en casi toda América Central.

Figura 6.9
Proporción de población rural en las encuestas de hogares
Circa 2007



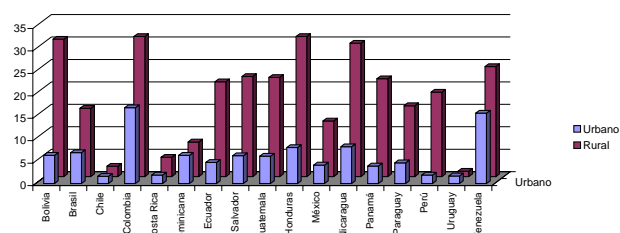
Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

La pobreza es un fenómeno más marcado en las áreas rurales que en las urbanas. En general, este resultado se mantiene con independencia de la forma en que se mide pobreza. En ciertas mediciones las diferencias se exacerban, como en el caso de la pobreza de ingreso, dadas las mayores dificultades en captar correctamente el ingreso en áreas rurales donde es común la producción de autoconsumo y los ingresos estacionales.⁵⁶ La figura 6.10 muestra el indicador de brecha de la pobreza FGT(1) urbano y rural en los países de la región. En todos ellos, salvo Uruguay, las diferencias en contra de las zonas rurales resultan substanciales. Las brechas también se manifiestan en aquellos países donde es posible computar pobreza monetaria por consumo (figura 6.11).

⁵⁵ Cicowiez, Gasparini, Gutiérrez y Tornarolli (2006) discuten con detalle estos puntos.

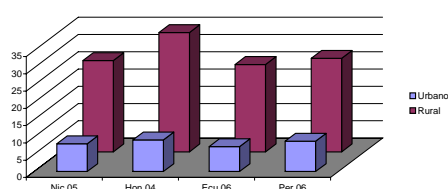
⁵⁶ Sobre los problemas de la medición de la pobreza rural, consultar Tornarolli (2007).

Figura 6.10
Indicador de brecha de la pobreza por ingreso FGT(1)
LP USD 2.5



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Figura 6.11
Indicador de brecha de la pobreza por consumo FGT(1)
Línea de pobreza moderada oficial

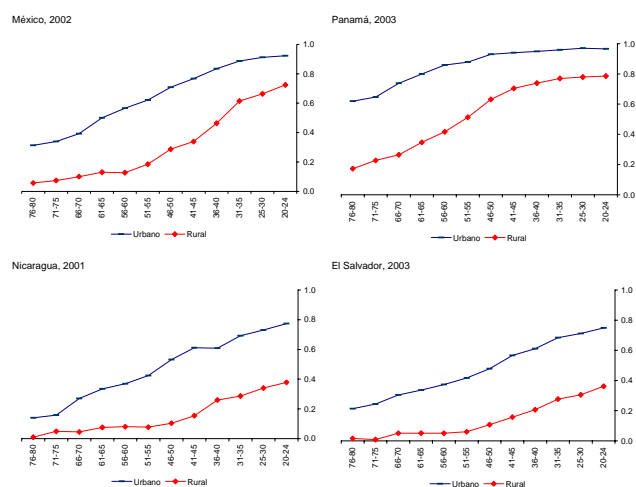


Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Las áreas rurales no sólo están desfavorecidas en términos de ingreso o consumo, sino también en el acceso a una variedad de bienes y servicios básicos. La figura 6.12, por ejemplo, muestra las tasas de graduación escolar por rango de edades para las áreas urbanas y rurales de cuatro países latinoamericanos. Si bien las zonas rurales están en desventaja, el gráfico ilustra con claridad un fenómeno esperanzador: el notable aumento de la tasa de escolarización primaria a lo largo de las generaciones en todos los países de la región, en todas las áreas. Este aumento, en general, no ha sido uniforme geográficamente. Las brechas urbano-rural se han acortado en algunas economías (e.g. México y Panamá) y se han agrandado en otras (e.g. Nicaragua y El Salvador).

Los gráficos ilustran una dinámica común del acceso a servicios básicos: inicialmente el acceso crece más rápidamente en los grupos más favorecidos – en este caso las áreas urbanas – por lo que la brecha se ensancha. Con el tiempo, cuando el acceso en esos grupos alcanza niveles altos difíciles o imposibles de incrementar, la brecha comienza a reducirse.

