
POBREZA Y DESIGUALDAD EN AMERICA LATINA:

CONCEPTOS, HERRAMIENTAS Y APLICACIONES

Capítulo 7

DESIGUALDAD:

EXTENSIONES

Esta versión: 27 de junio, 2011 *

* Este documento es un borrador del capítulo 7 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 (cedlas.econo.unlp.edu.ar). Por favor, no citar sin permiso. Se agradecen los comentarios.

Índice del Capítulo 7

1.	INTRODUCCION	3
2.	DESIGUALDAD NO MONETARIA	4
3.	DESIGUALDAD MULTIDIMENSIONAL.....	37
4.	DESIGUALDAD ENTRE GRUPOS.....	47
5.	POLARIZACIÓN, SEGREGACIÓN Y CLASES.....	57
6.	DESIGUALDAD DE OPORTUNIDADES.....	74
7.	MOVILIDAD	81
8.	BIENESTAR AGREGADO	93
	APÉNDICE: EN LA PRÁCTICA.....	105

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 la desigualdad restringiendo el análisis al espacio unidimensional de alguna variable monetaria. Sin embargo, es claro que en el mundo real las inequidades se manifiestan en múltiples dimensiones. Las personas difieren en sus niveles de ingreso y consumo, pero también en el acceso a servicios públicos básicos como agua y saneamiento, en el acceso a la educación, la salud, la seguridad y una vivienda digna, y en sus posibilidades de participar activamente en el mercado laboral, en la vida comunitaria y en las decisiones políticas. Si bien muchos de estos factores están correlacionados con el ingreso, restringir el análisis sólo al aspecto monetario resulta en una simplificación excesiva de la visión de las inequidades sociales.

La sección 2 de este capítulo comienza por tratar el problema de la medición de la desigualdad en variables no monetarias, presentando ejemplos de disparidades educativas, sanitarias y de acceso a vivienda, servicios básicos y bienes durables. La sección 3 aborda el tema de la medición de la desigualdad en un marco multidimensional, cubriendo tres alternativas: el análisis independiente por atributo, los índices multidimensionales y las condiciones de dominancia estocástica.

El típico estudio distributivo considera a las personas (u hogares) como unidades primarias de análisis. En la sección 4 de este capítulo ubicamos a las personas dentro de grupos caracterizados por alguna variable común: región de residencia, nivel educativo, género o etnia. El estudio de la desigualdad entre grupos es útil como forma de entender la desigualdad agregada y como instrumento para focalizar la política económica. La sección 5 profundiza el análisis de la distribución por grupos revisando la literatura de polarización y segregación, de mayor tradición en otras ciencias sociales y de creciente relevancia en Economía. En ciertos enfoques analíticos y en muchas discusiones políticas es usual agrupar a las personas según su fuente de ingreso (trabajadores y empresarios) o su clase social (baja, media, alta). La sección 5 también incluye algunos desarrollos sobre estos puntos.

Como discutimos en el capítulo anterior, posiblemente la concepción de equidad más generalmente aceptada sea la de igualdad de oportunidades. Las diferencias en las condiciones que enfrentan las personas para desarrollar sus vidas son más relevantes que las diferencias en los resultados efectivos, ya que éstos están en parte determinados por elecciones voluntarias. Pese a su atractivo, la medición de la igualdad de oportunidades enfrenta varios problemas de implementación. La literatura específica recién se está desarrollando, por lo que este tema ocupa todavía un lugar secundario. Es muy probable que con el tiempo la desigualdad de oportunidades merezca un lugar más protagónico que el que ocupa en este libro. En la sección 6 de este capítulo tratamos de hacer algo de justicia a esta naciente literatura.

En el capítulo anterior estudiamos la desigualdad desde una perspectiva estática. En la realidad, en cambio, las distribuciones del ingreso están en permanente movimiento. El estudio de la movilidad de ingresos tiene fuertes implicancias normativas. Se sostiene

que la desigualdad es menos preocupante si ocurre en un contexto de movilidad social que en un escenario rígido, con escasas expectativas de cambio. La inmovilidad puede volver socialmente intolerable una distribución relativamente no tan desigual. La sección 7 de este capítulo provee un resumen de algunos de los principales instrumentos para estudiar movilidad social desde una perspectiva empírica.

La evaluación del desempeño de una sociedad debe realizarse considerando la distribución del nivel de vida en su conjunto y no sólo alguna de sus características, como su dispersión (aproximada mediante alguna medida de desigualdad), o su posición central (aproximada usualmente por la media). La literatura de bienestar agregado ha desarrollado instrumentos para evaluar distribuciones y ordenarlas en términos de preferencias sociales. La sección 8 presenta algunos de estos instrumentos con aplicaciones al caso latinoamericano.

2. DESIGUALDAD NO MONETARIA

Existen argumentos que fomentan la extensión de la medición de la desigualdad a variables no monetarias. Desde una perspectiva utilitarista, se sostiene que el ingreso no contiene toda la información necesaria para captar el bienestar individual. Quienes priorizan la concepción de igualdad de oportunidades encuentran esencial evaluar las disparidades en el acceso a variables no monetarias (como educación y salud) que determinan las condiciones sobre las cuales una persona puede desarrollarse. Alternativamente, existen argumentos que otorgan valor normativo a la igualdad en la distribución de ciertos bienes particulares (por ejemplo, educación).¹

2.1. Medición de la desigualdad no monetaria

El análisis de la desigualdad en una variable no monetaria q reconoce dos caminos alternativos. En el primero, y más extendido, se estudia la distribución *conjunta* de la variable no monetaria q y una variable monetaria x , típicamente el ingreso, mientras que en el segundo se mide la desigualdad en la distribución de q con independencia de la distribución de x . Mientras que en este segundo caso la variable no monetaria tiene un estatus semejante al del ingreso u otra *proxy* de bienestar – lo que implica que la medición de la desigualdad siga una lógica semejante a la del capítulo anterior –, el primer caso exige desarrollar medidas de la relación entre las distribuciones de dos variables.

2.1.1. Relación con el ingreso

Cuando se trata de documentar disparidades en variables no monetarias, el camino más usual es reportar diferencias a lo largo de la distribución del ingreso. A modo de

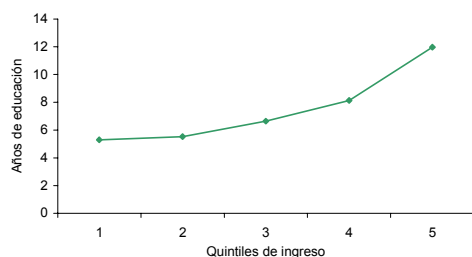
¹ Ver Tobin (1970) para una defensa del igualitarismo específico.

ejemplo, mientras que un adulto² típico del primer quintil de la distribución del ingreso en Colombia en el año 2006 contaba con sólo 5 años de asistencia a la escuela, su contraparte en el quintil superior de ingresos tenía 12 años de educación formal. Estas mediciones no reflejan una preocupación por la desigualdad educativa *per se*, sino por la asociación entre educación e ingreso. El hecho particularmente preocupante no es que las personas difieran en sus logros educativos, sino que éstos sean muy diferentes entre personas situadas en estratos socioeconómicos distintos. Las mediciones buscan entonces documentar el *gradiente* de la variable no monetaria, es decir, la forma en que los valores de esta variable se modifican a medida que cambia la variable de bienestar.

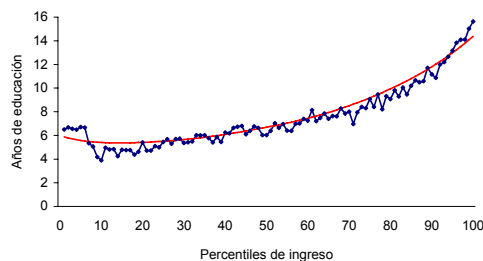
La práctica más usual es sencilla y consiste en mostrar los valores promedio (o la mediana) de la variable o atributo no monetario para diferentes centiles de la distribución del ingreso. La figura 2.1 muestra los años de educación promedio de la población adulta en Colombia por quintiles y por percentiles. En el último caso, dada la insuficiencia de observaciones, el gráfico revela demasiada variabilidad, por lo cual es conveniente aplicar algún procedimiento de suavizado. Las técnicas no paramétricas presentadas resultan ideales en este contexto. El segundo panel de la figura 2.1 incluye una estimación no paramétrica (método de *lowess*) de la relación entre años de educación y el percentil de ingreso per cápita familiar.

Figura 2.1
Años de educación por quintiles y percentiles
Colombia 2006

Panel 1



Panel 2



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la GEIH 2006, Colombia.

² Con “adulto” nos referimos a individuos entre 25-65 años.

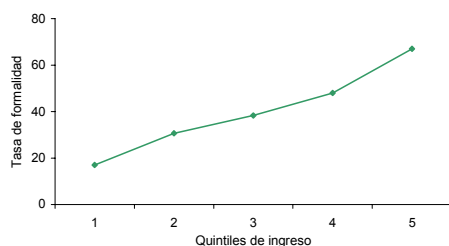
Este método gráfico sencillo también puede aplicarse sin inconvenientes al caso de variables binarias. La figura 2.2 muestra el promedio de la variable binaria *trabajador formal* para el conjunto de la población empleada en El Salvador en 2007, clasificada según nivel de ingreso per cápita familiar. A medida que consideramos percentiles de ingreso superiores, el acceso a un trabajo con seguridad social se vuelve más frecuente.

Figura 2.2

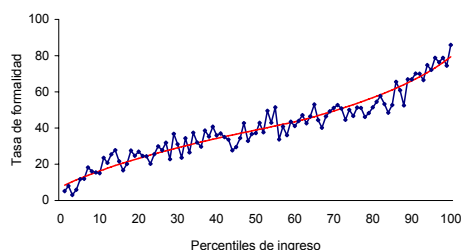
Acceso a un trabajo formal

Proporción de trabajadores con empleo formal

Panel 1



Panel 2



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la EPH 2007, El Salvador.

Resulta útil medir el grado de asociación entre la variable no monetaria q y el ingreso x . Un enfoque simple consiste en correr una regresión log-lineal, $q_i = \alpha + \beta \ln x_i + \varepsilon_i$, y reportar el valor del parámetro β , que indica el cambio en q ante un cambio proporcional de x . El cuadro 2.1 muestra esos coeficientes, junto con su grado de significatividad estadística, para la relación entre años de educación e ingreso para la población adulta de varios países de América Latina. En todos los casos, los coeficientes son positivos y significativos.

Con el mismo esquema es posible analizar la relación entre q y x condicionando en otros factores. En este caso, el modelo sería $q_i = \alpha + \beta \ln x_i + \gamma Z_i + \varepsilon_i$, donde Z es un vector de controles. En la última columna del cuadro 2.1 se presentan las estimaciones de β al controlar por edad, género y ubicación geográfica de la persona. Los coeficientes se mantienen positivos y significativos. Nótese que la asociación entre años de educación e ingreso es más fuerte en el caso de Guatemala y México, que en Argentina y Colombia. Mientras que en Argentina un aumento del ingreso del 10% está asociado a

un incremento de 0.23 años de educación, en México el aumento es de 0.27 años (usando la regresión con controles).

Cuadro 2.1

Coefficientes de una regresión años de educación - ingreso

	Año	Sin controles	Con controles
Argentina	2008	2.192***	2.292***
Colombia	2006	2.363***	2.307***
Guatemala	2006	2.993***	2.432***
México	2008	2.640***	2.724***

Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

Nota: Estimaciones de β al controlar por edad, género y ubicación geográfica de la persona

Nota: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Un instrumento gráfico útil para ilustrar la distribución de una variable o atributo q en relación al ingreso x es la *curva de concentración* definida como

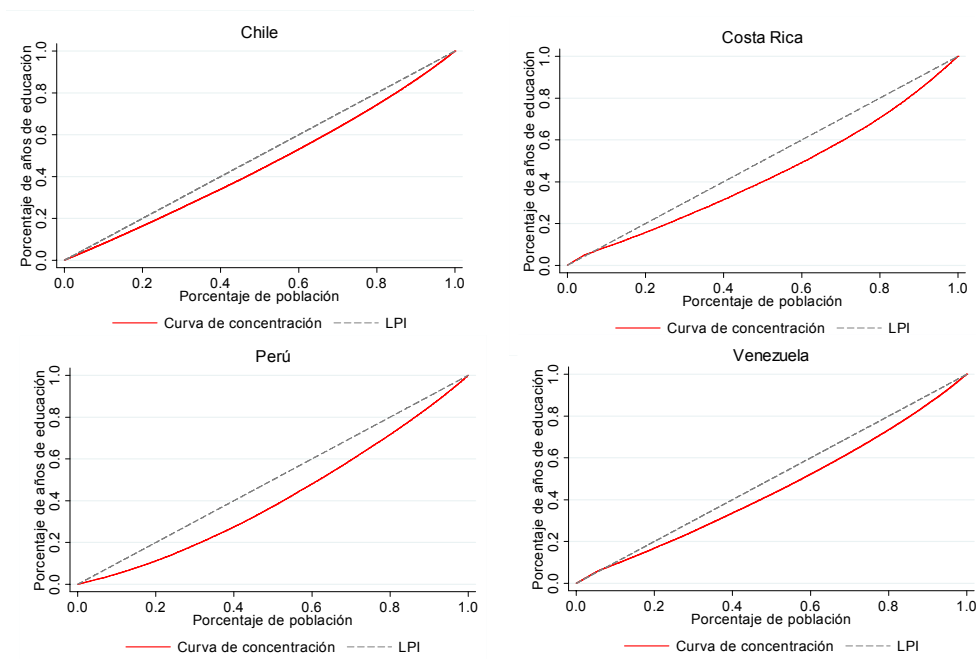
$$(2.1) \quad L_q(p) = \int_0^p \frac{q(x)f(x)dx}{\mu_q}; \quad p = F(y)$$

donde $q(x)$ indica el valor promedio de la variable q correspondiente a las personas con ingreso x , $f(x)$ es la función de densidad del ingreso y μ_q es el promedio de q . La curva L_q se construye marcando el porcentaje acumulado de la variable q en cada $p\%$ de menores ingresos de la población. Como la curva de Lorenz, L_q se grafica en una caja de dimensiones 1x1, parte del punto (0,0) y llega a (1,1). Si toda la población tuviera el mismo valor de q , L_q coincidiría con la diagonal o línea de perfecta igualdad LPI. Si los valores de la variable q fueran decrecientes (crecientes) en el ingreso, L_q sería cóncava (convexa), viajando por el triángulo superior (inferior) de la caja.

La figura 2.3 muestra la curva de concentración de los años de educación en cuatro países de la región. En todos los casos la curva es convexa, indicando que los años de educación son superiores en los estratos de ingreso más altos. La curva de Chile está más próxima a la línea de perfecta igualdad, lo cual refleja menores diferencias educativas por estratos de ingreso. Estas diferencias son más marcadas en el caso de Perú.

Figura 2.3

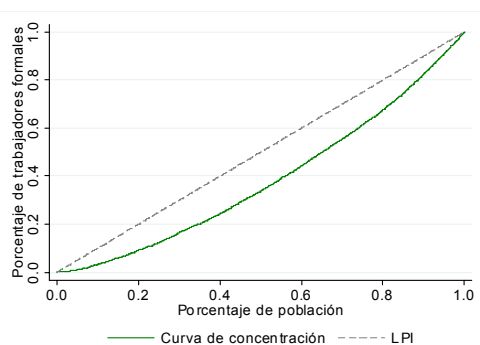
Curva de concentración de años de educación Chile, Costa Rica, Perú y Venezuela, c. 2007



Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

Es también posible construir una curva de concentración para el caso de variables dicotómicas. En el caso del trabajo formal comentado anteriormente, $q(x)$ se calcula como el número de trabajadores formales del estrato con ingresos x . La figura 2.4 ilustra la curva de concentración de la variable binaria *acceso a trabajo formal* en El Salvador. La curva es convexa reflejando el mayor acceso a un empleo formal por parte de los trabajadores de mayores ingresos familiares per cápita.

Figura 2.4
Curva de concentración de formalidad laboral
El Salvador 2007



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la EPH 2007, El Salvador.

Así como en el capítulo 6 definimos el coeficiente de Gini en función de la curva de Lorenz, es posible construir un indicador semejante sobre la curva de concentración. Éste es el llamado *índice de concentración*, que en términos continuos se escribe como

$$(2.2) \quad C_a = 1 - 2 \int_0^1 L_q(p) dp$$

y en términos discretos

$$(2.3) \quad C_q = 1 + \frac{1}{N} - \frac{2}{\mu_q \cdot N^2} \sum_{i=1}^N q_i (N+1-i), \quad \text{con } x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_N$$

Nótese que se ordena a los individuos según su ingreso x , pero la sumatoria involucra los valores de q . Dado que, a diferencia de la curva de Lorenz, L_q puede ir más allá de la diagonal, C_q toma valores en el intervalo $[-1, 1]$, y no en $[0, 1]$ como el coeficiente de Gini. A menudo los índices se multiplican por 100 para una lectura más simple por lo que $C_q \in [-100, 100]$. Números positivos de C_q indican una distribución de la variable q más concentrada en los estratos de ingreso más alto. El cuadro 2.2 reporta índices de concentración positivos para las variables *años de educación* y *trabajo formal* en varios países de América Latina. Los valores son más bajos en Argentina, Chile, Costa Rica y Venezuela, y superiores en Guatemala y El Salvador.

Cuadro 2.2

Índices de concentración

Años de educación y trabajo formal

Varios países

	Año	Años de educación	Trabajo formal
Argentina	2009	10.2	19.7
Chile	2006	9.4	13.3
Colombia	2006	17.4	31.9
Costa Rica	2008	13.6	12.2
El Salvador	2007	23.5	23.2
Guatemala	2006	35.7	31.0
México	2008	16.7	20.3
Perú	2008	17.5	30.8
Venezuela	2006	9.9	14.0

Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

El capítulo 9 extiende el análisis de los índices de concentración para el caso de la distribución de bienes y servicios provistos públicamente. En particular, allí se desarrolla la comparación entre curvas (e índices) de concentración de un bien específico y el ingreso, y los conceptos de pro-pobre y progresividad. El lector interesado puede consultar la sección 6 de ese capítulo.