Figura 6.12
Tasa de graduación de la escuela primaria por rango etario



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

APÉNDICE: EN LA PRÁCTICA

Combinar bases de datos

En muchos casos, las encuestas de hogares contienen dos archivos; uno con información referida a los hogares, y otro con información referida a las personas. En muchas situaciones, sin embargo, resulta conveniente construir una nueva base de datos que contenga variables de ambos archivos. De hecho, las encuestas ya procesadas que pueden descargarse del sitio web del libro contienen, en la mayoría de los casos, variables que fueron obtenidas de las bases de datos de hogares y personas. El código que se muestra a continuación ilustra, utilizando la EPH de Argentina 2006 como ejemplo, cómo pueden combinarse bases de datos de hogares y personas.

La línea 4 carga en memoria la base de datos de hogares de la EPH de Argentina de 2006; en ella, cada fila representa un hogar. En la línea 7 se eligen las variables de la base de datos de hogares que se desean agregar a la base de datos de personas; en el ejemplo, se trata de variables relacionadas con características de la vivienda (ver instructivo EPH en el sitio web del libro). Las variables *codusu* y *nro_hogar* son las que identifican unívocamente a cada hogar de la encuesta, por lo que se emplean para realizar la unión de las bases de datos. Una vez ordenada, la base de datos se guarda en el disco rígido mediante el comando *save* (línea 13), la opción *replace* sobrescribe, en caso de ser necesario, el archivo temporal.dta. La unión de las bases de datos sólo puede realizarse si ambas bases de datos están ordenadas por las variables *codusu* y *nro_hogar* (ver líneas 10 y 18). El comando *joinby* se utiliza para combinar las dos bases de datos (línea 21). Con el comando *joinby*, la información de cada hogar contenida en la base de hogares se asigna a cada uno de los individuos que, según la base de personas, conforman dicho hogar.⁵⁷

```

1 * cap5-union-db.do
2
3 * abrir la base de datos de hogares
4 use "ush_t606.dta"
5
6 * retener solo las variables de interes
7 keep codusu nro_hogar iv* iil ii2 ii7 ix_tot
8
9 * ordenar la base de datos por las variables que se emplean para union
10 sort codusu nro_hogar
11
12 * guardar la base de datos de hogares
13 save "temporal.dta", replace
14
15 * cargar la base de datos de personas
16 drop _all
17 use "usp_t606.dta"
18 sort codusu nro_hogar
19
20 * unir las bases de datos según codusu nro_hogar
21 joinby codusu nro_hogar using "temporal.dta"
22

```

⁵⁷ Cabe aclarar que el mismo resultado podría obtenerse empleando el comando *merge*.

Las líneas de código 23-39 se utilizan para generar la variable *precaria* que identifica individuos que habitan en viviendas consideradas precarias. En nuestro caso, se trata de viviendas que son pieza de inquilinato, pieza en hotel o pensión, local no construido para habitación, o viviendas ubicadas en villas de emergencia.

```

23 *### vivienda "precario"
24 /*
25 IV1 N(1) Tipo de vivienda (por observación)
26 1. Casa
27 2. Departamento
28 3. Pieza de inquilinato
29 4. Pieza en hotel/pensión
30 5. Local no construido para habitación
31 6. Otros
32
33 IV12_3 N(1) La vivienda está ubicada en villa de emergencia (por observación)
34 1 = Si
35 2 = No
36 */
37 gen precaria=.
38 replace precaria=1 if iv1==3 | iv1==4 | iv1==5 | iv1==6 | iv12_3==1
39 replace precaria=0 if iv12_3==2 & (iv1==1 | iv1==2)
40

```

El bloque de código siguiente (líneas 41-64) se emplea para identificar viviendas construidas con materiales precarios; igual que antes, el resultado se asigna a cada uno de los miembros del hogar. En el caso de Argentina, una vivienda está construida con materiales precarios si (1) los pisos son principalmente de ladrillo suelto o tierra, o (2) si el techo está construido con chapa de cartón o caña, tabla, paja con barro o paja sola. La definición de la variable *matpreca* varía entre países.

```

41 *### material de construccion "precario"
42 /*
43 IV3 N(1) Los pisos interiores son principalmente de...
44 1. Mosaico/baldosa/madera/cerámica/alfombra
45 2. Cemento/ladrillo fijo
46 3. Ladrillo suelto/tierra
47
48 IV4 N(2) La cubierta exterior del techo es de...
49 1. Membrana/cubierta asfáltica
50 2. Baldosa/losa sin cubierta
51 3. Pizarra/teja
52 4. Chapa de metal sin cubierta
53 5. Chapa de fibrocemento/plástico
54 6. Chapa de cartón
55 7. Caña/tabla/paja con barro/paja sola
56 9. N/S. Depto en propiedad horizontal
57
58 IV5 N(1) El techo tiene cielorraso/revestimiento interior?
59 1 = Si
60 2 = No
61 */
62 gen matpreca=0
63 replace matpreca=1 if (iv3==3 | iv4==6 | iv4==7)
64 replace matpreca=. if (iv3==. & iv4==.)
65

```

El número de habitaciones de la vivienda se computa directamente a partir de la variable *iil* (ver líneas 66-73); notar que se consideran como missing los hogares que reportan

viviendas con cero o más de 30 habitaciones. El número de dormitorios se calcula en las líneas 75-81.

```

66 *### numero habitaciones
67 /*
68 II1 N(2) Cuántos ambientes/habitaciones tiene este hogar para su uso
69     exclusivo?
70 */
71 gen habita=.
72 replace habita=ii1
73 replace habita=. if (habita<=0 | habita>30)
74
75 *### numero dormitorios
76 /*
77 II2 N(2) De esos, cuántos usan habitualmente para dormir?
78 */
79 gen dormi=.
80 replace dormi=ii2
81 replace dormi=. if (dormi<=0 | dormi>30)
82

```

En las líneas 83-98 se genera la variable *agua* que vale 1 para los individuos que habitan en hogares con acceso a agua por cañería dentro o fuera de la vivienda pero dentro del terreno donde se ubica la vivienda, y vale cero si el acceso al agua está fuera del terreno donde se ubica la vivienda.

```

83 *### agua
84 /*
85 IV6 N(1) Tiene agua...
86     1. Por cañería dentro de la vivienda
87     2. Fuera de la vivienda pero dentro del terreno
88     3. Fuera del terreno
89
90 IV7 N(1) El agua es de...
91     1. Red pública (agua corriente)
92     2. Perforación con bomba a motor
93     3. Perforación con bomba manual
94 */
95
96 gen agua=.
97 replace agua=1 if iv6==1 | iv6==2
98 replace agua=0 if iv6==3
99

```

En las líneas 100-120 generamos la variable *banio* que vale 1 sólo para las viviendas con baño con inodoro con botón, mochila o cadena y arrastre de agua. En todos los demás casos, la variable *banio* vale cero. Por último, la variable *cloacas* vale 1 sólo para los hogares que habitan en viviendas con acceso a la red pública de cloacas.

```

100 *### baño
101 /*
102 IV8 N(1) ¿Tiene baño/letrina?
103     1 = Si
104     2 = No
105
106 IV9 N(1) El baño o letrina está...
107     1. Dentro de la vivienda
108     2. Fuera de la vivienda pero dentro del terreno
109     3. Fuera del terreno
110

```

```

111 IV10 N(1) El baño tiene...
112 1. Inodoro con botón/mochila/cadena y arrastre de agua
113 2. Inodoro sin botón/cadena y con arrastre de agua (a balde)
114 3. Letrina (sin arrastre de agua)
115 */
116 gen banio=.
117 replace banio=0 if iv8==2
118 replace banio=0 if iv9==3
119 replace banio=0 if (iv10==2 | iv10==3)
120 replace banio=1 if iv10==1
121
122 /*
123 IV11 N(1) El desagüe del baño es...
124 1. A red pública (cloaca)
125 2. A cámara séptica y pozo ciego
126 3. Sólo a pozo ciego
127 4. A hoyo/excavación en al tierra
128 */
129 gen cloacas=.
130 replace cloacas=1 if iv11==1
132 replace cloacas=0 if (banio==0 | iv11==2 | iv11==3 | iv11==4)

```

Las variables que generamos en esta sección se utilizan en lo que resta de este apéndice para computar indicadores de pobreza multidimensional y perfiles de pobreza. Las encuestas disponibles para descargar en el sitio web del libro contienen las variables *miembros*, *habita*, *matpreca*, *agua*, *banio*, *aedu*, y *cloacas*, pero con información sólo para el jefe de hogar.