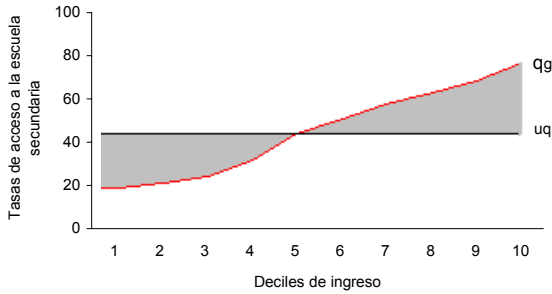
Un indicador útil para analizar la magnitud agregada de las diferencias en alguna variable binaria entre grupos de ingreso es el *índice de disimilitud* (*dissimilarity index*). Sea q_i una variable binaria igual a 1 si la persona i accede a un servicio y 0 si no accede, μ_q^g el promedio de esa variable en el grupo g y μ_q el promedio en la población. El índice de disimilitud D es

$$(2.4) \quad D = \frac{1}{2\mu_q} \sum_{g=1}^G |\mu_q^g - \mu_q| f_g$$

donde f_g es la frecuencia del grupo g en la población analizada.

La figura 2.5 muestra las tasas de acceso a la escuela secundaria para cada decil de la distribución del ingreso en Honduras. Nótese que si dividimos a la población en grupos según su ingreso, el índice D es proporcional al área sombreada entre la función de acceso q_g (marcada en rojo) y el acceso promedio, μ_q .

Figura 2.5
Tasas de acceso a la escuela secundaria por deciles de ingreso
Honduras 2007



Nota: elaboración propia sobre la base de microdatos de la EPH 2007, Honduras.

Para obtener una intuición del índice de disimilitud D , denotemos con L al número total de personas con acceso al atributo q en la población, de modo que $L = N \cdot \mu_q$. El número de personas con acceso en el grupo g es $L_g = N \cdot f_g \cdot \mu_q^g$. Si hubiera igualdad de acceso entre grupos, entonces $L_g^I = N \cdot f_g \cdot \mu_q$. Una medida de desigualdad en el acceso es entonces

$$(2.5) \quad D = \frac{1}{2L} \sum_{g=1}^G |L_g - L_g^I|$$

que resulta equivalente a la ecuación (2.4) anterior. D en (2.5) representa la mínima fracción de personas con acceso al atributo q que debería redistribuirse entre g grupos para alcanzar igualdad completa en la población.

2.1.2. Desigualdad independiente del ingreso

Consideremos ahora el caso en el que estamos interesados en medir la desigualdad de una variable no monetaria q con independencia del ingreso. Por ejemplo, q_i puede representar los años de educación formal de cada persona adulta i en la población. En este caso, nada nos priva de utilizar las herramientas de medición desarrolladas en el capítulo anterior. De hecho, son comunes los reportes de *Ginis educativos* (coeficientes

de Gini de la distribución de años de educación) como indicadores de desigualdad educativa.

Hay un punto potencialmente problemático en aplicar mecánicamente los índices de desigualdad usuales a variables no monetarias, el cual proviene del axioma de invarianza a la escala – u homogeneidad de grado cero –, que exige que la desigualdad registrada no cambie al multiplicar todos los ingresos por un factor $k > 0$. Esta propiedad es la que caracteriza a los indicadores de desigualdad *relativa*, para los cuales lo relevante son las diferencias relativas o proporcionales entre personas. Todos los indicadores de desigualdad de ingresos usuales respetan esta propiedad, que resulta muy útil en el caso de variables monetarias, ya que asegura que un cambio de moneda no modifica la medición de la desigualdad.

Aunque no exenta tampoco de cuestionamientos en el caso monetario, la propiedad de invarianza a la escala puede ser particularmente controversial en el caso de algunas variables no monetarias. Supongamos que un grupo de la población alcanza sólo 2 años de educación formal mientras que el resto completa 10 años, y que al cabo de un tiempo el grupo más desfavorecido incrementa sus logros educativos a 3 años, mientras que el resto lo aumenta a 15. Un indicador invariante a la escala no registrará cambios en la desigualdad educativa, ya que en ambos grupos los años de educación se multiplicaron por 1.5. Ahora bien, se podría argumentar que la brecha educativa, inicialmente de 8 años, se ensanchó a 12 años y que, por ende, la desigualdad registrada debe crecer. En esta visión se rechaza la propiedad de invarianza a la escala, en general requiriendo en su lugar invarianza a *traslaciones*: si a las cantidades del atributo q_i de cada individuo se le suma un valor fijo a , la desigualdad de la nueva distribución no debe cambiar; es decir, $I(q_i) = I(q_i + a)$, donde I es un indicador de desigualdad. A los indicadores que cumplen con esta propiedad se los suele denominar índices de desigualdad *absoluta*. Por definición, una traslación deja invariante la desigualdad absoluta y reduce la desigualdad relativa, mientras que un aumento proporcional incrementa la desigualdad absoluta y deja invariable la relativa. Si bien la medición de la desigualdad relativa está establecida como la práctica usual para variables monetarias, no existe consenso en el caso de las variables no monetarias.³ Como veremos, nuestra evaluación de algunos aspectos de la realidad social latinoamericana puede cambiar ya sea que adoptemos el enfoque relativo o absoluto para medir las desigualdades en variables no monetarias.

Es posible definir a la curva de Lorenz *absoluta* de la variable q (que escribimos $A_q(p)$) como la curva generalizada de Lorenz para $q - \mu_q$ (Moyes, 1987).⁴ Esta curva no se modifica ante adiciones iguales para todos los individuos. A partir de las fórmulas desarrolladas en el capítulo 2, es simple mostrar que $A_q(p) = \mu_q[L_q(p) - p]$. El coeficiente de Gini de desigualdad absoluta de la variable q , G_q^A , definido como dos veces el área entre la curva $A_q(p)$ y el eje horizontal, resulta ser

³ Kolm (1977) asocia el énfasis en la medición de las desigualdades absolutas (frente a las relativas) con visiones política más orientadas a la “izquierda”.

⁴ Naturalmente, un desarrollo semejante puede aplicarse al caso del ingreso u otra variable monetaria de la que se quiera evaluar su desigualdad absoluta.

$$(2.6) \quad G_q^A = \mu_q \cdot G_q$$

donde G_q es el Gini tradicional.

Un índice flexible que capta la desigualdad absoluta es el propuesto por Kolm (1976)

$$(2.7) \quad K_q = \frac{1}{\tau} \ln \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N e^{\tau(\mu_q - q_i)} \right], \quad \tau > 0$$

donde el parámetro τ capta la “aversión a la desigualdad”.

Estos y otros indicadores relativamente sofisticados de desigualdad absoluta son de uso poco frecuente en la literatura distributiva, que típicamente reporta brechas o distancias absolutas entre grupos extremos. Por ejemplo, en el caso educativo puede reportarse la diferencia entre el centil superior e inferior de la distribución de años de educación. El cuadro 2.3 muestra algunas de estas medidas de desigualdad absoluta para el caso de la variable *años de educación*.

Cuadro 2.3

Desigualdad absoluta en años de educación

Coefficiente de Gini, índice de Kolm y brechas de quintiles, deciles y percentiles

	Coeficiente de Gini - G_q^A -	Índice de Kolm - K_q -				Brechas		
		$\tau = 0.1$	$\tau = 0.3$	$\tau = 0.5$	$\tau = 1$	Quintiles ($Q_5 - Q_1$)	Deciles ($D_{10} - D_1$)	Percentiles ($P_{100} - P_1$)
Argentina, 2009	2.3	0.83	2.49	4.01	6.62	10.7	12.9	18.2
Chile, 2006	2.2	0.77	2.30	3.58	5.57	11.2	13.6	17.4
Colombia, 2006	2.8	1.16	2.90	4.01	5.48	13.7	16.4	20.3
Costa Rica, 2008	2.5	0.92	2.46	3.65	5.53	12.2	15.0	18.7
El Salvador, 2007	3.0	1.27	3.07	4.10	5.29	14.2	16.5	19.2
Guatemala, 2006	2.7	1.04	2.29	2.95	3.71	13.0	14.8	17.9
México, 2008	2.7	1.11	2.94	4.23	5.91	13.7	16.6	19.3
Perú, 2008	2.9	1.31	3.54	4.95	6.57	14.2	16.3	18.0
Venezuela, 2006	2.6	1.00	2.79	4.17	6.15	12.8	15.8	17.1

Fuente: elaboración propia en base a microdatos de encuestas de hogares.

Algunas variables de interés no son cardinales sino categóricas. Por ejemplo, la respuesta a la pregunta sobre participación en la vida comunitaria puede ser “nula, escasa, o aceptable”. Aunque existe un claro orden en las categorías, es difícil establecer una cardinalización no arbitraria. La práctica habitual es asignar a cada respuesta un valor asociado a su lugar en el ordenamiento – en este caso nula=1, escasa=2 y aceptable=3 – y aplicar alguna medida de dispersión. Una alternativa es imponer una forma funcional para la distribución de la variable “latente” detrás de la variable reportada categórica y utilizar el porcentaje de la población en cada categoría para estimar algunos de sus parámetros, entre ellos la media y la varianza.⁵

⁵ Stevenson (2008) aplica este método para estimar desigualdad en “felicidad” a partir de las respuestas a una pregunta categórica.

En lo que sigue de esta sección ponemos el foco en documentar algunas desigualdades básicas no monetarias en América Latina en las áreas de educación, salud, vivienda y seguridad, para concluir con una breve referencia a la creciente literatura sobre desigualdad en bienestar subjetivo.

2.2. Desigualdad educativa

La desigualdad en educación puede ser medida a través de una gran cantidad de indicadores de acceso, desempeño y calidad escolar. Esta sección es sólo una pequeña ventana a una amplia y relevante área de investigación.

Una variable central para caracterizar disparidades educativas es el número de años de educación formal de la población adulta, variable de la que presentamos algunas estadísticas en la sección anterior. El cuadro 2.4 reporta dos simples indicadores de desigualdad de uso extendido: la brecha por quintiles de ingreso y el coeficiente de Gini.⁶ El primero es un indicador condicional al ingreso y de carácter absoluto, y el segundo es incondicional y relativo. Juntos proveen una muestra de la posible variedad de resultados al cambiar de enfoque para medir desigualdades. Los valores del Gini del cuadro 2.4 revelan que los países del Cono Sur se caracterizan por niveles relativamente bajos de desigualdad educativa; en el otro extremo se ubican las naciones centroamericanas al norte de Costa Rica. La evaluación con la brecha educativa es semejante a grandes rasgos, pero no exacta. El coeficiente de correlación de Spearman es 0.463, un valor estadísticamente significativo pero no muy alto. Bolivia, por ejemplo, aparece como el país de mayor desigualdad al utilizar las brechas por quintiles, y en el puesto 5 al medir desigualdad a través del coeficiente de Gini.

Cuadro 2.4
Desigualdad educativa
Ginis y brechas de años de educación por quintiles

Comentario [AC1]: Los nombres de los países están en inglés.

⁶ Thomas, Wang y Fan (2002) calculan Ginis sobre la distribución de años de educación en 140 países en el período 1960-2000.

	Año	Desigualdad	
		Brecha Q5-Q1	Gini
Argentina	2009	5.2	0.205
Bolivia	2005	8.1	0.399
Brazil	2009	6.3	0.349
Chile	2009	4.8	0.195
Colombia	2006	6.7	0.357
Costa Rica	2009	7.0	0.283
Dominican Rep.	2007	5.5	0.348
Ecuador	2009	5.9	0.323
El Salvador	2008	7.8	0.418
Guatemala	2006	7.7	0.560
Honduras	2009	6.2	0.425
Mexico	2008	6.8	0.324
Nicaragua	2005	6.8	0.473
Panama	2009	7.9	0.270
Paraguay	2009	6.1	0.317
Peru	2009	7.3	0.330
Uruguay	2009	6.3	0.237
Venezuela	2006	4.9	0.284

Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

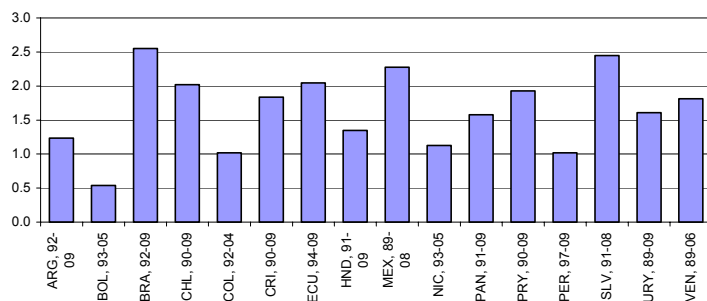
Como en otras regiones del mundo, América Latina ha experimentado un paulatino aumento en el nivel educativo de su población en la segunda mitad del siglo XX y lo que ha transcurrido del siglo actual. Ese incremento ha estado, en general, asociado a una reducción de las disparidades educativas. La figura 2.6 muestra la evolución de los años promedio de educación de la población adulta junto con dos indicadores de desigualdad educativa. La evaluación no es robusta a la elección del indicador: mientras que el Gini de años de educación cayó en todos los países considerados, la brecha educativa entre quintiles de ingreso se ha incrementado o se ha mantenido prácticamente sin cambios para la mayoría de los países de la muestra. Sólo en Chile, Perú y Venezuela la brecha se ha reducido en más de 0.5 años.⁷

Figura 2.6
Evolución de los años de educación promedio, brecha y Ginis educativos

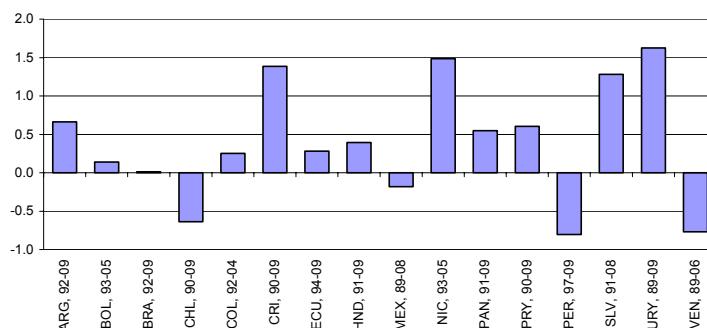
Comentario [AC2]: Los nombres ocupan más de una línea en el primer y último panel

⁷ Los cambios en los dos indicadores considerados están levemente relacionados: el coeficiente de correlación lineal de Pearson es apenas 0.09.

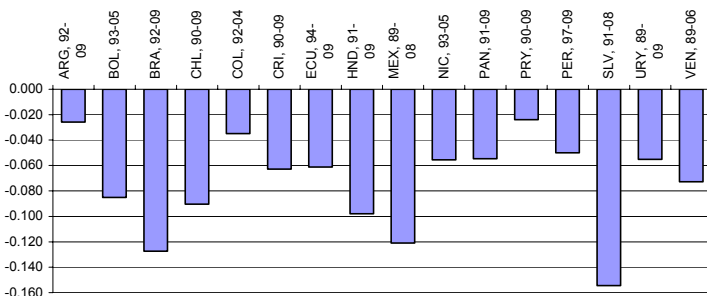
Cambio en años de educación



Cambio en la brecha de años de educación quintil 5-quintil 1



Cambio en el Gini de años de educación



Fuente: Cruces, García Domench y Gasparini (2011), en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

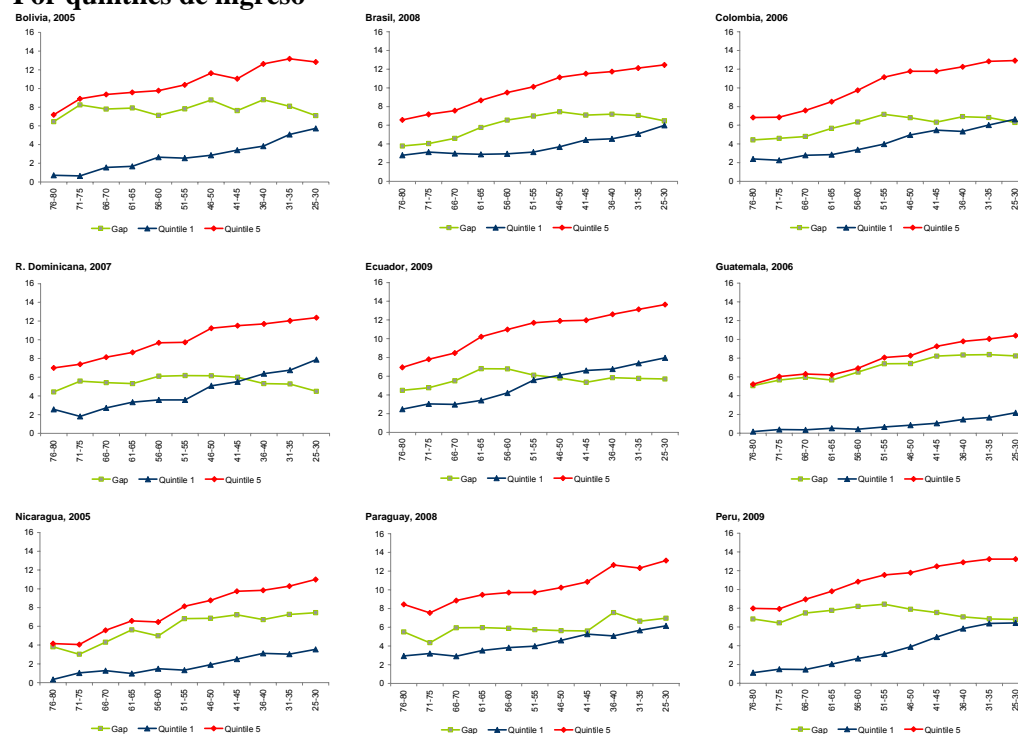
Para evaluar cambios de más largo plazo es posible explotar información sobre nivel educativo y edad presente en las encuestas de hogares. La figura 2.7, que ilustra los años de educación promedio de cada cohorte o generación, permite esa mirada con alcance temporal mayor. Nótese que la figura incluye personas de más de 75 años que recibieron su educación en los 1940s.⁸ En todos los casos las curvas tienen pendiente

⁸ La inclusión de adultos mayores genera potenciales problemas de sesgo de selección en la medida que los decesos no se producen de manera aleatoria. En un extremo, si después de cierta edad avanzada sólo sobreviven las personas más educadas (y ricas) y, por ende, son las únicas encuestadas, podríamos pensar erróneamente que el nivel educativo de ese grupo etario es muy alto, lo que lleva a subestimar los progresos educativos en el tiempo.

positiva, indicando niveles educativos mayores para las cohortes más jóvenes. Existen diferencias sustantivas en los logros educativos de personas en diferentes estratos de ingreso.⁹ La cobertura del sistema formal de educación se ha ampliado entre los pobres, pero al mismo tiempo, las personas de ingresos más altos han alargado su educación: ambos movimientos implicaron una brecha relativamente estable en varios países.

Figura 2.7
Años de educación formal por grupo etario
Por quintiles de ingreso

Comentario [AC3]: No se leen bien los nombres de los países, y los labels están en inglés



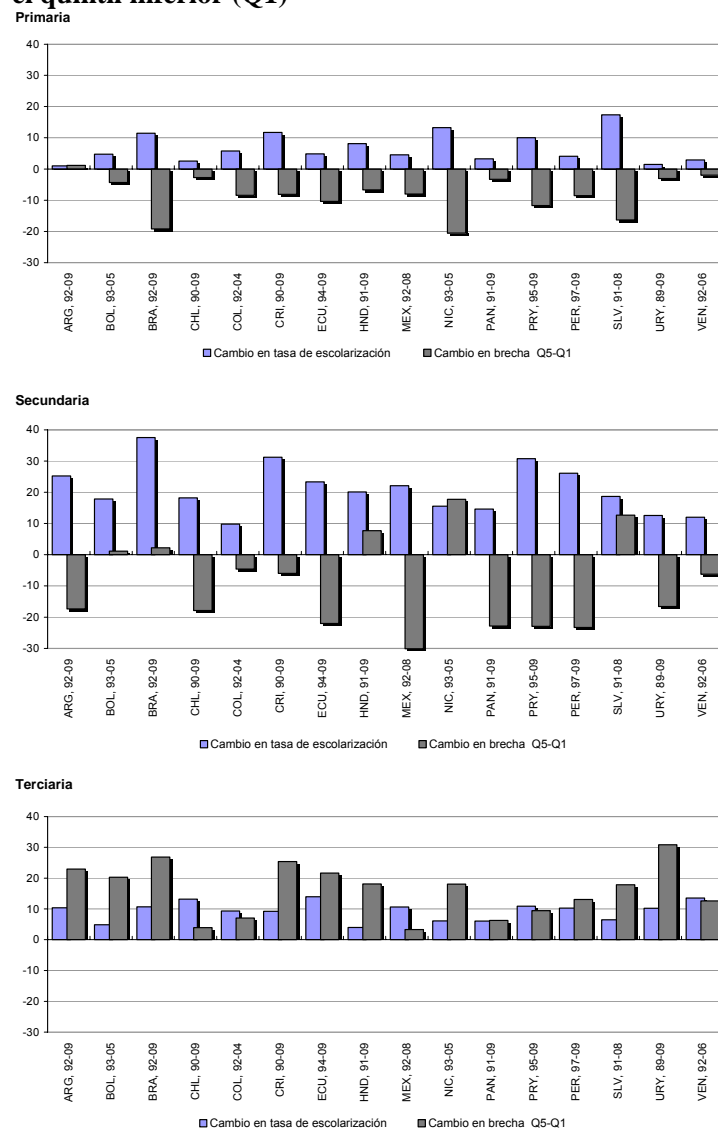
Fuente: Cruces y Gasparini (2011), en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Mientras que el número de años de educación de la población adulta revela esfuerzos pasados, las tasas de escolarización de niños y jóvenes constituyen un reflejo más claro del estado actual de la situación educativa. En las últimas décadas, los países de América Latina han realizado importantes avances en pos de aumentar el nivel de capital humano de sus ciudadanos. Las tasas de matriculación se han incrementado en todos los países para todos los niveles educativos. Sin embargo, los progresos en reducir las brechas educativas entre los niños y jóvenes de diferentes estratos socioeconómicos han sido moderados (figura 2.8). Si bien las brechas en las tasas de escolarización del 20% más rico y el 20% más pobre se redujeron para la educación primaria, mostraron un incremento en la escuela secundaria en algunos países. En el caso de la educación

⁹ Para interpretar sin ambigüedades el gráfico, debe suponerse que las personas se mantienen en el mismo quintil de ingreso a lo largo de sus vidas.

superior, la evidencia es concluyente: las brechas en la proporción de estudiantes entre los pobres y el resto de la población han aumentado significativamente. El aumento en la matriculación en ese nivel educativo se dio principalmente en los estratos superiores de la distribución del ingreso.

Figura 2.8
Cambio en las tasas netas de escolaridad y
en la brecha entre el quintil superior (Q5) y
el quintil inferior (Q1)



Fuente: Cruces y Gasparini (2011), en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Si bien el acceso a la escuela es fundamental, la calidad de la educación recibida es igualmente importante, al igual que los logros alcanzados.¹⁰ Es creciente el número de trabajos que buscan medir de manera sistemática las diferencias en estas variables entre estratos socioeconómicos. Por ejemplo, Costilla (2009), Duarte, Bos y Moreno (2010), y UNESCO (2010) analizan la relación entre los logros de estudiantes de escuelas primarias en matemática y lectura, y su status socioeconómico en varios países de América Latina, sobre la base de datos del proyecto SERCE de OREALC/UNESCO. Los estudios reportan una correlación positiva y significativa entre logros educativos y nivel socioeconómico en casi todos los países.

Resultados similares fueron encontrados por Ferreira y Gignoux (2010). Los autores analizan la asociación entre la variación total en el rendimiento escolar y variables familiares en 57 países incluidos en el *Programme for International Student Assessment* (PISA) en 2006. Los resultados obtenidos sugieren que para el caso de los países de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Uruguay) entre 18% y 30% de la variación total en el rendimiento escolar puede ser explicada por las variables familiares. Uruguay y Colombia presentan los efectos estimados más bajos entre los países de América Latina.

2.3. Desigualdad en salud

La salud es una dimensión fundamental del bienestar individual, por lo que una meta de toda sociedad consiste en asegurar niveles básicos de asistencia médica para toda la población. El grado de desigualdad en salud es un tópico particularmente sensible: la imagen de personas pobres sufriendo enfermedades graves evitables, en contraposición con personas ricas gastando en servicios médicos superfluos provoca reacciones más fuertes que la de similares contrastes en otras áreas. La certeza de que, en promedio, una persona pobre vivirá menos años que una persona no pobre y que la mortalidad infantil es sustancialmente superior en los hogares carenciados, son hechos contra los que pocos pueden no sensibilizarse.

Las palabras *equidad* e *igualdad* aparecen sistemáticamente en toda discusión sobre los sistemas de salud nacionales, tanto en América Latina como en el resto del mundo. El interés académico sobre este tema también es grande, lo que se refleja en una vasta literatura, con la que es imposible hacer justicia en esta breve sub-sección.¹¹ Un lugar central de esa agenda de investigación es ocupado por la discusión del concepto de equidad en salud y la documentación de las disparidades tanto en variables que captan el estado de salud como el acceso a servicios sanitarios.

¹⁰ Calidad recibida y logros no son equivalentes, ya que el éxito educativo depende de múltiples factores, más allá de la calidad de la educación.

¹¹ El reciente volumen de O'Donnell, van Doorslaer, Wagstaff y Lindelow (2008) es un excelente punto de partida para estudiar equidad en salud con un enfoque similar al de este libro.

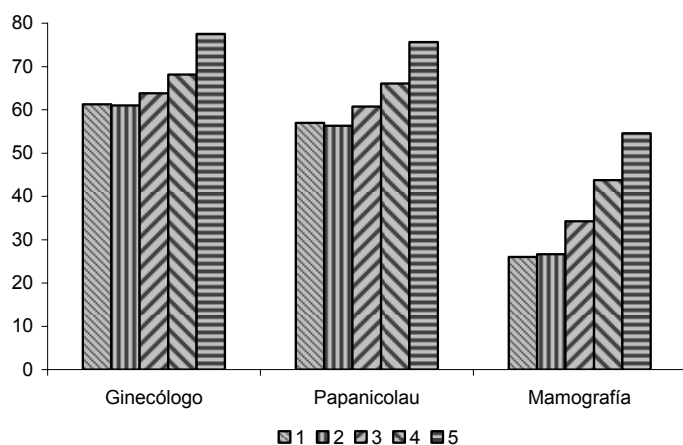
En contraste con las encuestas de empleo e ingreso de América Latina que suelen no contener información sobre salud, las encuestas de condiciones de vida (ECV) incluyen al menos una sección exclusivamente dedicada a captar variables sanitarias. Si bien todas las encuestas contienen aproximadamente los mismos tipos de preguntas, existen diferencias importantes provenientes de las particularidades de cada sistema nacional de salud y de la voluntad de captar variables específicas con mayor o menor detalle. En general, todas las ECV incluyen información sobre (i) salud en la mujer, embarazo y parto, (ii) vacunación de niños, (iii) enfermedad y acceso a servicios de salud, (iv) acceso a medicamentos, y (v) acceso a seguro de salud.

Como en el caso educativo, una de las formas más típicas de ilustrar inequidad en salud es presentar información de acceso a servicios sanitarios por estratos de ingreso o nivel socioeconómico. La figura 2.9 muestra las diferencias en distintos servicios médicos para la mujer en Argentina para el año 2001: visita a un ginecólogo, realización de Papanicolaou y de mamografía. En todos los casos, las tasas son semejantes para los dos primeros quintiles de la distribución del ingreso per cápita familiar, y luego significativamente crecientes.

Figura 2.9

Tasas de acceso a servicios de salud en mujeres adultas, por quintiles de IPCF Argentina 2001

Comentario [AC4]: Corregir en el gráfico: es Papanicolaou.

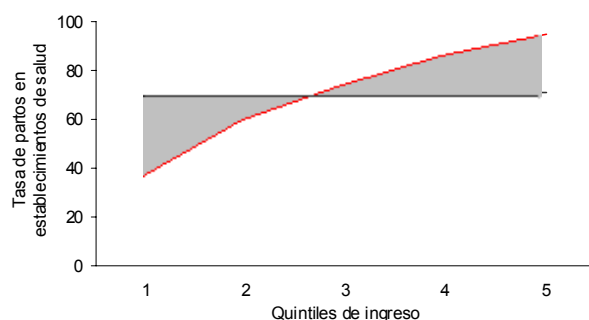


Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de la ECV 2001, Argentina.

Es recomendable que los partos se realicen en lugares preparados, con control por parte de personal médico especializado. En la realidad, sin embargo, en América Latina muchos partos se llevan a cabo en el hogar, a menudo sin asistencia profesional. La figura 2.10 muestra para Honduras el gráfico de disimilitud de una variable binaria que es igual a 1 si el parto se produjo en un establecimiento de salud. Si bien en promedio el 70.8% de los partos ocurren en establecimientos de salud, esa proporción es significativamente diferente al abrir el análisis por estratos de ingreso: 94.8% en el

quintil superior y apenas 39% en el inferior. El índice de disimilitud construido a partir de la figura 2.10 resulta igual a 0.122.

Figura 2.10
Gráfico de disimilitud
Partos en establecimientos de salud
Honduras 2004



Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de la ENCOVI 2004, Honduras.

La vacunación de los niños se ha extendido considerablemente en América Latina para abarcar a casi la totalidad de la población. El cuadro 2.5 reporta los coeficientes de regresiones de variables binarias (vacunado o no) contra el logaritmo del ingreso per cápita familiar en Guatemala, Nicaragua y Paraguay. Los coeficientes del ingreso son en todos los casos positivos, aunque los efectos marginales son relativamente pequeños.

Cuadro 2.5
Coeficientes de regresión de vacunación

Guatemala						
	BCG	Antihepatitis B	Cuádruple Bacteriana	Sabin	Triple Viral	
Log (lpcf)	0.04419*** [0.00152]	0.15202*** [0.00098]	0.15202*** [0.00098]	0.03557*** [0.00124]	0.05887*** [0.00102]	
Constante	1.42754*** [0.00685]	-1.18738*** [0.00450]	-1.18738*** [0.00450]	1.06145*** [0.00559]	0.43362*** [0.00462]	
Efectos marginales (Lipcf)	0.00471*** [0.00016]	0.05322*** [0.00034]	0.05322*** [0.00034]	0.00674*** [0.00023]	0.01844*** [0.00032]	
Observaciones	11,164	11,164	11,164	11,164	11,164	
Pseudo R-cuadrado	0.0010	0.0094	0.0094	0.0006	0.0014	
Nicaragua						
	BCG	Triple Bacteriana	Sabin	Triple Viral	Antisarampionosa	
Log (lpcf)	0.19189*** [0.00422]	0.11225*** [0.00171]	0.02624*** [0.00284]	0.01534*** [0.00162]	0.05957*** [0.00161]	
Constante	1.41539*** [0.01696]	0.04351*** [0.00726]	1.57333*** [0.01212]	-0.22963*** [0.00695]	-0.25523*** [0.00691]	
Efectos marginales (Lipcf)	0.00649*** [0.00014]	0.03921*** [0.00060]	0.00254*** [0.00027]	0.00604*** [0.00064]	0.02376*** [0.00064]	
Observaciones	3,418	3,407	3,407	3,403	3,405	
Pseudo R-cuadrado	0.0184	0.0047	0.0003	0.0001	0.0013	
Paraguay						
	BCG	Antihepatitis B	Antisarampionosa	Triple Bacteriana	Sabin	Triple Viral
Log (lpcf)	0.28615*** [0.00307]	0.14049*** [0.00170]	0.10196*** [0.00191]	0.16317*** [0.00225]	0.16798*** [0.00250]	0.20614*** [0.00170]
Constante	0.45422*** [0.01367]	-0.60332*** [0.00821]	0.36438*** [0.00915]	0.56640*** [0.01048]	0.75128*** [0.01154]	-0.95427*** [0.00824]
Efectos marginales (Lipcf)	0.02221*** [0.00023]	0.05594*** [0.00068]	0.02839*** [0.00053]	0.02669*** [0.00036]	0.02039*** [0.00030]	0.08221*** [0.00068]
Observaciones	1,977	1,901	1,953	2,046	2,048	1,905
Pseudo R-cuadrado	0.0451	0.0089	0.0050	0.0141	0.0159	0.0191

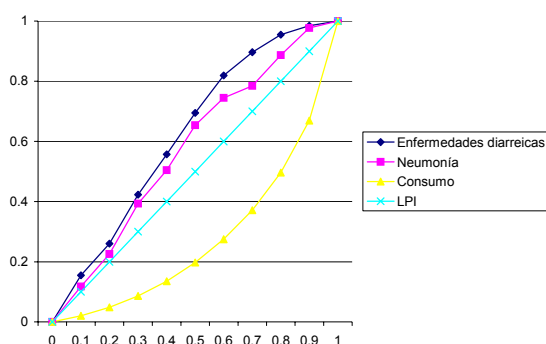
Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares. Guatemala, 2006, Nicaragua, 2005, Paraguay 2005.

Nota: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

En general, las personas más pobres tienden a enfermarse con mayor frecuencia, pero consultan menos al médico, a menudo por no poder financiar la visita o el viaje hasta el centro de salud. Para ilustrar esta realidad, tomemos el caso de Honduras, cuya Encuesta de Condiciones de Vida incluye un conjunto de preguntas sobre salud. La figura 2.11 presenta las curvas de concentración de la prevalencia de enfermedades diarreicas y neumonía en niños. Las curvas son cóncavas reflejando la significativa mayor frecuencia de estas enfermedades en niños pertenecientes a familias pobres.

Figura 2.11

**Curvas de concentración de enfermedades en niños
Honduras 2004**



Comentario [AC5]: Quitarle el marco a la leyenda

Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de la ENCOVI 2004, Honduras.

En adultos, la fracción de los que declaran haberse sentido enfermos en el mes anterior a la encuesta no difiere mucho entre estratos socioeconómicos. Las diferencias sí son marcadas en el grado de asistencia al médico: mientras que el 29.2% de los adultos del quintil inferior con alguna dolencia consultaron a un profesional, el porcentaje sube a 65.5% en los adultos del quintil superior (cuadro 2.6). A su vez, un 8.5% de los adultos del 20% más rico visitaron a un médico, aun cuando declaran no haberse sentido enfermos. Ese comportamiento es casi inexistente entre los pobres. El cuadro revela que el tiempo requerido para acceder al centro de salud es mayor entre las personas con carencias monetarias, y seguramente lo es también el tiempo de espera en el establecimiento, lo que, entre otras razones, reduce la frecuencia de las visitas en ese grupo.

Cuadro 2.6
Consultas al médico
Honduras 2004

	Estuvo enfermo?	Consultó al médico	Tiempo al centro sanitario	Consultó al médico sin estar enfermo
Quintil				
1	30.2	29.2	30.3	0.8
2	31.0	41.1	27.2	1.2
3	30.7	48.1	27.1	2.6
4	33.3	52.7	24.2	4.7
5	31.4	65.5	21.4	8.5
Total	31.3	47.5	25.2	3.6
Pobres extremos	30.5	30.6	30.1	0.9
Pobres no extremos	30.4	44.0	27.6	1.7
No pobres	32.2	57.1	23.4	5.9
Total	31.3	47.5	25.2	3.6

Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de la ENCOVI 2004, Honduras.

Es interesante examinar las razones reportadas por los encuestados que no asisten al médico aunque declaran sentirse enfermos. Entre los pobres, los problemas de financiamiento de la consulta y disponibilidad de un centro cercano son sustancialmente más relevantes que para las personas no pobres (cuadro 2.7).