Medidas de pobreza multidimensional

En este primer apartado se muestra cómo puede replicarse el Cuadro 2.1 del texto sobre tasas de pobreza multidimensional en Nicaragua, Perú y Uruguay. En las bases de datos disponibles en el sitio web las variables correspondientes a características de la vivienda sólo tienen valor asignado al jefe de hogar; valen missing para los demás miembros del hogar.⁵⁸

Las líneas 5 a 10 del bloque de código siguiente asignan a todos los miembros del hogar las variables que sólo están definidas para el jefe de hogar; como se mencionó, se trata de variables relacionadas con las características de la vivienda, que típicamente se encuentran en las bases de datos de hogares y no de personas. Se emplea un bucle *foreach* para iterar a través de la lista de variables “*habita*, *matpreca*, *agua*, *banio*” (ver línea 6); en cada iteración, la macro local *i* tiene asignado el nombre de cada una de estas variables.⁵⁹ Por ejemplo, en la primera iteración, la línea 7 genera la variable *habita_aux* como el número de habitaciones del hogar en el que vive cada encuestado; notar que el promedio se computa sólo a partir del valor de *habita* que tiene asignado el jefe de hogar, única observación de cada hogar que tiene valor en esta variable. Así, se transfiere el valor de la variable *habita* que tiene asignado el jefe de hogar a los demás miembros del hogar.

⁵⁸ Los datos se organizan de esta manera sólo por conveniencia al momento de realizar tabulados al nivel de hogar.

⁵⁹ Nótese que en STATA[®] se emplea el espacio para separar los elementos de una lista.

En las líneas 12-14 se genera el primer indicador, que vale 1 para los individuos con ingreso per cápita familiar inferior a 2 dólares, equivalentes a 564.11 córdobas para Nicaragua en 2005. El segundo indicador (ver variable *indic2*) vale 1 para los individuos que viven en hogares con más de tres miembros por habitación (líneas 16-21). En las líneas 23-27 se computa el tercer indicador, que vale 1 para los individuos que viven en hogares construidos con materiales precarios. Las líneas 29-46 son similares pero se refieren a los tres indicadores restantes.

Las líneas 48-54 muestran el porcentaje de individuos que cumplen (variable=1) y no cumplen (variable=0) con cada uno de los 6 indicadores construidos. La variable *cnt* contiene el número de privaciones de cada individuo (ver línea 57). Las líneas 59-65 generan las variables *pobre1* a *pobre6* que valen 1 de acuerdo con la cantidad de privaciones que sufre cada individuo. Por ejemplo, la variable *pobre4* vale 1 para los individuos que tienen 4 o más privaciones (i.e., *cnt* es mayor o igual 4), y cero en caso contrario.

```

1 * cap5-multidimensional.do
2
3 * asignar a todos los miembros del hogar el valor de las variables que solo
4 * tiene el jefe
5 sort id
6 foreach i of varlist habita matpreca agua banio {
7   by id: egen `i'_aux = mean(`i')
8   replace `i' = `i'_aux
9   drop `i'_aux
10 }
11
12 * (1) ipcf < 2.5 usd
13 gen indic1 = 1 if ipcf < 564.119195972785
14 replace indic1 = 0 if indic1 == .
15
16 * (2) +3 miembros por cuarto
17 gen rat_miembros_cuartos = miembros / habita
18 gen aux = 1 if rat_miembros_cuartos > 3 & rat_miembros_cuartos != .
19 replace aux = 0 if aux == .
20 bysort id: egen indic2 = max(aux)
21 drop aux
22
23 * (3) vivienda construida material precario
24 gen aux = 1 if matpreca == 1
25 replace aux = 0 if aux == .
26 by id: egen indic3 = max(aux)
27 drop aux
28
29 * (4) vivienda sin acceso adecuado a agua potable
30 gen aux = 1 if agua == 0
31 replace aux = 0 if aux == .
32 by id: egen indic4 = max(aux)
33 drop aux
34
35 * (5) vivienda sin acceso baño sanitario
36 gen aux = 1 if banio == 0
37 replace aux = 0 if aux == .
38 by id: egen indic5 = max(aux)
39 drop aux
40
41 * (6) educacion promedio jefe y conyuge menor 7 años
42 by id: egen aedu_avg = mean(aedu) if jefe==1 | conyuge==1
43 gen aux = 1 if aedu_avg < 7 & jefe == 1
44 replace aux = 0 if aux == .
45 by id: egen indic6 = max(aux)
46 drop aux
47
48 * mostrar resultados indicadores individuales