Cuadro 2.7
Razones de la no consulta al médico
Honduras 2004

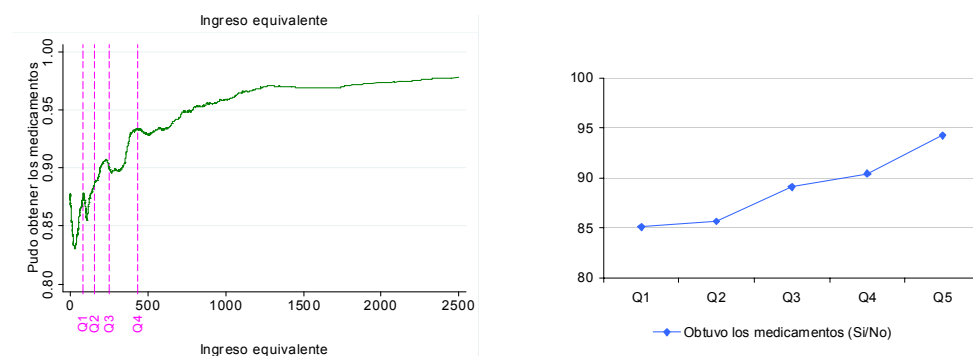
	Total	Pobres extremos	Pobres no extremos	No pobres
No fue necesario	30.2	24.4	24.1	38.6
La enfermedad no era grave	12.9	10.1	11.7	15.7
No tenía dinero	20.2	27.6	21.9	13.6
Tenía remedios en casa	23.9	19.8	28.0	24.0
Clínica permanece cerrada	1.4	2.2	1.7	0.7
Servicios de salud muy lejos	3.1	6.7	2.6	0.8
Enfermedad acaba de iniciar	2.7	3.0	3.1	2.2
Otros	5.3	6.0	6.5	4.1
Ns/Nr	0.4	0.4	0.6	0.3
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de la ENCOVI 2004, Honduras.

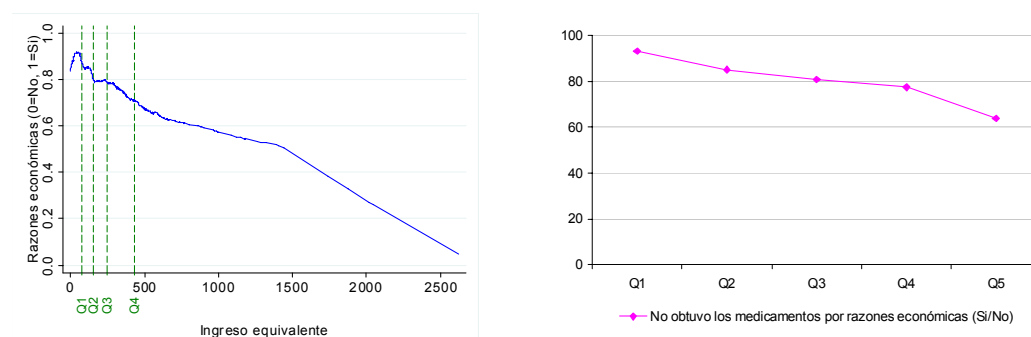
Las dificultades de la población carenciada no se limitan a acceder a un profesional, sino que se extienden al acceso a medicamentos y tratamientos médicos. La figura 2.12 muestra, a partir de una estimación no paramétrica, el gradiente de ingreso positivo de una variable binaria que capta si la persona declara que pudo obtener los medicamentos recetados. La escasez de recursos para adquirir medicamentos (o para llegar hasta el lugar donde éstos son provistos) es una razón relevante para toda la población, pero mucho más decisiva entre los pobres (ver segundo panel).

Figura 2.12
Acceso a medicamentos por niveles de ingreso
Argentina 2001

A. Variable “obtuvo medicamentos (si/no)”



B. Variable “no obtuvo los medicamentos por razones económicas (si/no)”



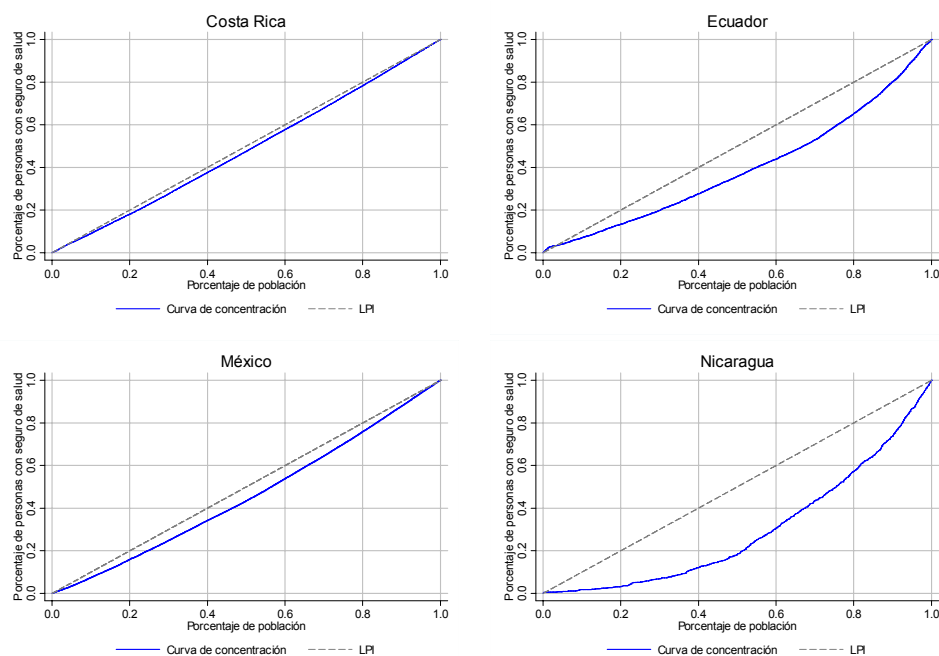
Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de la ECV 2001, Argentina.

Si bien la tenencia de un seguro de salud no es condición suficiente ni necesaria para una adecuada asistencia médica, constituye una variable indicativa de las posibilidades de acceder a un servicio de salud cuando es requerido. La figura 2.13 muestra las curvas de concentración de la variable de acceso a seguro de salud para algunos países de la región. En todos los casos, la tenencia de un seguro de salud es sustancialmente menos

Comentario [AC6]: Aclarar años a los que se refiere la figura.

frecuente entre los pobres, en particular en Nicaragua. Los índices de concentración son todos positivos (y estadísticamente diferentes de cero): 3.4 en Costa Rica, 8.5 en México, 20.9 en Ecuador y 40.9 en Nicaragua.

Figura 2.13
Curvas de concentración de seguro de salud



Fuente: Elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

Además de las encuestas de hogares, los gobiernos nacionales suelen llevar a cabo diversas encuestas destinadas a relevar el estado general de salud, oferta y acceso a servicios médicos de la población, o problemáticas específicas en esta área. Una carencia típica de estas encuestas es la de variables de ingreso o consumo que permitan clasificar con facilidad a la población de acuerdo a sus recursos económicos. En su lugar, las encuestas por lo general incluyen preguntas sobre educación, vivienda y acceso a bienes durables, por lo que pueden construirse indicadores socioeconómicos unidimensionales a partir de esta información para cruzarla con las variables sanitarias.

El interés por evaluar desigualdad e inequidad en salud se ve reflejado en la profusión de iniciativas apoyadas por organismos internacionales y agencias de desarrollo. En América Latina, los proyectos EquiLAC (Banco Mundial), IHEP (OPS – Naciones Unidas) y la encuesta SABE (Survey on Health, Wellbeing and Ageing) de la OMS son tres iniciativas motivadas por la preocupación sobre las inequidades en salud. Balsa, Rossi y Triunfo (2009), por ejemplo, utilizan la encuesta SABE para documentar desigualdades en cuatro ciudades sudamericanas (Buenos Aires, Montevideo, Santiago y Sao Paulo). El cuadro 2.8 reproduce los índices de concentración para algunos

servicios de salud preventiva.¹² Pese a tratarse de áreas urbanas de desarrollo social alto en América Latina, en todos los casos los índices son positivos y significativos, reflejando accesos diferentes a estos servicios de acuerdo al nivel socioeconómico.¹³

Cuadro 2.8
Índices de concentración
Servicios de salud preventiva

	Buenos Aires	San Pablo	Santiago	Montevideo
Examen de próstata	11.3**	14.2**	10.8**	18.6**
Papanicolaou	11.9**	8.8**	1.8	13.8**
Mamografía	18.8**	12.7**	5.3	9.1**

Fuente: Balsa *et al.* (2009).

La iniciativa más ambiciosa a nivel mundial en recolectar información sobre un amplio número de variables de salud junto a características demográficas y socioeconómicas de los entrevistados es el programa de *Demographic and Health Surveys* (DHS).¹⁴ El cuadro 2.9, construido con información de ese programa, muestra estadísticas de salud por quintiles de una variable socioeconómica definida en términos de posesión de activos en el hogar, junto con el índice de concentración de cada variable.

Cuadro 2.9
Indicadores de salud por quintiles de status socioeconómico

¹² En su trabajo Balsa *et al.* (2009) descomponen el índice de concentración para obtener un indicador de inequidad horizontal en salud.

¹³ La excepción es Santiago (Chile), donde los índices de Papanicolaou y mamografía no son estadísticamente diferentes de cero.

¹⁴ Ver www.worldbank.org/poverty/health/data.

A. Mortalidad infantil (menores 5 años)

A. Mortalidad infantil (menores 5 años)							
País/region	Tasas (por miles)					Promedio	Índice Concentración
	Quintiles						
	1	2	3	4	5		
Bolivia	146.5	114.9	104.0	47.8	32.0	99.1	-0.22
Brasil	98.9	56.0	39.2	26.7	33.3	56.7	-0.26
Colombia	52.1	37.1	30.7	34.9	23.6	37.4	-0.13
R. Dominicana	89.9	73.0	60.1	37.3	26.6	61.0	-0.21
Guatemala	89.1	102.9	82.0	60.7	37.9	79.2	-0.12
Haiti	163.3	150.1	137.1	130.6	105.6	140.6	-0.07
Nicaragua	68.8	66.6	52.5	48.5	29.7	56.0	-0.12
Paraguay	57.2	50.0	59.0	39.4	20.1	46.6	-0.13
Peru	110.0	76.2	48.0	44.1	22.1	68.4	-0.25
América Latina y Caribe	97.3	80.8	68.1	52.2	36.8	71.7	-0.17
Este de Asia y Pacífico	84.0	62.9	53.7	41.1	27.1	57.1	-0.19
Asia Central	82.5	64.5	69.8	57.5	40.2	64.9	-0.09
Medio Oriente y Norte Africa	140.6	117.8	92.2	80.1	50.4	100.3	-0.17
Sur de Asia	144.2	152.6	136.1	110.8	71.7	126.6	-0.11
Africa al sur del Sahara	191.7	190.9	174.3	156.6	112.4	168.4	-0.09
Total	148.3	140.8	126.8	110.0	77.4	124.2	-0.12

A. Desnutrición infantil

A. Desnutrición infantil							
País/region	Tasas					Promedio	Índice Concentración
	Quintiles						
	1	2	3	4	5		
Bolivia	16.9	9.8	6.3	3.9	3.1	9.0	-0.31
Brasil	11.5	5.1	2.8	1.9	3.0	5.7	-0.21
Colombia	14.7	9.4	6.7	3.2	3.0	8.4	-0.29
R. Dominicana	12.9	6.6	3.2	1.7	1.0	5.9	-0.42
Guatemala	35.1	33.2	28.5	16.2	7.3	26.6	-0.19
Haiti	38.9	29.8	26.8	22.2	10.2	27.5	-0.17
Nicaragua	18.4	14.2	11.4	6.5	3.9	12.2	-0.23
Paraguay	5.9	4.3	4.0	1.8	0.8	3.7	-0.28
Peru	16.7	7.8	4.6	1.9	1.4	7.8	-0.40
América Latina y Caribe	19.0	13.4	10.5	6.6	3.7	11.9	-0.28
Este de Asia y Pacífico							
Asia Central	17.8	14.2	11.0	7.8	6.5	12.1	-0.19
Medio Oriente y Norte Africa	30.1	26.5	22.0	19.6	13.7	22.7	-0.19
Sur de Asia	56.8	52.9	49.5	42.2	29.2	46.7	-0.11
Africa al sur del Sahara	36.2	32.9	29.5	26.2	18.1	28.9	-0.13
Total	32.2	28.3	24.9	21.2	14.6	24.8	-0.17

Fuente: DHS (2002).

El cuadro muestra resultados sobre las desventajas de los estratos más pobres en términos de dos medidas de salud en niños: la mortalidad de menores de 5 años y el grado de desnutrición (*underweight*). América Latina aparece como una región con estadísticas promedio relativamente buenas, pero con altas disparidades.¹⁵ El índice de concentración de ambas variables en América Latina es, en valor absoluto, mayor que en las demás regiones del mundo. Algunos países como Brasil, Perú y Bolivia tienen niveles muy altos de desigualdad en salud infantil. Por su parte, la mortalidad infantil entre los peruanos del quintil más alto es menor que en los países del Este de Asia incluidos en el programa (Indonesia, Filipinas, Vietnam). En contraste, la mortalidad en el quintil inferior es mayor en Perú.

Wagstaff y Watanabe (2000) computan medidas de desigualdad para altura-por-edad (*stunting*), desnutrición y peso-por-altura (*wasting*), utilizando una muestra de 20 países y ordenando a los individuos por consumo familiar equivalente. Los países de América Latina en esa muestra aparecen sistemáticamente en el tope de los ordenamientos de desigualdad. Perú presenta el índice más negativo para altura-por-edad y desnutrición, y Nicaragua para peso-por-altura. En otro estudio, Wagstaff (2000) reporta que la

¹⁵ Ver también Wagstaff (2001).

desigualdad en mortalidad infantil es particularmente alta en Brasil comparada con países en otras regiones del mundo.

Una línea de investigación relativamente reciente en Economía, nutrida de una tradición más larga en Demografía, estudia la desigualdad en mortalidad. La probabilidad de vivir una vida más larga es naturalmente una dimensión fundamental del bienestar, que resulta completamente ignorada por el análisis tradicional. Adicionalmente, esta probabilidad no está distribuida de manera aleatoria en la población sino que está asociada al nivel de recursos de la persona. La “curva de Preston”¹⁶ muestra que la longevidad aumenta con el ingreso, aunque a tasas decrecientes (Cutler, Deaton y Lleras-Muney, 2006).

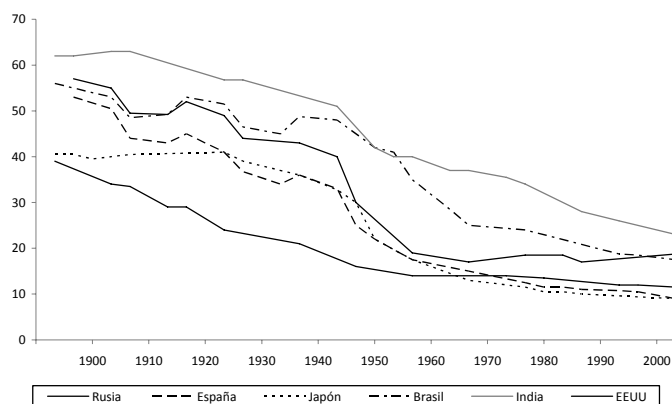
El enfoque más sencillo mide desigualdad en una variable de longevidad o años de vida, usando los mismos índices de desigualdad desarrollados en el capítulo 6 y estimando la distribución de años que han de vivir las personas de una cohorte que nace en la actualidad, a partir de registros administrativos de mortalidad por edad (*life tables*). Peltzman (2009) reporta Ginis sobre la variable de años de vida esperados para algunos países del mundo, incluyendo uno latinoamericano – Brasil. La figura 2.14 reproduce los resultados de este país, junto a los de Rusia, España, Japón, India y Estados Unidos. Aunque con niveles diferentes, en todos los casos es notable la reducción de la desigualdad en años de vida, en particular después de la Segunda Guerra Mundial. La reducción de la mortalidad infantil y las notorias mejoras en el tratamiento de enfermedades infecciosas que evitan muertes prematuras son razones fundamentales detrás de estos resultados.¹⁷

Figura 2.14
Esperanza de vida y Gini de años de vida

Comentario [AC7]: Quitarle el marco a la leyenda

¹⁶ La Curva de Preston (1975) muestra la relación entre la esperanza de vida y la renta per cápita. A medida que la renta media aumenta, la media de la esperanza de vida también lo hace. Pero pasado cierto punto, a medida que aumenta la renta, la relación entre ésta y la esperanza de vida se aplanan y desaparece completamente entre los países más ricos.

¹⁷ Edwards (2010) estudia un panel balanceado de 180 países y encuentra que, si bien la reducción en la mortalidad infantil ha implicado un claro patrón descendente en la desigualdad en el tiempo de vida comenzando desde el nacimiento, la desigualdad en el tiempo de vida adulta ha permanecido aproximadamente constante.



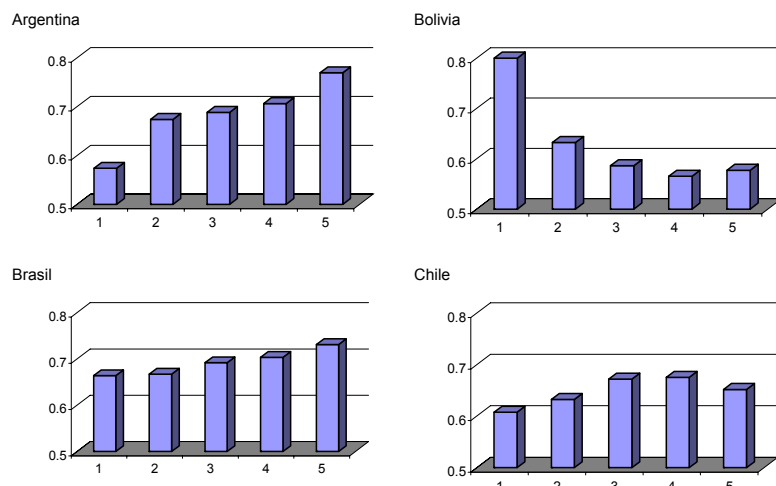
Fuente: Peltzman (2009).

2.4. Desigualdad en vivienda, servicios y bienes durables

Con mercados de crédito que funcionen eficientemente, las decisiones de adquirir una vivienda o arrendarla no dependen, *ceteris paribus*, del nivel de ingreso del hogar. En la realidad, y por una variedad de razones, los mercados de capitales funcionan imperfectamente, lo que genera una asociación positiva entre el poder adquisitivo del hogar y la probabilidad de ser propietario de la vivienda. La figura 2.15 muestra el porcentaje de hogares propietarios de la vivienda que habitan, por quintiles de ingreso, en varios países de la región. Aunque en la mayoría de los países el gradiente de ingreso es positivo, en algunos la relación entre ingreso y propiedad es débil (como en el caso de Chile) y en otros negativa (como en Bolivia). Debe notarse que estas relaciones son no condicionadas y, por ende, pueden estar afectadas por otros factores. Por ejemplo, la relación negativa entre propiedad e ingreso puede ser consecuencia de un mercado de arrendamiento menos desarrollado en las áreas rurales, que típicamente son las más pobres.

Figura 2.15
Porcentaje de hogares propietarios por quintiles de ingreso

Comentario [AC8]: Agregar el año al lado de cada país.

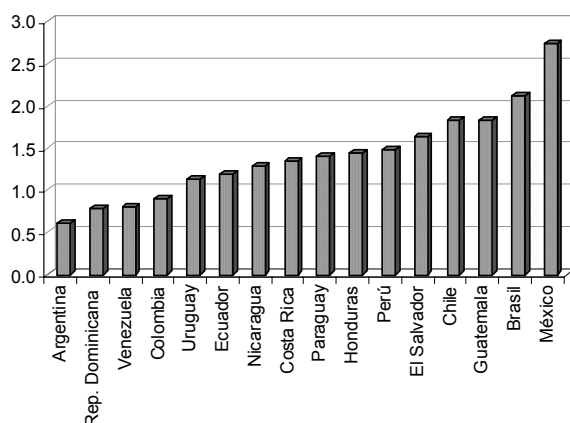


Fuente: Elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

Más allá de la estructura de propiedad, existen diferencias importantes en términos del tamaño y calidad de la vivienda entre estratos socioeconómicos. Las viviendas en las que habitan los hogares de menores recursos son más pequeñas (figura 2.16), construidas con materiales de menor calidad (figura 2.17) y de menor valor (figura 2.18). Por ejemplo, en promedio, los hogares del quintil de ingreso superior en México habitan viviendas con casi tres habitaciones más que los del quintil inferior. En Guatemala, el 83.8% de las personas de menores ingresos viven en viviendas precarias, porcentaje que se reduce sustancialmente con el ingreso.¹⁸

Comentario [AC9]: Aclarar años a los que se refiere la figura.

Figura 2.16
Brecha quintil 5-quintil 1 en número de habitaciones por vivienda



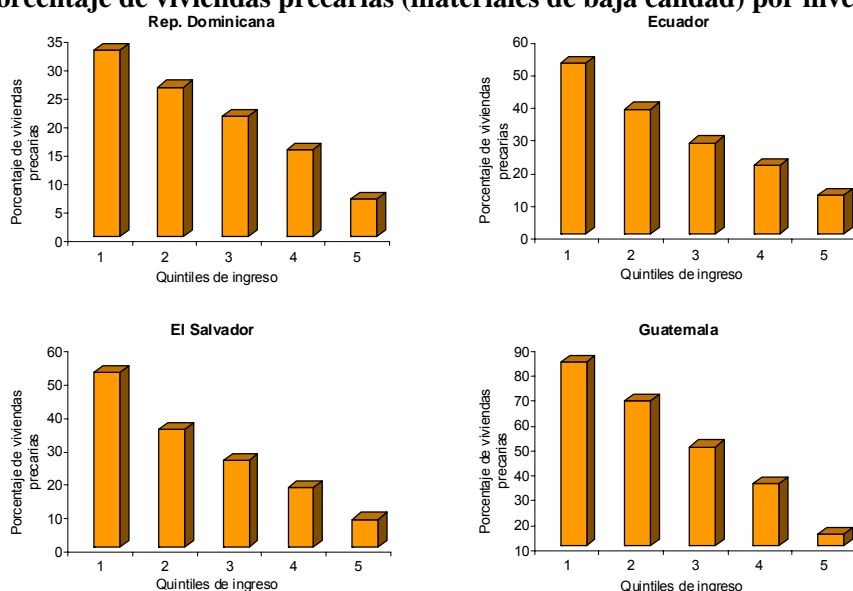
Fuente: Elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

¹⁸ Nótese que la proporción de viviendas precarias en el quintil superior de ingreso no es cero. Esto en parte es producto de los problemas del ingreso como *proxy* de bienestar discutidos extensamente en el libro.

Figura 2.17

Porcentaje de viviendas precarias (materiales de baja calidad) por nivel de ingreso

Comentario [AC10]: Agregar el año al lado de cada país.



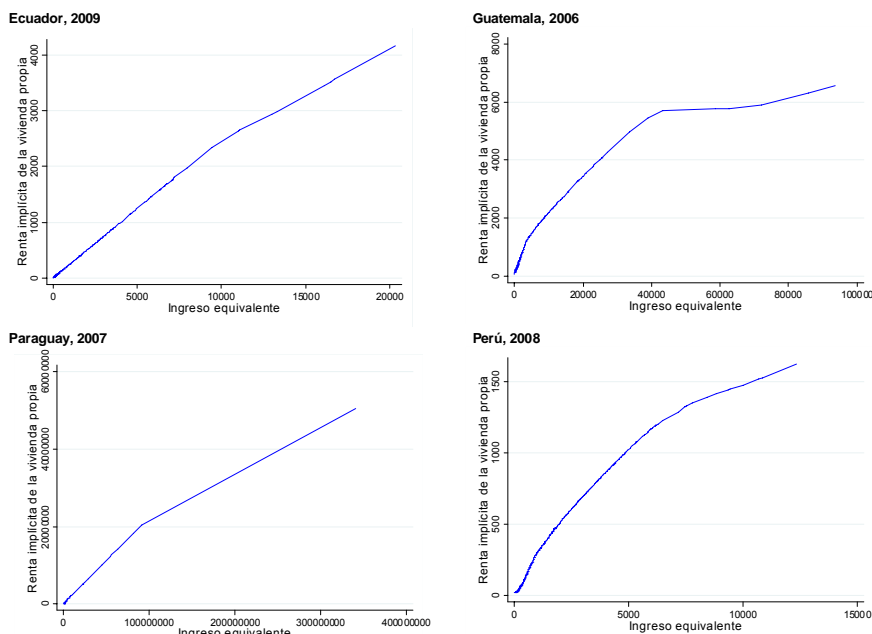
Fuente: Elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

Las encuestas de hogares de varios países incluyen preguntas sobre la renta que el hogar propietario podría obtener de arrendar la vivienda que habita o, en forma equivalente, el monto que debería abonar en concepto de arriendo si no fuera propietario de la misma (ver Apéndice III). La figura 2.18 muestra estimaciones paramétricas de la clara relación positiva entre el valor de la renta implícita de la vivienda propia así estimada y el ingreso familiar equivalente.

Figura 2.18

Renta implícita de la vivienda propia por ingreso
Estimaciones no paramétricas

Comentario [AC11]: La leyenda está cortada en el caso de Paraguay.



Fuente: Elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

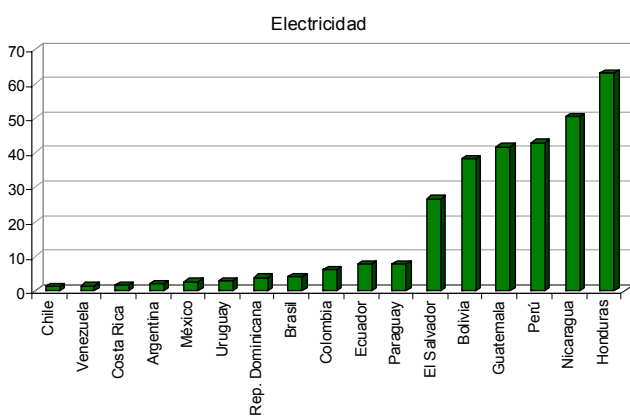
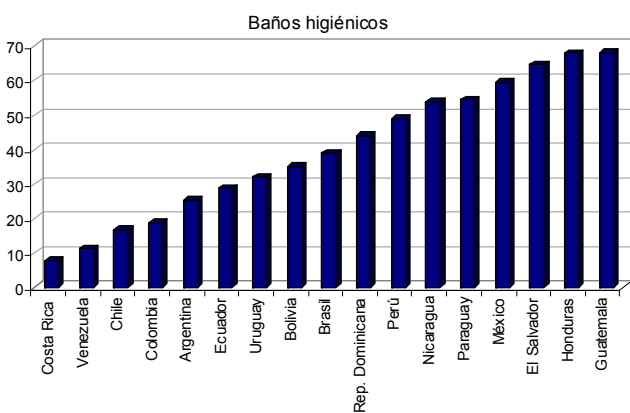
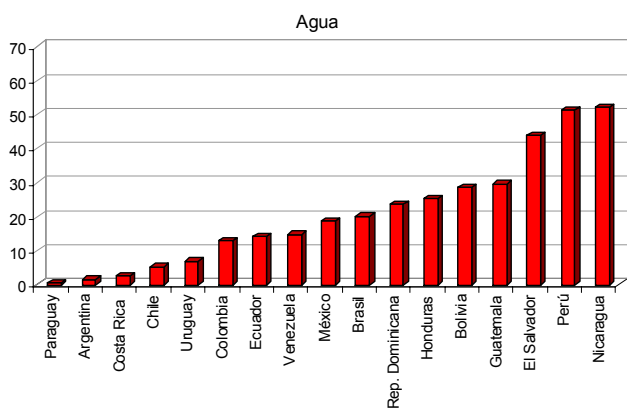
El acceso a la infraestructura básica es fundamental para lograr un estándar mínimo de vida.¹⁹ El acceso al agua potable y saneamiento afecta al bienestar individual tanto de manera directa como a través de su efecto sobre el estado de salud. Estos servicios desempeñan un papel clave en la higiene del hogar y en la prevención de enfermedades (como las parasitarias). La figura 2.19 muestra las brechas entre los quintiles de ingreso 5 y 1 en el acceso a agua, baños higiénicos y electricidad. El tamaño de las brechas en el acceso a estos servicios entre los pobres y los ricos difiere ampliamente entre los países de América Latina. Las brechas tienden a ser mayores para los baños higiénicos que para electricidad y agua, donde la cobertura es más amplia. De todos modos, en varios países la diferencia en la proporción de hogares con acceso directo a agua potable o electricidad en la vivienda entre quintiles extremos es de más de 30 puntos porcentuales.

Figura 2.19

Brecha quintil 5-quintil 1 de ingreso en acceso a agua, baños higiénicos y electricidad

Comentario [AC12]: Aclarar a qué años se refiere la figura.

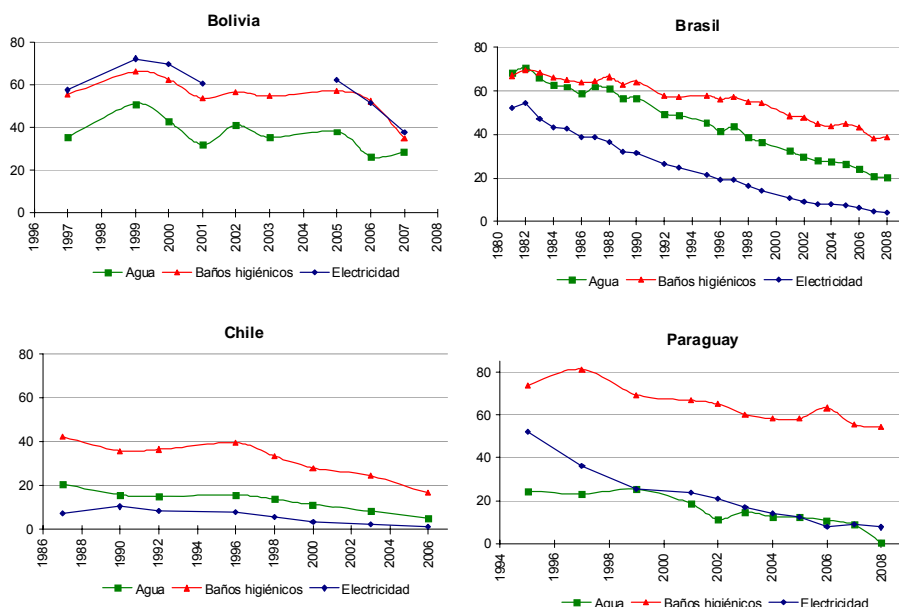
¹⁹ Ver Attanasio y Szekely (1999).



Fuente: Elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

La figura 2.20 sugiere que las diferencias en el acceso al agua, baños higiénicos y, especialmente, a la electricidad, se han reducido de manera significativa en la mayoría de los países en la última década.

Figura 2.20
Evolución de la brecha en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

Naturalmente el acceso a bienes durables también difiere significativamente entre hogares con diferente poder adquisitivo. El cuadro 2.10 muestra diferencias por quintiles de ingreso en la tenencia de heladera, lavarropas y automóvil.

Cuadro 2.10
Acceso a bienes durables, 2007

	Heladera		Lavarropas		Automóvil	
	Q1	Q5	Q1	Q5	Q1	Q5
Bolivia	10.3	64.7	0.8	15.7	2.8	23.5
Brasil	74.4	98.7	13.4	73.4		
Costa Rica	84.4	97.9	83.2	96.7	14	70.1
Rep. Dominicana	46.4	85.9	45.6	82.5	2.5	46.2
Perú	7.8	73.6	0.8	40.7	0.7	24.6

Fuente: Elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

2.5. Desigualdad en acceso a nuevas tecnologías

No es necesario argumentar lo importante que resulta el acceso a nuevas tecnologías para insertarse en el mercado laboral y tener una participación social más activa. Conscientes de esta relevancia, las encuestas de la región han progresivamente agregado preguntas sobre la disponibilidad de computadoras, acceso a Internet y tenencia de teléfonos celulares en el hogar. La evidencia indica la existencia de grandes brechas

entre estratos socioeconómicos en los dos primeros casos, aunque las mismas son decrecientes. La tenencia de teléfonos celulares ha crecido fuertemente entre los pobres, reduciendo de forma significativa la brecha con el resto de la población. El cuadro 2.11 presenta algunas estadísticas de acceso por quintiles de ingreso, usando información de encuestas de hogares. En el caso de estas tecnologías de rápida difusión, la desactualización de las estadísticas es un problema particularmente serio.

Cuadro 2.11

Acceso a computadoras, Internet en el hogar y celulares por quintiles de ingreso

Panel 1: Por quintiles de ingreso equivalente

	Computadoras						Internet en el hogar						Celulares					
	Total	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Total	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Total	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
Argentina, 2001	21.9	5.6	6.1	11.3	20.8	42.4	9.0	1.9	0.8	2.8	5.1	21.7	21.3	7.5	9.0	14.8	20.1	38.5
Bolivia, 2007	17.1	2.4	6.2	10.4	18.9	38.3												
Brasil, 2007	26.5	5.8	8.9	15.1	30.0	60.5							68.1	47.8	60.0	62.7	74.4	87.3
Chile, 2006	33.2	11.7	18.2	25.0	39.2	63.7	19.2	3.7	6.0	11.2	21.4	46.9	42.3	19.1	27.0	34.8	50.1	72.6
Colombia, 2003	11.3	0.9	1.0	2.1	8.4	34.2	5.5	0.4	0.7	0.4	2.2	18.2	17.6	3.6	4.7	8.1	17.7	42.5
Costa Rica, 2008	34.4	8.8	16.4	23.3	40.3	68.4							69.2	35.3	54.6	68.8	80.2	92.8
Rep. Dominicana, 2007	12.0	2.2	3.5	5.8	10.1	32.7							59.9	44.9	51.6	57.2	61.7	78.5
Ecuador, 2008	22.8	4.5	6.3	15.1	26.1	52.5	7.0	0.9	0.8	2.6	5.5	21.4						
El Salvador, 2007	8.7	0.6	0.9	3.1	6.0	26.8	3.3	0.2	0.5	0.9	1.7	11.0	65.0	47.1	57.9	63.5	69.0	80.0
Guatemala, 2006	10.7	0.5	1.7	2.7	7.6	32.3	1.8	0.0	0.1	0.0	0.1	6.8	54.8	20.3	38.8	52.2	65.6	81.4
Honduras, 2007	8.8	1.8	1.7	3.1	7.0	25.3							53.1	24.2	36.0	51.0	63.7	78.9
México, 2008	23.0	5.0	7.6	14.0	26.2	52.5	13.1	2.3	2.4	5.8	12.8	35.5	56.8	29.4	44.9	54.6	66.5	80.2
Nicaragua, 2005	3.8	0.5	0.4	0.6	1.5	12.7	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.9	23.1	3.0	8.5	16.2	29.7	47.0
Panamá, 2003	13.1	2.3	1.2	4.9	9.4	34.0	5.2	0.5	0.7	1.0	2.1	15.4	42.3	12.1	27.7	36.9	49.6	66.2
Paraguay, 2007	11.2	1.6	1.9	4.2	10.7	30.6	3.0	0.1	0.3	0.3	1.4	10.4	75.0	50.8	67.8	78.6	81.9	88.4
Perú, 2008	16.5	0.7	3.4	8.3	19.1	43.8	8.0	0.3	0.6	1.7	6.6	25.7	56.7	19.6	41.9	59.9	71.7	80.1
Uruguay, 2008	35.3	18.5	21.9	27.3	38.2	58.6	20.6	3.3	5.6	10.8	22.6	47.6	78.7	78.3	76.6	75.4	78.3	83.4
Venezuela, 2006	12.4	2.6	3.2	5.8	12.0	28.5	4.0	0.7	0.7	0.9	2.4	11.2	37.2	22.9	32.2	37.7	40.6	47.6

Fuente: Elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

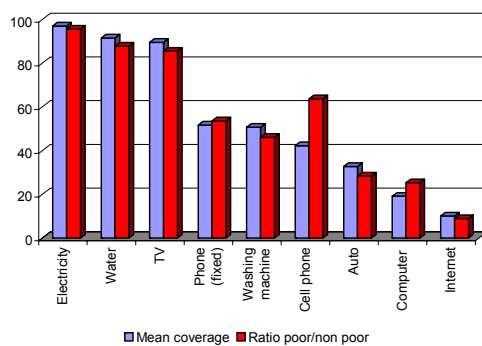
Comentario [AC13]: Separar en dos cuadros. Poner años en una columna separada.