```

```

49 tabulate indic1 [w=pondera]
50 tabulate indic2 [w=pondera]
51 tabulate indic3 [w=pondera]
52 tabulate indic4 [w=pondera]
53 tabulate indic5 [w=pondera]
54 tabulate indic6 [w=pondera]
55
56 * contar condiciones
57 gen cnt = indic1 + indic2 + indic3 + indic4 + indic5 + indic6
58
59 * condicion de pobreza segun cantidad privaciones
60 forvalues i = 1(1)6 {
61   gen pobre`i' = 1 if cnt >= `i'
62   replace pobre`i' = 0 if pobre`i' == .
63
64   tabulate pobre`i' [w=pondera]
65 }

```

El código a continuación permite reproducir el Cuadro 2.2 del texto sobre pobreza multidimensional computada con el índice de Bourguignon y Chakravarty (BC). El cómputo del índice de BC se realiza empleando sólo las observaciones que tienen información para las tres dimensiones consideradas en el texto; la línea 4 elimina las observaciones con “missing” en al menos una de esas dimensiones. En las líneas 6-9 se eligen los parámetros α y θ , y la cantidad de dimensiones a utilizar para calcular el índice de BC; los valores se almacenan en las macros locales alpha, theta y dim_t, respectivamente.

En las líneas 11-26 se generan las variables correspondientes a cada dimensión, los escalares que contienen los umbrales o líneas de pobreza, y los escalares con los ponderadores de cada dimensión (ver expresión (2.9) en el texto del capítulo). La segunda dimensión (i.e., personas por cuarto), por tratarse de un indicador positivamente relacionado con la pobreza, se introduce de manera inversa (ver líneas 16-21). La línea de pobreza de 564.11 córdobas también corresponde a Nicaragua en 2005.

En la línea 28 se genera la variable *suma_brechas* como igual a cero; como su nombre lo indica, esta variable se utilizará para almacenar la suma de las brechas individuales. La línea 29 inicia un bucle que itera a través de las dimensiones que forman parte del indicador de pobreza multidimensional – recordar que la macro local dim_t contiene el número total de dimensiones que se consideran en el análisis. Las líneas 30 y 31 generan la brecha individual para la dimensión i. La sentencia *scalar(umbral`i')* evita confundir el escalar de nombre umbral`i' con una variable con igual nombre, si existiera. De acuerdo con la expresión (2.4) en el texto del capítulo, la brecha vale cero para los individuos que no cumplen con la condición de pobreza; es decir, para aquellos con variable indicadora que supera el umbral o línea de pobreza.

La línea 34 multiplica las brechas individuales por el ponderador correspondiente al mismo tiempo que las eleva a la potencia “theta”. La línea 38 computa la suma de las brechas de las “dim_t” dimensiones consideradas.

La línea 42 calcula, para cada individuo, la suma de las brechas ponderadas elevadas a la potencia (α/θ), siempre que la suma de las brechas sea distinta de cero. Por último, las líneas 44-45 computan el índice BC como el cociente entre la suma ponderada de las