En general, la desigualdad en el acceso a un servicio sigue un patrón estándar asociado a su grado de cobertura. Habitualmente, cuando el servicio es recién introducido son sólo los hogares de mayores ingresos quienes lo incorporan, por lo que la desigualdad es muy alta. A medida que la cobertura aumenta, los sectores de menores ingresos se agregan lentamente al grupo de usuarios. Finalmente, cuando el servicio se generaliza y el acceso de los pobres es extendido, la desigualdad se minimiza. A diferencia de las variables monetarias, donde no hay límite superior, la tasa de acceso a un servicio está limitada en 100%, por lo que trivialmente a medida que la cobertura se acerca a ese valor la desigualdad se contrae. La figura 2.21, construida con información de la encuesta mundial Gallup 2006, muestra la estrecha relación entre el grado de cobertura y el ratio de acceso entre pobres y no pobres (por ingreso) para los países de América Latina en su conjunto. Es interesante notar que los celulares están más extendidos en la población pobre, en relación a lo que podría preverse en función del grado de cobertura total del servicio.

Figura 2.21

Tasa global de cobertura y ratio de la cobertura entre quintiles de ingreso extremos Total de América Latina

Comentario [AC14]: Poner rótulos en español.



Fuente: estimaciones propias sobre la base de microdatos de la Encuesta Mundial de Gallup 2006.

2.6. Inseguridad

La inseguridad frente a la delincuencia y la violencia es una de las principales preocupaciones de la población latinoamericana. La evidencia disponible sugiere que la región sufre tasas de criminalidad altas a nivel mundial. La probabilidad de ser víctima de un delito no es uniforme a lo largo de la distribución del ingreso. Si bien los ricos constituyen un objetivo más valioso para los delincuentes, tienen más medios para protegerse.

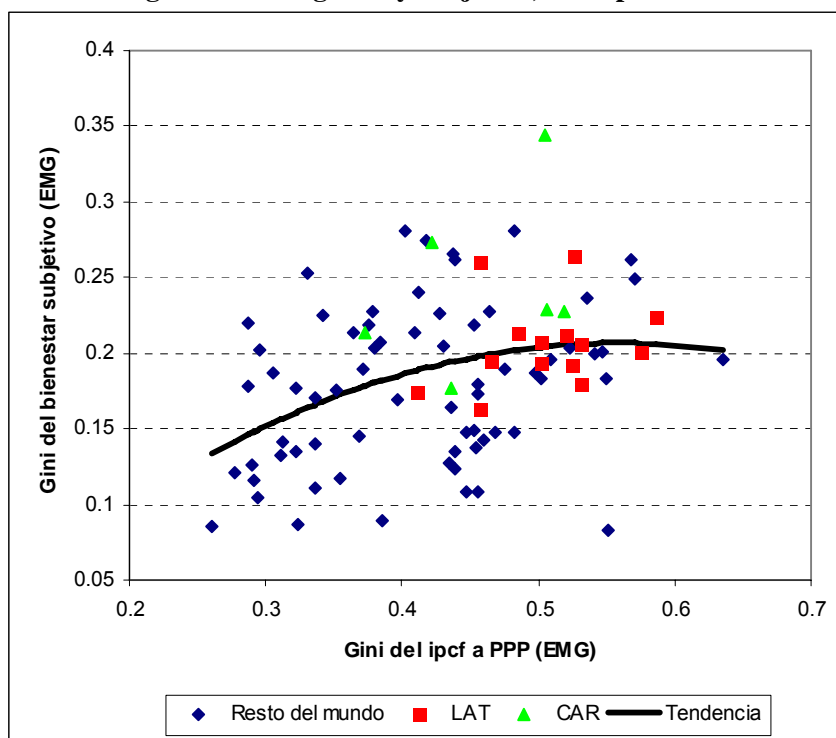
Algunos estudios recientes han tratado de determinar si el crimen tiene mayor impacto en las personas pobres que en los ricos. Dado que existen escasas encuestas de victimización nacionales, los investigadores han utilizado otras fuentes alternativas. Di Tella, Galiani y Schargrodsky (2002) usan una encuesta especialmente diseñada para el análisis de victimización y concluyen que en Buenos Aires *"aunque los hogares de altos ingresos solían sufrir una mayor tasa de victimización que los hogares de bajos ingresos, la diferencia se ha convertido ahora en no significativa"*. Gaviria y Pagés (1999) usan Latinobarómetro²⁰ para calcular las tasas de victimización por quintiles de un índice socioeconómico construido a partir de la propiedad de bienes durables y características de la vivienda, y encuentran que la victimización aumenta moderadamente con la riqueza en todos los países de la región. Por su parte, Gaviria y Vélez (2001) reportan que los hogares de mayor poder económico son víctimas de una mayor tasa de delitos contra la propiedad, mientras que los más pobres son quienes exhiben mayores tasas de homicidios y violencia física. Un problema de particular importancia es la violencia familiar, ejercida en general contra mujeres y niños.

2.7. Desigualdad en bienestar subjetivo

²⁰ Latinobarómetro es un estudio de opinión pública que se realiza anualmente en 18 países de América Latina, representando cerca de 400 millones de habitantes de la región. Para más información, puede visitarse el sitio: <http://www.latinobarometro.org/latino/latinobarometro.jsp>

Existe un creciente interés en medir el bienestar subjetivo que perciben las personas. De hecho, hay quienes sostienen que ésta es la variable central a medir y analizar en todo estudio de equidad social. El bienestar subjetivo es captado a partir de preguntas sobre el grado de satisfacción o felicidad, usualmente de tipo categóricas. Por ejemplo, la encuesta mundial Gallup solicita al entrevistado que se ubique en una escalera del 1 al 10, indicando cómo se siente en el momento de la entrevista. La figura 2.22 muestra los niveles de desigualdad en las respuestas a esta pregunta y en el ingreso, en casi todos los países del mundo, calculados a partir de los datos de la encuesta mundial Gallup 2006. La correlación entre ambas variables es positiva y significativa, aunque no muy elevada.

Figura 2.22
Gini de desigualdad de ingresos y subjetiva, Gallup 2006.



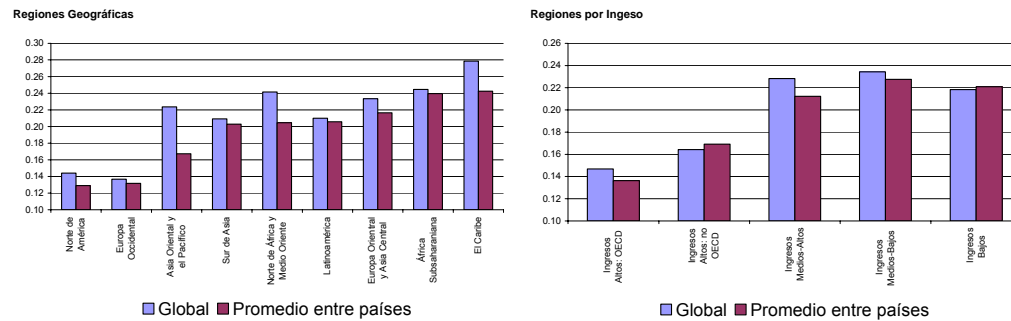
Fuente: Glüzmann (2010).

Comentario [AC15]: Sacar el marco a la figura. Aclarar qué es EMG en una nota, luego de la fuente (esto aparece en los ejes). Quitar el marco a la leyenda. Dice LAT en lugar de LAC. Explicar que CAR es Caribe. Explicar en el texto que los puntos rojos son los países de LAC.

Es interesante notar a partir de la figura 2.23 que el nivel de desigualdad subjetivo en América Latina es intermedio a nivel mundial, lo cual contrasta con los altos niveles de desigualdad de ingresos comentados en el capítulo anterior. De cualquier forma, se trata de resultados aun provisorios pertenecientes a una literatura en desarrollo.

Figura 2.23
Desigualdad del bienestar subjetivo a nivel mundial
Coefficientes de Gini globales y por países

Comentario [AC16]: Poner un gráfico debajo del otro.



Fuente: elaboración propia basada en microdatos de la Encuesta Mundial de Gallup 2006.

Los estudios sobre evolución de la desigualdad subjetiva en períodos largos de tiempo para América Latina son aun escasos. Stevenson and Wolfers (2008) estudian la desigualdad en felicidad reportada en Estados Unidos y encuentran que, a diferencia de las disparidades de ingreso, la desigualdad en felicidad ha caído entre 1972 y 2006. Dutta y Foster (2011) también encuentran un patrón semejante con considerables diferencias por género, raza y región.

3. DESIGUALDAD MULTIDIMENSIONAL²¹

El típico análisis económico de equidad comienza con un supuesto simplificador fundamental: el bienestar individual puede ser aproximado mediante una variable monetaria, como el ingreso o el consumo. Este supuesto no sólo reduce el problema de medición a una sola dimensión, sino que lo hace en una variable relativamente fácil de definir, medir y comparar. Si bien el supuesto simplificador es de una enorme utilidad, ya que hace al análisis de equidad operativo, tiene un costo importante. Al reducir el bienestar a una sola variable monetaria se ignoran otras dimensiones relevantes no perfectamente correlacionadas con la monetaria, lo cual puede llevar a visiones sesgadas del grado de inequidad en la sociedad y, eventualmente, a prescripciones de política no acertadas. Dos personas pueden tener el mismo ingreso pero acceder a niveles diferentes de educación, salud, servicios básicos, seguridad, derechos civiles y libertades individuales. Ignorar estas diferencias por concentrar el análisis sólo en el ingreso puede llevar a errores en el diagnóstico de la realidad social.

En el capítulo 5 repasamos argumentos que justifican el análisis multidimensional del bienestar y, por ende, de la pobreza y la desigualdad. La visión *bienestarista* reconoce que la utilidad individual depende de factores que no se transan en el mercado y cuya correlación con el ingreso dista de ser perfecta. Una visión alternativa subraya la existencia de bienes y servicios meritorios y/o esenciales como parte del conjunto de

²¹ Esta sección se benefició significativamente de las contribuciones y comentarios de Carolina García Domench.

oportunidades que toda sociedad debe ofrecer a sus integrantes. Finalmente, el enfoque de capacidades de Sen, mencionado en capítulos anteriores, propone medir pobreza y desigualdad en el espacio de las capacidades (*capabilities*) para llevar a cabo ciertas funciones básicas o funcionamientos (*functionings*).

En la práctica, más que ceñirse estrictamente a uno de estos enfoques, los investigadores definen bienestar, pobreza y desigualdad en el espacio de variables disponibles en encuestas y censos. Además de alguna variable monetaria, el análisis multidimensional de la desigualdad suele incluir indicadores de educación, vivienda, acceso a servicios, propiedad de bienes de consumo durable, salud, trabajo, bienestar subjetivo, seguridad, relaciones con la comunidad, libertades y derechos.

Supongamos, para simplificar, que acordamos considerar sólo tres variables de bienestar o “atributos” (el ingreso per cápita familiar, el nivel educativo y la calidad de la vivienda), y queremos evaluar los cambios en la desigualdad del bienestar multidimensional en el tiempo. Existen tres enfoques principales para abordar este tema: (i) el análisis independiente por atributo, (ii) los criterios de dominancia estocástica, y (iii) los índices de desigualdad multidimensionales.²²

3.1. Análisis independiente por atributo

Este enfoque consiste simplemente en la medición independiente de la desigualdad en la distribución de cada atributo. La desigualdad en cada dimensión es medida y evaluada con independencia del resto de las dimensiones, utilizando las técnicas unidimensionales discutidas en el capítulo anterior (índices y/o criterios de dominancia). Al tratar a cada atributo por separado, este enfoque ignora la posible complementariedad o sustituibilidad entre ellos e ignora las ponderaciones relativas que la sociedad (o el analista) quiera dar a cada uno, por lo que, algunos sostienen, no se trata de una verdadera estrategia multidimensional. Adicionalmente, el análisis ítem por ítem arroja tantos resultados como atributos, lo que impide una evaluación conjunta de la desigualdad con un resultado sintético definido.

Esta falta de síntesis no es vista necesariamente como una debilidad por otros investigadores. Sen argumenta que *“la pasión por la agregación tiene sentido en muchos contextos, pero puede ser inútil o sin sentido en otros”* (Sen, 1987). Todo intento de agregación de múltiples dimensiones implica arbitrariedades e inevitable pérdida de información. En ocasiones, estos costos llevan a que no sea conveniente forzar el análisis multidimensional más allá de la consideración independiente de la desigualdad atributo por atributo. En todo caso, si se decide avanzar con el proceso de agregación, la medición independiente de la desigualdad por atributo es recomendada, al menos como primera etapa exploratoria del análisis multidimensional.

²² Ver Maasoumi (1999), Sahn y Stifel (2003), Justino (2005), Lugo (2007) y Brandolini (2008).

Supongamos que queremos medir la desigualdad multidimensional en Brasil en el período 1992-2008 con los tres atributos antes mencionados: ingreso, educación y vivienda. Llevamos a cabo el análisis a nivel de hogar, utilizando como variables al ingreso per cápita familiar, los años de educación del jefe de hogar y un índice que mide la “calidad” de la vivienda a partir de los materiales de construcción y acceso a servicios de agua, saneamiento y electricidad.²³ El cuadro 3.1 muestra la evolución del coeficiente de Gini de las distribuciones de estas tres variables. La desigualdad en la distribución de las tres variables se redujo durante el período si se emplea el Gini tradicional. Si en cambio se utiliza el Gini de desigualdad absoluta, se observa que la desigualdad en los años de educación creció.

Cuadro 3.1
Desigualdad por atributo
Ingreso, educación y vivienda

	Gini Tradicional			Gini Desigualdad Absoluta	
	Ingreso	Educación	Vivienda	Educación	Vivienda
1993	0.601	0.490	0.142	2.453	0.117
1995	0.598	0.484	0.129	2.475	0.108
1996	0.598	0.476	0.118	2.514	0.101
1997	0.598	0.471	0.111	2.523	0.096
1998	0.597	0.463	0.106	2.547	0.092
1999	0.591	0.458	0.098	2.551	0.086
2001	0.591	0.445	0.084	2.596	0.075
2002	0.587	0.435	0.077	2.616	0.069
2003	0.578	0.429	0.072	2.632	0.065
2004	0.569	0.422	0.069	2.658	0.063
2005	0.566	0.415	0.064	2.668	0.058
2006	0.558	0.403	0.057	2.673	0.052
2007	0.548	0.403	0.049	2.771	0.046
2008	0.546	0.395	0.045	2.748	0.042

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la PNAD, Brasil.

Ahora bien, las tres variables consideradas no son manifestaciones independientes del bienestar individual, sino que se encuentran correlacionadas. En promedio, en el período considerado, el coeficiente de correlación lineal es 0.39 entre ingreso y educación, 0.20 entre ingreso y vivienda, y 0.36 entre educación y vivienda, en todos los casos valores positivos significativamente diferentes de cero, lo cual sugiere la inconveniencia de tratarlas de forma independiente.

3.2. Dominancia multidimensional

La idea de este enfoque es extender la noción de dominancia de Lorenz desarrollada en el capítulo anterior a distribuciones multivariadas y establecer un ordenamiento de distribuciones en términos de desigualdad. Kolm (1977) y Atkinson y Bourguignon

²³ Este índice se obtuvo aplicando el método de análisis de componentes principales, comentado en el capítulo 5.

(1982) son los artículos pioneros en esta área. Este enfoque implica pocas restricciones sobre los datos, pero el contenido informativo puede ser escaso, dado que son comunes las situaciones donde no se cumplen las condiciones de dominancia.

Atkinson y Bourguignon (1982) comparan dos distribuciones multivariadas $F(X)$ y $G(X)$ – donde X es un vector de atributos – en términos de utilidad esperada.

$$(3.1) \quad \Delta W = \int U(X)dF(X) - \int U(X)dG(X)$$

La distribución F domina estocásticamente a G cuando ΔW es no negativa para toda función U y estrictamente positiva para alguna U . Para distribuciones en dos dimensiones y restringiendo a un soporte finito $[0, a_j]$, la diferencia en la utilidad esperada es

$$(3.2) \quad \Delta W = \int_0^{a_1} \int_0^{a_2} U(x_1, x_2) \Delta f(x_1, x_2) dx_1 dx_2$$

donde $f(x_1, x_2)$ es la función de densidad (en dos dimensiones) y $\Delta f(x_1, x_2) = f(x_1, x_2) - g(x_1, x_2)$. Atkinson y Bourguignon (1982) prueban que una condición suficiente para que la distribución F domine estocásticamente (en primer orden) a la distribución G , para la clase de funciones de utilidad U , donde $U_1, U_2 \geq 0$ y $U_{12} \leq 0$ es:

$$(3.3) \quad \Delta F(x_1, x_2) = F(x_1, x_2) - G(x_1, x_2) \leq 0 \quad \text{para todo } x_1, x_2$$

lo cual implica que

$$(3.4) \quad \begin{aligned} F_1(x_1) - G_1(x_1) &\leq 0 \quad \text{para todo } x_1 \\ F_2(x_2) - G_2(x_2) &\leq 0 \quad \text{para todo } x_2 \end{aligned}$$

Esta condición de dominancia requiere que la distribución acumulada, tomada sobre el rectángulo $(0, x_1; 0, x_2)$ esté siempre por debajo (o al menos no por arriba) para F que para G . Estas condiciones son a menudo difíciles de satisfacer en la práctica. Por ejemplo, en el caso de Brasil, tanto la distribución marginal del ingreso como de la educación presentan cruces, lo que viola los requisitos de dominancia de primer orden.