brechas individuales almacenadas en la variable *suma_brechas* y la población de referencia.

```

1 * cap5-multidimensional-bc.do
2
3 * utilizar observaciones "completas" -> con informacion para las 3 dimensiones
4 keep if ipcf != . & rat_miembros_cuartos != . & aedu_avg != .
5
6 local theta = 1
7 local alpha = 2
8 * total dimensiones
9 local dim_t = 3
10
11 * (1) ipcf < 2.5 usd
12 gen dim1 = ipcf
13 scalar umbral1 = 564.119195972785
14 scalar wt1 = 1
15
16 * (2) +3 miembros por cuarto
17 * indicador positivamente relacionado con pobreza ->
18 * emplear inversa (indicador + umbral)
19 gen dim2 = 1/rat_miembros_cuartos
20 scalar umbral2 = 1/3
21 scalar wt2 = 1
22
23 * (3) educacion promedio jefe y conyuge menor 7 años
24 gen dim3 = aedu_avg
25 scalar umbral3 = 7
26 scalar wt3 = 1
27
28 gen suma_brechas = 0
29 forvalues i = 1(1)`dim_t' {
30   gen brecha`i' = 1 - dim`i'/scalar(umbral`i') if dim`i' < scalar(umbral`i')
31   replace brecha`i' = 0 if brecha`i' == .
32
33   * construir brechas ponderadas
34   replace brecha`i' = scalar(wt`i')/`dim_t' * brecha`i'^`theta'
35
36   * computar suma de las brechas
37   * suma_brechas = 0 solo si todas las brechas = 0
38   replace suma_brechas = suma_brechas + brecha`i'
39
40 }
41
42 replace suma_brechas = suma_brechas ^ (`alpha'/`theta') if suma_brechas != 0
43
44 summ suma_brechas [w=pondera]
45 display "BC = " r(sum)/r(sum_w)

```

El siguiente bloque de código puede emplearse para replicar el Cuadro 2.3 sobre pobreza multidimensional estimada con el índice de Alkire y Foster (AF). En las líneas 6 y 7 se asignan valores a las macros locales *alpha* y *k*, respectivamente. La macro local *k* se emplea para almacenar el número de privaciones que debe padecer un individuo para ser considerado pobre. Las líneas 11 a 26 son idénticas a las utilizadas anteriormente para computar el índice de BC. El código comprendido entre las líneas 29-33 se ejecuta para cada una de las dimensiones que forman parte del índice AF -- ver bucle *forvalues* en la línea 28. La línea 29 genera las brechas individuales elevadas a la potencia *alpha*, siguiendo la fórmula (2.10) del texto. La variable *pobre`i'* vale 1 para los individuos que son identificados como pobres en la dimensión *i* (ver línea 33). En nuestro ejemplo, se trata de las variables *pobre1*, *pobre2* y *pobre3*. La línea 37 genera la variable *cnt* que contiene el número de dimensiones en que cada individuo fue identificado como pobre; vale cero para los individuos no pobres. La utilización de la

función `rsum` del comando `egen` considera como ceros los valores missing de las variables que se suman.

La variable *pobre_k* vale 1 para los individuos que son pobres en, al menos, *k* dimensiones; notar la condición `if` en la línea 38. La variable *pobre_k* vale cero para los demás individuos (ver línea 39).

La línea 41 genera la variable *suma_brechas* que, como antes, se emplea más abajo para almacenar la suma de las brechas en cada una de las dimensiones consideradas. La línea 42, al igual que la 28, itera a través de las “*dim_t*” dimensiones de pobreza que se analizan, tres en nuestro caso; la macro local *i* se emplea como contador de dimensiones – contiene el número de dimensión en cada iteración.

En la línea 45 se reemplaza el valor de la variable *brecha`i`* por cero para los individuos con menos de *k* privaciones; es decir, a todos los individuos que no son pobres en (al menos) *k* dimensiones, se les asigna una brecha igual a cero en la dimensión *i*. La línea 48 reemplaza la brecha correspondiente a la dimensión *i* por el producto entre la brecha y su ponderador, que se almacena en el escalar *wt`i`*, (i.e., *wt1*, *wt2* y *wt3* en nuestro caso). La línea 52 computa la suma de las brechas ponderadas.

Por último, la línea 56 calcula el índice AF como el cociente entre la suma ponderada de las brechas – notar el empleo de [*w=pondera*] – y el producto de la población de referencia y el número total de dimensiones considerado; notar que el denominador corresponde al máximo valor que puede tomar el numerador.

```

1 * cap5-multidimensional-bc.do
2
3 * utilizar observaciones "completas" -> con informacion para las 3 dimensiones
4 keep if ipcf != . & rat_miembros_cuartos != . & aedu_avg != .
5
6 local alpha = 2
7 local k = 2
8 * total dimensiones
9 local dim_t = 3
10
11 * (1) ipcf < 2.5 usd
12 gen dim1 = ipcf
13 scalar umbral1 = 564.119195972785
14 scalar wt1 = 1
15
16 * (2) +3 miembros por cuarto
17 * indicador positivamente relacionado con pobreza ->
18 * emplear inversa (indicador + umbral)
19 gen dim2 = 1/rat_miembros_cuartos
20 scalar umbral2 = 1/3
21 scalar wt2 = 1
22
23 * (3) educacion promedio jefe y conyuge menor 7 años
24 gen dim3 = aedu_avg
25 scalar umbral3 = 7
26 scalar wt3 = 1
27
28 forvalues i = 1(1)`dim_t' {
29   gen brecha`i' = (1 - dim`i'/umbral`i')^`alpha' if dim`i' < umbral`i'
30   replace brecha`i' = 0 if brecha`i' == .
31
32   * identificar si pobre en dimension i
33   gen pobre`i' = 1 if brecha`i' != 0
34 }
35
36 * identificar pobres en, al menos, k dimensiones