En búsqueda de condiciones menos restrictivas, Atkinson y Bourguignon (1982) prueban que las condiciones suficientes para que la distribución F domine estocásticamente a la distribución G para la clase de funciones de utilidad donde $U_1, U_2 \geq 0$; $U_{11}, U_{22}, U_{12} \leq 0$; $U_{112}, U_{122} \geq 0$; y $U_{1122} \leq 0$ son:²⁴

$$(3.5) \quad \Delta H_1(x_1) = \int_0^{x_1} \Delta F_1(s) ds \leq 0 \quad \forall x_1$$

²⁴ Nótese que en este enfoque los dos atributos son considerados de forma simétrica, lo cual no necesariamente es la alternativa más razonable. Muller y Trannoy (2003) y Justino (2005) incluyen desarrollos e ilustraciones para el caso asimétrico. García Domench (2010) desarrolla el caso asimétrico aplicado a Argentina.

$$(3.6) \quad \Delta H_2(x_2) = \int_0^{x_2} \Delta F_2(s) ds \leq 0 \quad \forall x_2$$

$$(3.7) \quad \Delta H(x_1, x_2) \leq 0 \quad \forall x_1, x_2$$

La extensión de las condiciones a N dimensiones es directa en principio, pero complicada porque involucra derivadas de (hasta) orden $2N$. Estas condiciones pueden reinterpretarse en términos de la covarianza entre x_1 y x_2 :

- Para dos distribuciones con la misma media, aquella con la mayor covarianza no puede dominar a la otra.
- Cuando la media difieren, sólo una distribución con mayor (o no menor) media puede dominar. Si denotamos como μ la media y cov la covarianza e indexamos con j a los atributos, entonces si $\mu_j^F \geq \mu_j^G$, $cov(F) < cov(G)$ es suficiente para que la distribución F domine estocásticamente a la distribución G .

Para evaluar estas condiciones el cuadro 3.2 computa las medias del ingreso y la educación, así como también las covarianzas entre estos dos atributos para el caso de Brasil. Puede observarse fácilmente que en este ejemplo hay muchos años en los que no puede establecerse una relación de dominancia. Por ejemplo, tanto el ingreso medio como los años de educación promedio son superiores en 2008 comparado con 2007, pero la covarianza es superior.

Cuadro 3.2
Medias y covarianzas
Ingreso y educación, para el caso de Brasil

	Ingreso Promedio	Años de Educación Promedio	Covarianza Ingreso - Educación
1993	497.0	5.0	1773
1995	668.3	5.1	2538
1996	672.0	5.3	2466
1997	662.1	5.4	2481
1998	683.1	5.5	2565
1999	640.6	5.6	2338
2001	655.7	5.8	2332
2002	660.9	6.0	2352
2003	632.5	6.1	2153
2004	642.6	6.3	2077
2005	677.7	6.4	2193
2006	723.8	6.6	2262
2007	748.1	6.9	2059
2008	790.6	7.0	2149

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la PNAD, Brasil.

En la práctica, es difícil que las condiciones de dominancia multidimensional se satisfagan, lo que implica un ordenamiento incompleto de distribuciones, escenario en el cual se vuelven más atractivos los índices de desigualdad multidimensionales.

3.3. Índices de desigualdad multidimensional

Llamemos con x_{ij} al atributo j de la persona i y con X_i a su vector de J atributos. Una distribución multidimensional es una matriz X de tamaño $J \times N$, cuyo elemento característico es $\{x_{ij}\}$. La matriz indica el valor de cada atributo para cada persona (o unidad de observación). Un índice de desigualdad multidimensional I es una función que asigna un número real a cada distribución conjunta X . Naturalmente, se espera que esta función cumpla con algunas propiedades o axiomas que caracterizan a todo indicador de desigualdad: que sea anónima, continua, invariante a las réplicas, consistente a descomposiciones y, lógicamente, que respete la propiedad de Dalton-Pigou generalizada a múltiples dimensiones.²⁵ Usualmente, se incluye también la propiedad de invarianza a la escala o alternativamente invarianza a las translaciones.

Todo índice de desigualdad multidimensional tiene inevitablemente que determinar (i) la estructura de ponderaciones entre los distintos atributos (usualmente asociada a la relevancia de cada uno como fuente de bienestar individual), (ii) el grado de sustituibilidad entre ellos, y (iii) el grado de aversión a la desigualdad. Mientras que el punto (iii) es común a los índices unidimensionales discutidos en el capítulo anterior, los puntos (i) y (ii) surgen al considerar varios atributos en forma simultánea.

3.3.1. Reducción al análisis unidimensional

Una forma usual de obtener indicadores multidimensionales es reducir el problema a uno unidimensional. El enfoque requiere dos etapas. La primera consiste en construir un indicador resumen de bienestar individual a partir de información sobre múltiples atributos, y la segunda en aplicar las conocidas técnicas univariadas de medición de la desigualdad a ese indicador resumen. La primera etapa del proceso de agregación consiste en identificar una función $h(X_i)$ que resuma esos atributos en un indicador unidimensional s_i

$$(3.8) \quad s_i = h(X_i)$$

De esta forma, la distribución multidimensional de las x_{ij} se “colapsa” a una distribución unidimensional de los indicadores s_i , que es posible tratar con el instrumental de medición de desigualdad desarrollado en el capítulo anterior.

²⁵ La generalización de Dalton-Pigou no es trivial (ver Kolm, 1977). Atkinson y Bourguignon (1982) extienden los axiomas para considerar la correlación entre atributos cuando las distribuciones marginales no cambian. Lugo (2007) provee un excelente resumen de propiedades y medidas de índices multidimensionales, con una aplicación al caso de Argentina.

Maasoumi (1986) propone utilizar la teoría de la información para especificar la forma de la función agregadora de bienestar. Las técnicas multivariadas de componentes principales (Maasoumi y Nickelsburg, 1988) y *clusters* (Hirschberg et al. 1991), o de análisis de eficiencia (Deutsch y Silber, 2005) pueden ser también usadas para este proceso de agregación.

La estrategia de Maasoumi (1986) es la más utilizada en la práctica. La función $h(\cdot)$ es elegida de modo tal que la distribución de los indicadores se parezca lo más posible a la distribución de los atributos. Maasoumi utiliza la teoría de la información como criterio para medir la similitud entre distribuciones. Específicamente, se busca elegir el vector $\{s_1, \dots, s_N\}$ que minimice la medida de divergencia

$$(3.9) \quad D(\beta) = \sum_{j=1}^J \alpha_j \left[\sum_{i=1}^N \frac{s_i \left[\left(\frac{s_i}{x_{ij}} \right)^{-\beta} - 1 \right]}{\beta(\beta-1)} \right] \quad \text{con } \beta \neq 0, 1$$

donde α_j es la ponderación del atributo j . Maasoumi muestra que el vector de los indicadores s_i que minimiza (3.9) es

$$(3.10) \quad s_i = h(X_i) = \left(\sum_{j=1}^J \bar{\omega}_j x_{ij}^\beta \right)^{\frac{1}{\beta}} \quad \text{con } \beta \neq 0,$$

$$s_i = \prod_{j=1}^J x_{ij}^{\bar{\omega}_j} \quad \text{con } \beta = 0$$

con $\bar{\omega}_j = \alpha_j / \sum_k \alpha_k$. En la práctica, se asume $\beta \leq 1$ para que la elasticidad de sustitución sea no negativa. Nótese que s_i en (3.10) es una media generalizada que incluye como casos especiales las medias geométrica y aritmética. Nótese también que el indicador resumen de bienestar s_i puede interpretarse como una función de utilidad CES definida en el espacio de los atributos, con elasticidad de sustitución constante $\sigma = 1/(1-\beta)$. El parámetro β regula el grado de sustituibilidad entre los atributos. En el límite, cuando $\beta \rightarrow -\infty$ la ecuación (3.10) se aproxima a una Leontief: los atributos del bienestar son complementarios perfectos y no hay sustitución entre ellos. En el otro extremo, cuando $\beta \rightarrow 1$, (3.10) se aproxima a una función lineal en la que los atributos se vuelven sustitutos perfectos: menores niveles en un componente del bienestar pueden ser plenamente compensados por mayores niveles en otros.

Una vez reducido el problema multidimensional, Maasoumi propone elegir la familia de índices de entropía generalizada para medir desigualdad sobre la distribución de s_i . El índice de desigualdad multidimensional resultante es entonces,

$$(3.11) \quad I(c) = \frac{1}{Nc(1-c)} \sum_{i=1}^N \left[1 - \left(\frac{s_i}{\mu_s} \right)^c \right] \text{ con } c \neq 0,1$$

donde μ_s es la media de la distribución de las s_i y c es el típico parámetro que regula el grado de aversión a la desigualdad. Si en lugar del índice de entropía aplicáramos el de Atkinson, el indicador multidimensional sería (para $\varepsilon \neq 1$)

$$(3.12) \quad I(\varepsilon) = 1 - \frac{\left[\frac{1}{N} \sum_i s_i^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}}{\mu_s}$$

Para aplicar esta estrategia de agregación es necesario, en primer lugar, hacer una transformación a los atributos con el propósito de llevarlos a la misma unidad de medida. La transformación más usual es tomada de la fórmula para calcular el Índice de Desarrollo Humano mencionado en el capítulo 5, y consiste en normalizar a cada atributo entre 0 y 1, en función de los valores mínimo (x_j^{\min}) y máximo (x_j^{\max}) del atributo en la población estudiada.

$$(3.13) \quad x_{ij}^n = \frac{x_{ij} - x_j^{\min}}{x_j^{\max} - x_j^{\min}}$$

donde x_{ij}^n es el valor del atributo normalizado.

El cuadro 3.3 muestra el indicador de desigualdad multidimensional de Maasoumi para el caso de Brasil, utilizando distintas configuraciones de los parámetros requeridos: la estructura de ponderadores α , el grado de sustituibilidad entre atributos determinado por β y el grado de aversión a la desigualdad regulado alternativamente por c y ε . Nótese cómo al aumentar la sustituibilidad entre atributos, cae la medida de desigualdad. Independientemente del indicador utilizado para la medición, el resultado de la fuerte caída de la desigualdad multidimensional en Brasil se sostiene.

Cuadro 3.3
Índices de desigualdad multidimensional
Brasil

Comentario [AC17]: Reducir cuadro.

Pobreza y desigualdad en América Latina

i) Todos los atributos con iguales ponderaciones: $\omega_j = 0.33$

	$\beta = -30$						$\beta = 0$						$\beta = 1$					
	A(0.5)	A(1)	A(2)	E(0)	E(1)	E(2)	A(0.5)	A(1)	A(2)	E(0)	E(1)	E(2)	A(0.5)	A(1)	A(2)	E(0)	E(1)	E(2)
1993	0.303	0.495	0.835	0.682	0.770	2.209	0.142	0.291	0.579	0.345	0.277	0.303	0.045	0.117	0.497	0.124	0.077	0.066
1995	0.301	0.490	0.717	0.674	0.756	1.846	0.140	0.287	0.568	0.338	0.274	0.299	0.042	0.106	0.467	0.112	0.071	0.061
1996	0.298	0.489	0.719	0.672	0.739	1.768	0.138	0.282	0.556	0.331	0.267	0.289	0.038	0.095	0.400	0.099	0.065	0.056
1997	0.297	0.488	0.724	0.670	0.738	1.852	0.135	0.278	0.559	0.326	0.263	0.285	0.036	0.091	0.427	0.095	0.062	0.053
1998	0.296	0.484	0.712	0.662	0.744	1.906	0.131	0.269	0.542	0.313	0.255	0.276	0.034	0.086	0.411	0.090	0.059	0.051
1999	0.290	0.477	0.703	0.649	0.723	1.746	0.127	0.261	0.522	0.303	0.248	0.269	0.031	0.076	0.330	0.079	0.055	0.048
2001	0.293	0.480	0.715	0.654	0.732	1.824	0.122	0.251	0.511	0.290	0.238	0.258	0.027	0.065	0.326	0.068	0.047	0.042
2002	0.285	0.472	0.716	0.639	0.712	2.182	0.117	0.241	0.490	0.276	0.229	0.247	0.024	0.058	0.264	0.060	0.043	0.038
2003	0.282	0.467	0.720	0.630	0.698	1.692	0.114	0.236	0.487	0.269	0.223	0.239	0.023	0.056	0.281	0.057	0.041	0.037
2004	0.271	0.452	0.703	0.600	0.670	1.647	0.110	0.227	0.468	0.258	0.214	0.227	0.022	0.050	0.208	0.052	0.039	0.035
2005	0.268	0.447	0.694	0.592	0.664	1.638	0.107	0.221	0.462	0.250	0.208	0.221	0.021	0.049	0.246	0.050	0.037	0.034
2006	0.260	0.437	0.685	0.575	0.638	1.545	0.102	0.210	0.441	0.236	0.197	0.209	0.018	0.042	0.178	0.043	0.034	0.031
2007	0.254	0.427	0.685	0.557	0.622	1.413	0.097	0.202	0.427	0.225	0.187	0.195	0.017	0.039	0.152	0.040	0.032	0.030
2008	0.250	0.420	0.667	0.545	0.620	1.628	0.096	0.199	0.422	0.222	0.184	0.191	0.016	0.035	0.137	0.036	0.029	0.027

ii) Estructura de ponderadores: $\omega_{\text{ingreso}} = 0.5$; $\omega_{\text{educación}} = 0.25$; $\omega_{\text{vivienda}} = 0.25$

	$\beta = -30$						$\beta = 0$						$\beta = 1$					
	A(0.5)	A(1)	A(2)	E(0)	E(1)	E(2)	A(0.5)	A(1)	A(2)	E(0)	E(1)	E(2)	A(0.5)	A(1)	A(2)	E(0)	E(1)	E(2)
1993	0.303	0.495	0.835	0.682	0.770	2.217	0.165	0.317	0.580	0.382	0.346	0.456	0.046	0.116	0.485	0.124	0.078	0.067
1995	0.301	0.490	0.717	0.673	0.755	1.845	0.164	0.314	0.564	0.376	0.344	0.447	0.042	0.106	0.452	0.112	0.073	0.063
1996	0.297	0.489	0.719	0.671	0.738	1.770	0.162	0.310	0.558	0.371	0.337	0.431	0.038	0.095	0.391	0.099	0.067	0.058
1997	0.296	0.488	0.724	0.670	0.738	1.852	0.160	0.308	0.562	0.368	0.334	0.430	0.036	0.091	0.420	0.095	0.062	0.054
1998	0.296	0.484	0.712	0.662	0.744	1.906	0.156	0.299	0.542	0.355	0.327	0.423	0.034	0.086	0.400	0.090	0.060	0.052
1999	0.290	0.477	0.703	0.648	0.723	1.748	0.152	0.291	0.526	0.344	0.319	0.410	0.031	0.076	0.323	0.079	0.055	0.049
2001	0.292	0.480	0.715	0.654	0.732	1.824	0.148	0.284	0.519	0.334	0.311	0.400	0.027	0.066	0.315	0.068	0.048	0.043
2002	0.285	0.472	0.716	0.639	0.713	2.209	0.144	0.275	0.502	0.321	0.301	0.389	0.024	0.058	0.261	0.060	0.043	0.039
2003	0.281	0.467	0.720	0.629	0.697	1.695	0.140	0.269	0.498	0.313	0.292	0.371	0.024	0.056	0.268	0.058	0.043	0.038
2004	0.271	0.451	0.703	0.600	0.670	1.650	0.134	0.258	0.480	0.299	0.279	0.353	0.022	0.051	0.203	0.052	0.040	0.036
2005	0.268	0.447	0.694	0.592	0.663	1.639	0.131	0.252	0.472	0.291	0.274	0.347	0.021	0.049	0.237	0.050	0.038	0.034
2006	0.260	0.437	0.685	0.575	0.638	1.548	0.126	0.243	0.455	0.278	0.262	0.329	0.019	0.043	0.175	0.043	0.034	0.031
2007	0.254	0.427	0.685	0.557	0.621	1.413	0.120	0.232	0.441	0.264	0.248	0.305	0.018	0.039	0.146	0.040	0.033	0.031
2008	0.250	0.420	0.667	0.546	0.620	1.630	0.118	0.228	0.433	0.260	0.244	0.303	0.016	0.035	0.134	0.036	0.030	0.028

iii) Estructura de ponderadores: $\omega_{\text{ingreso}} = 0.8$; $\omega_{\text{educación}} = 0.1$; $\omega_{\text{vivienda}} = 0.1$

	$\beta = -30$						$\beta = 0$						$\beta = 1$					
	A(0.5)	A(1)	A(2)	E(0)	E(1)	E(2)	A(0.5)	A(1)	A(2)	E(0)	E(1)	E(2)	A(0.5)	A(1)	A(2)	E(0)	E(1)	E(2)
1993	0.302	0.494	0.835	0.682	0.770	2.227	0.237	0.410	0.686	0.528	0.557	1.117	0.049	0.118	0.442	0.125	0.086	0.079
1995	0.300	0.489	0.717	0.672	0.754	1.843	0.234	0.405	0.635	0.519	0.547	1.007	0.046	0.110	0.403	0.117	0.084	0.079
1996	0.297	0.489	0.719	0.671	0.737	1.773	0.233	0.405	0.636	0.519	0.538	0.976	0.042	0.099	0.358	0.104	0.075	0.070
1997	0.296	0.488	0.724	0.670	0.738	1.852	0.232	0.404	0.641	0.518	0.541	1.008	0.038	0.092	0.391	0.097	0.067	0.060
1998	0.296	0.484	0.712	0.661	0.743	1.908	0.230	0.398	0.623	0.507	0.538	1.009	0.037	0.089	0.360	0.093	0.066	0.061
1999	0.290	0.477	0.704	0.648	0.722	1.751	0.225	0.390	0.613	0.495	0.523	0.955	0.034	0.080	0.295	0.083	0.062	0.057
2001	0.292	0.480	0.715	0.654	0.731	1.826	0.224	0.389	0.618	0.492	0.522	0.965	0.030	0.070	0.278	0.073	0.056	0.053
2002	0.285	0.472	0.716	0.639	0.714	2.267	0.219	0.381	0.610	0.479	0.512	1.059	0.025	0.059	0.248	0.061	0.045	0.041
2003	0.281	0.466	0.720	0.628	0.696	1.697	0.213	0.373	0.611	0.467	0.493	0.892	0.027	0.061	0.232	0.063	0.051	0.050
2004	0.270	0.451	0.703	0.600	0.670	1.656	0.205	0.360	0.593	0.447	0.474	0.864	0.024	0.055	0.188	0.056	0.046	0.044
2005	0.268	0.447	0.694	0.592	0.663	1.640	0.203	0.356	0.584	0.439	0.470	0.855	0.023	0.051	0.207	0.052	0.042	0.040
2006	0.260	0.437	0.686	0.575	0.638	1.555	0.196	0.346	0.573	0.426	0.453	0.816	0.020	0.045	0.163	0.046	0.038	0.036
2007	0.253	0.426	0.685	0.556	0.620	1.415	0.188	0.333	0.564	0.406	0.431	0.746	0.020	0.044	0.135	0.045	0.039	0.039
2008	0.250	0.420	0.667	0.546	0.620	1.634	0.186	0.329	0.549	0.399	0.430	0.792	0.017	0.037	0.126	0.038	0.032	0.030

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la PNAD, Brasil.