```

```

37 egen cnt = rsum(pobre1 pobre2 pobre3)
38 gen pobre_k = 1 if cnt >= `k'
39 replace pobre_k = 0 if pobre_k == .
40
41 gen suma_brechas = 0
42 forvalues i = 1(1)`dim_t' {
43
44     * brechas positivas solo si numero de privaciones >= k
45     replace brecha`i' = 0 if pobre_k !=1
46
47     * construir brechas ponderadas
48     replace brecha`i' = scalar(wt`i')*brecha`i'
49
50     * computar suma de las brechas
51     * suma_brechas = 0 solo si todas las brechas = 0
52     replace suma_brechas = suma_brechas + brecha`i'
53 }
54
55 summ suma_brechas [w=pondera]
56 display "AF = " r(sum)/(`dim_t'*r(sum_w))

```

Se deja como ejercicio para el lector elaborar programas que permitan computar los índices de pobreza multidimensional de Bourguignon y Chakravarty y Alkire y Foster.

Perfiles de pobreza

El bloque de código a continuación puede emplearse para computar el perfil de pobreza monetaria para vivienda y servicios que se muestra en el Cuadro 5.2. El código del ejemplo se aplica a Paraguay en 2007. La línea 7 genera la variable *hh* que vale 1 para una única observación de cada hogar; ver función *tag* del comando *egen*. La variable *pobre* vale 1 para aquellos individuos que son identificados como pobres monetarios, empleando la línea de pobreza de 2 dólares diarios – equivalente a 205970 guaraníes en 2007. Las líneas 12-13 tabulan, para pobres y no pobres, el promedio de las variables *habita*, *matpreca*, *agua*, *banio* y *elect*. En los casos de variables dicotómicas (i.e., las últimas cuatro), el promedio muestra la proporción de hogares que tienen la característica indicada.

Por último, las líneas 15-18 emplean el comando *ttest* para evaluar la significatividad estadística de la diferencia de medias entre pobres y no pobres para las variables incluidas en la lista de variables de la línea 15. La opción *by(pobre)* del comando *ttest* hace que el test de diferencia de medias se realice entre los distintos valores que puede asumir la variable *pobre*, 1 y 0 en nuestro caso.

```

1 * cap5-perfil-pobreza.do
2
3 * eliminar observaciones incoherentes
4 drop if cohhl=1
5
6 * seleccionar una observacion por hogar
7 egen hh = tag(id)
8
9 gen pobre = 1 if ipcf < 205970.366048256
10 replace pobre = 0 if pobre == .
11
12 table pobre [w=pondera] if hh==1, c(mean habita mean matpreca mean agua mean /*
13 */                                banio mean elect)
14
15 * test de medias

```

```

16 foreach i of varlist habita matpreca agua banio elect {
17   ttest `i' if hh==1, by(pobre)
18 }

```

Perfiles de pobreza condicionados

El bloque de código siguiente permite replicar el Cuadro 5.6, que muestra perfiles condicionados de pobreza. En el ejemplo se emplea la encuesta de México en 2006. Las líneas 6 y 7 identifican a los individuos pobres empleando la línea de 2 dólares, equivalente a 608 pesos mexicanos en 2006. Las líneas 9-14 identifican a los individuos que pertenecen a distintos grupos etarios: [0,15], [16,25], [26,40], [41,64], y [65,+]. Las líneas 16-26 computan el número de miembros en cada rango de edad en cada hogar; para ello, se emplea la función `sum` del comando `egen` combinado con la sentencia `by`. Así, para cada hogar identificado en la encuesta se calcula el número de miembros que pertenecen a un determinado rango de edad, asignando el resultado a todos los miembros del hogar. Las líneas 24-37 generan las demás variables que se emplean en el perfil de pobreza. La línea 37 tabula la variable *region* al mismo tiempo que genera variables dummies que identifican a cada una de las regiones de la encuesta; las variables dummies son *reg1* a *reg8* -- ver opción `generate` del comando `tabulate`.

Las líneas 39-42 contienen la sentencia que estima el modelo probit para la probabilidad de ser pobre, para los jefes de hogar. Las líneas 44-52 computan los efectos marginales para distintos años de educación del jefe de hogar (i.e., 0 a 22). Las líneas 45 y 46 generan las variables que se utilizan luego para graficar los efectos marginales para distintos valores de la variable *aedu*. La sentencia `margins` (ver línea 48) puede emplearse luego de estimar un modelo probit para computar efectos marginales; en nuestro caso, referidos a la variable *aedu* (ver opción `dydx`) evaluados para los ``i'` años de educación del jefe de hogar (ver opción `at`). El comando `margins`, por ser de la clase `r`, almacena resultados en `r(resultado)` (ver capítulo 2). En particular, en `r(b)` almacena la matriz con los efectos marginales estimados. La línea 49 copia la matriz de efectos marginales `r(b)` en la matriz `q`. La línea 50 reemplaza el valor de la observación número ``i'+1` de la variable *dydx_g* por la celda [1,1] de la matriz `q`; en el ejemplo, la matriz `q` tiene una única celda. Por último, la línea 53 grafica la relación entre las variables *dydx_g* y *aedu_jefe_g*.

Alternativamente, podría emplearse la sentencia `margins, dydx(aedu) at(aedu=(0(1)22))` para estimar los efectos fijos para todo el rango de años de educación del jefe de hogar. En este caso, la matriz `r(b)` es de dimensión 1x23.

```

1 * cap5-perfil-condicionado-pobreza.do
2
3 * eliminar observaciones incoherentes
4 drop if cohhl!=1
5
6 gen pobre = 1 if ipcf < 608.245331889043
7 replace pobre = 0 if pobre == .
8
9 * grupos etarios
10 gen edad0015 = 1 if edad <= 15
11 gen edad1625 = 1 if edad >= 16 & edad <=25
12 gen edad2640 = 1 if edad >= 26 & edad <=40

```



```

13 gen edad4164 = 1 if edad >= 41 & edad <=64
14 gen edad65mas = 1 if edad >= 65
15
16 * numero de miembros en cada grupo etario
17 sort id
18 by id: egen miembros_edad0015 = sum(edad0015)
19 by id: egen miembros_edad1625 = sum(edad1625)
20 by id: egen miembros_edad2640 = sum(edad2640)
21 by id: egen miembros_edad4164 = sum(edad4164)
22 by id: egen miembros_edad65mas = sum(edad65mas)
23
24 gen aedu2 = aedu^2
25 gen edad2 = edad^2
26 gen rat_miembros_cuartos = miembros / habita
27 /*
28 1 = Noroeste
29 2 = Norte
30 3 = Noreste
31 4 = Centro-Occidente
32 5 = Centro-Este
33 6 = Sur
34 7 = Oriente
35 8 = Peninsula de Yucatan
36 */
37 tabulate region, generate(reg)
38
39 probit pobre aedu aedu2 edad edad2 miembros_edad0015 miembros_edad1625 /*
40 */ miembros_edad2640 miembros_edad4164 miembros_edad65mas hombre casado /*
41 */ desocupa urbano agua banio matpreca cloacas rat_miembros_cuartos perii /*
42 */ reg2-reg8 [pw=pondera] if jefe==1
43
44 * efectos marginales años educacion jefe de hogar
45 gen dydx_g = .
46 gen aedu_jefe_g = .
47 forvalues i = 0(1)22 {
48     margins, dydx(aedu) at(aedu=`i')
49     matrix q = r(b)
50     replace dydx_g = q[1,1]*100 if _n == `i'+1
51     replace aedu_jefe_g = `i' if _n == `i'+1
52 }
53 line dydx_g aedu_jefe_g

```