3.3.2. Índices globales de desigualdad multidimensional

A diferencia del esquema anterior, los indicadores globales de desigualdad multidimensional no operan en etapas, sino que asocian directamente un número real a cada distribución conjunta de las múltiples dimensiones consideradas en el análisis.

Uno de los indicadores globales de desigualdad multidimensional más populares es el propuesto por Tsui (1995) como extensión de los indicadores de desigualdad relativa de Kolm (1969). Asumiendo una función de bienestar social continua, creciente, simétrica, estrictamente cuasi-cóncava, separable e invariante a la escala, Tsui deriva el siguiente índice multidimensional:

$$(3.14) \quad I_T = 1 - \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \prod_{j=1}^J \left(\frac{x_{ij}}{\mu_j} \right)^{r_j} \right]^{\frac{1}{\sum_k r_k}}$$

donde μ_j es la media del atributo j y los parámetros r deben satisfacer ciertas restricciones. El supuesto de separabilidad permite agregar los atributos de cada persona en un indicador s_i semejante al estudiado en la sub-sección anterior (s_i de Maasoumi para $\beta=0$)

$$(3.15) \quad s_i = \prod_{j=1}^J x_{ij}^{\varpi_j} \text{ donde } \varpi_j = \frac{r_j}{\sum_k r_k}$$

Una de las críticas principales al indicador de Tsui apunta a la dificultad para interpretar los parámetros y separar sus funciones como ponderadores y reguladores de la sustituibilidad entre atributos y aversión a la desigualdad.

Reemplazando $\sum_k r_k$ por $1 - \varepsilon$, el índice puede escribirse como

$$(3.16) \quad I_T(\varepsilon) = 1 - \frac{\left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N s_i^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}}{s} \quad \text{con } \varepsilon \neq 1$$

donde s se calcula a partir de (3.15) con las medias de cada atributo μ_j , por lo que representa el bienestar de una persona representativa con atributos promedio. Los parámetros r_j implícitos en (3.16) determinan la ponderación de los atributos (a través de $\bar{\varpi}_j$) y el grado de aversión a la desigualdad (a través de ε).

Bourguignon (1999) propone una medida donde la función de los parámetros es más clara

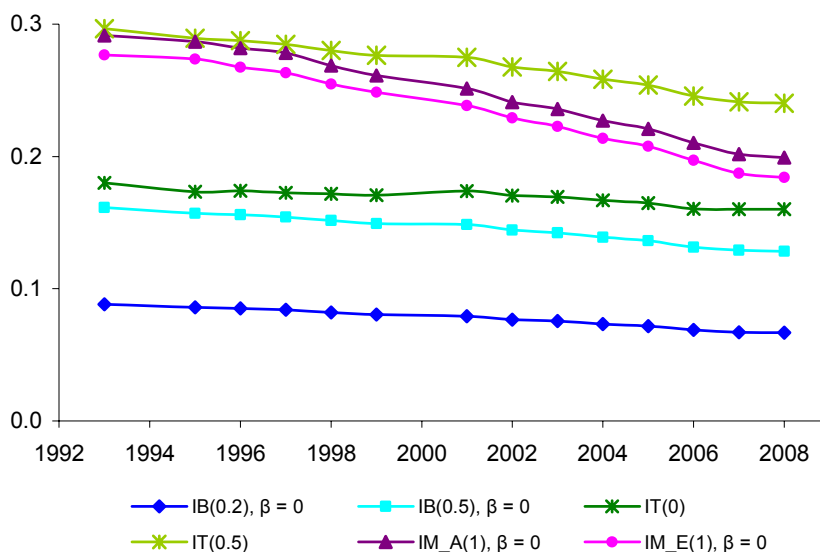
$$(3.17) \quad I_B = 1 - \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\sum_{j=1}^J (\varpi_j x_{ij}^\beta) \right]^{\frac{\varepsilon}{\beta}}}{\left[\sum_{j=1}^J (\varpi_j \mu_j^\beta) \right]^{\frac{\varepsilon}{\beta}}} \quad \text{con } \beta \neq 0$$

donde β regula el grado de sustituibilidad (por lo que se restringe a $\beta \leq 1$) y ε es el parámetro de aversión a la desigualdad.

La figura 3.1 ilustra la evolución de la desigualdad multidimensional en Brasil usando los indicadores de Maasoumi, Tsui y Bourguignon con diferentes parámetros. El resultado de la caída significativa de la desigualdad multidimensional en Brasil resulta robusto.

Figura 3.1

Desigualdad multidimensional en Brasil Índices de Maasoumi, Tsui y Bourguignon Ingreso, educación y vivienda



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la PNAD, Brasil.

Nota: ponderadores iguales entre dimensiones.

Comentario [AC18]: Habría que agregar en la nota qué significa cada uno de los ítems en la leyenda

4. DESIGUALDAD ENTRE GRUPOS

El típico estudio distributivo considera a las personas (u hogares) como unidades primarias de análisis. En esta sección ubicamos a las personas como pertenecientes a grupos caracterizados por alguna variable común. El estudio de la desigualdad entre grupos es útil como forma de entender la desigualdad agregada y como instrumento para focalizar la política económica.

Supongamos que dividimos a la población de N personas en G grupos indexados con g . El análisis de desigualdad inter-grupal ignora todas las divergencias al interior de cada grupo, tomando como argumento sólo alguna medida resumen de cada uno, típicamente la media μ_g . Sobre la distribución de estas medias grupales es posible aplicar el instrumental de medición de la desigualdad desarrollado en el capítulo anterior (si se trata de una variable monetaria), o en la sub-sección anterior (si se trata de múltiples dimensiones). A menudo, el número de grupos es escaso (por ejemplo, en agrupaciones agrupaciones por área de residencia urbano/rural, o por género hombre/mujer), por lo que un simple ratio o diferencia de medias alcanza para ilustrar la desigualdad.

Como vimos en el capítulo 6, es posible dividir a la desigualdad agregada en un componente inter-grupal y uno intra-grupal. Esta partición resulta relevante para algunos propósitos. Si, por ejemplo, dividiéramos a la población en urbana o rural, y el componente de desigualdad inter-grupal fuera muy alto, el foco de la investigación para entender los determinantes de la desigualdad agregada en el país debería centrarse en las razones de la brecha urbano-rural del ingreso, más que en las disparidades internas de

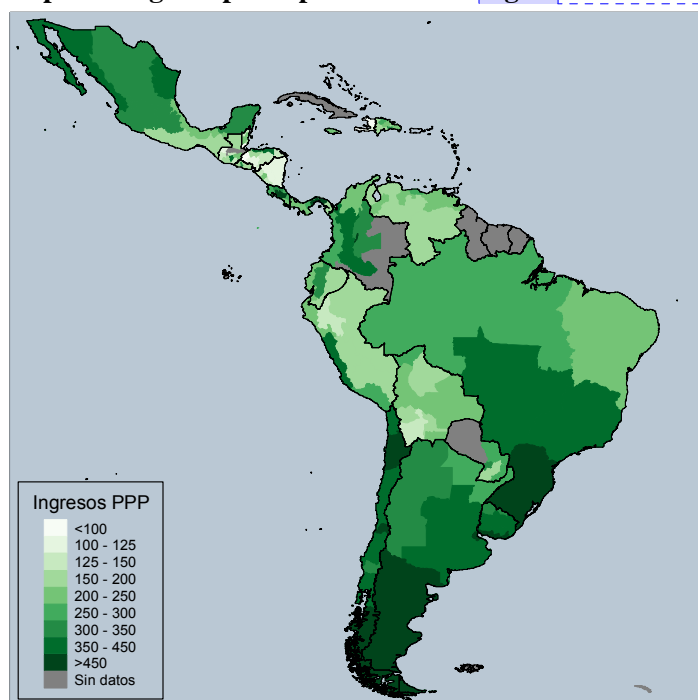
cada área geográfica. Adicionalmente, las profundas diferencias de ingreso que el estudio estaría revelando podrían ser determinantes a la hora de decidir un esquema de focalización de la política social.

En el resto de esta sección ilustramos sucintamente algunas desigualdades entre grupos geográficos y étnicos, y entre hombres y mujeres.

4.1. Desigualdad geográfica

Las distribuciones del ingreso y de otras variables de bienestar distan de ser uniformes en el espacio. Por diversas razones, los niveles de vida promedio difieren significativamente entre áreas geográficas, observación que se aplica tanto a la comparación entre grandes regiones continentales como entre barrios de una misma ciudad. El ingreso per cápita promedio relevado en las encuestas de hogares (ajustado por paridad de poder adquisitivo) de Costa Rica es 2.7 veces el de la vecina Nicaragua, mientras que el de Chile es 2.5 veces el de la limítrofe Bolivia. La figura 4.1 – un mapa del ingreso a nivel de regiones sub-nacionales – es ilustrativo de las disparidades geográficas en América Latina.

Figura 4.1
Mapa del ingreso per cápita a nivel de región



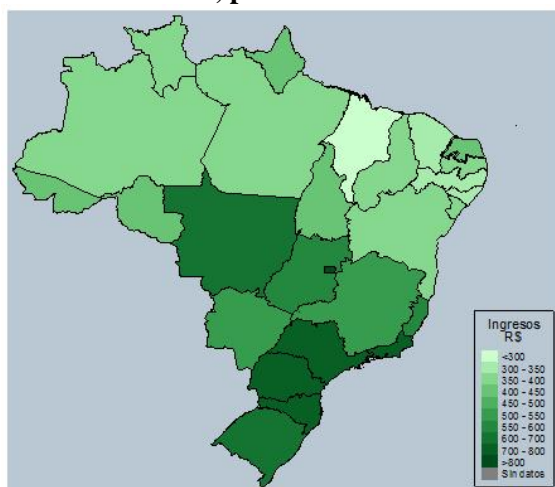
Comentario [.19]: Agregar año

Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

El contar con datos censales aumenta notablemente la precisión de los mapas. Los gráficos siguientes muestran el mapa del ingreso per cápita en Brasil, calculado

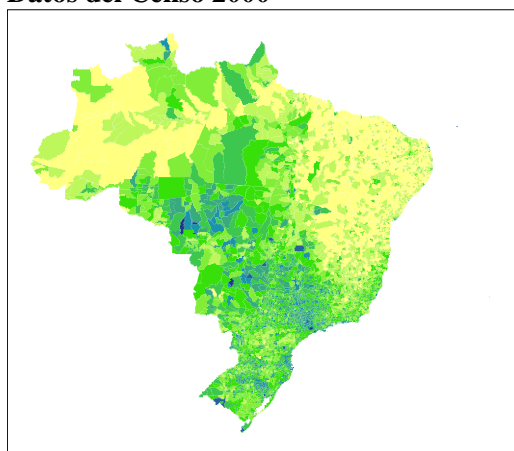
alternativamente a partir de la encuesta de hogares y del Censo 2000, el cual incluyó datos de ingreso del 12% de la población. El patrón general es semejante (ingresos más altos en el sur y más bajos en el Nordeste y la Amazonia), pero el mapa censal permite mucho mayor detalle.

Figura 4.2
El mapa del ingreso per cápita en Brasil
IPCF Brasil 2007, por Unidades de Federación



Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de la PNAD 2007.

Figura 4.3
El mapa del ingreso per cápita en Brasil
Datos del Censo 2000



Fuente: Valdés Conroy (2008).

La desigualdad geográfica regional es un componente importante de la desigualdad nacional en casi todos los países de la América Latina. El cuadro 4.1 reporta los valores de la desigualdad intra e inter-grupos al dividir a los países en las regiones relevadas en

las encuestas de hogares oficiales. El componente inter-grupos da cuenta de una fracción variable de las desigualdades totales: desde 4% en Argentina a 25.9% en Perú.

Cuadro 4.1**Descomposiciones de desigualdad de ingreso inter e intra regional**

		Theil	Within	Between	Within	Between	Regiones
Argentina	2010	0.355	0.341	0.014	96.0	4.0	6
Brasil	2009	0.592	0.554	0.038	93.6	6.4	5
Colombia	2009	0.661	0.605	0.056	91.5	8.5	5
Costa Rica	2009	0.487	0.458	0.028	94.2	5.8	6
El Salvador	2009	0.441	0.391	0.049	88.9	11.1	5
Honduras	2009	0.576	0.439	0.137	76.3	23.7	6
Nicaragua	2005	0.600	0.559	0.041	93.1	6.9	4
Panamá	2009	0.501	0.464	0.037	92.7	7.3	4
Perú	2009	0.452	0.335	0.117	74.1	25.9	7
Uruguay	2009	0.375	0.355	0.019	94.8	5.2	5
Venezuela	2006	0.349	0.334	0.015	95.7	4.3	7

Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

Comentario [AC20]: Poner inter e intra-grupos

Comentario [AC21]: Agregar en las columnas 4 y 5 que el valor que se muestra es el % de within o between sobre el total

Una descomposición semejante puede implementarse para caracterizar la desigualdad global en América Latina, es decir la desigualdad de considerar a la región como un gran agregado, desconociendo las divisiones políticas. Los resultados del cuadro 4.2 muestran que la desigualdad entre países (la desigualdad inter-grupal) da cuenta de una fracción pequeña, aunque creciente, de la desigualdad latinoamericana global.

Cuadro 4.2**Descomposición de la desigualdad global en América Latina
Índice de Theil**

		Theil			
		Global	Inter	Intra	% Inter
Nacional					
	1992	67.8	2.3	65.5	3.4%
	2006	63.7	3.9	59.8	6.1%
Urbano					
	1992	64.2	1.3	62.9	2.0%
	2006	60.7	2.5	58.3	4.1%

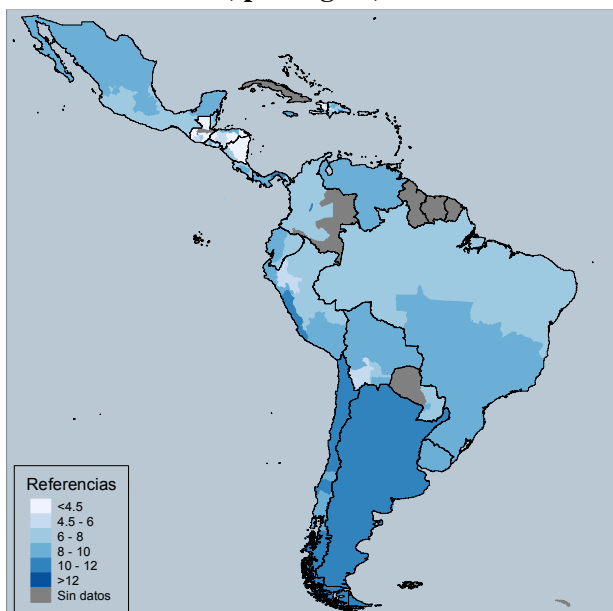
Fuente: Gasparini *et al.* (2008).

Comentario [AC22]: Poner inter-grupo e intra-grupo

Aunque con menos riqueza en la desagregación, la información de las encuestas de hogares también permite caracterizar geográficamente a la desigualdad no monetaria. Los siguientes gráficos, por ejemplo, ilustran dos variables típicas en los indicadores de desigualdad multidimensional: los años de educación de los adultos y el acceso a baños con condiciones adecuadas de saneamiento. Los resultados indican condiciones más favorables en el Cono Sur y más deficitarias en el noreste y centro de Brasil, zonas andinas, América Central al norte de Costa Rica, y sur de México.

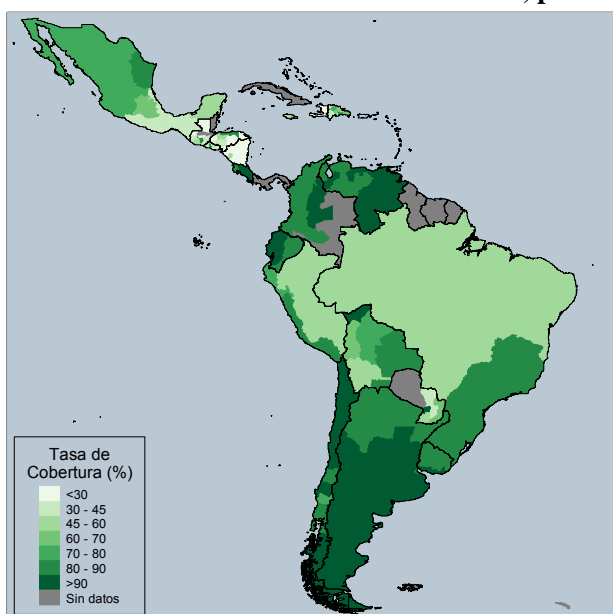
Figura 4.4

Años de educación, por región, 2007



Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de las encuestas de hogares.

Figura 4.5
Acceso a baños con saneamiento adecuado, por región, 2007



Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de las encuestas de hogares.

4.2. Desigualdad étnica

Una de las raíces de la desigualdad actual en América Latina proviene de los tiempos de la colonización europea, cuando se formaron sociedades altamente estratificadas en

función de factores étnicos: una elite dominante europea y una vasta población indígena y afro-descendiente sometida. Con los siglos, esa situación de segregación extrema fue cambiando, en parte por avances políticos y económicos de los grupos inicialmente sojuzgados y, en gran parte, por el proceso de mestizaje que fue diluyendo las fronteras étnicas. De cualquier forma, más de cinco siglos después de la conquista, aún perduran en América Latina grandes desigualdades socioeconómicas entre grupos étnicos. El estudio de las razones de esta persistencia durante tanto tiempo es complejo y admite argumentos variados que no repasaremos aquí. El análisis de las desigualdades étnicas se complica por el proceso de mestizaje mencionado anteriormente, el cual ha generado casi un continuo de combinaciones, por lo que toda definición de etnia implica cierta arbitrariedad. En todo caso, en la mayoría de los países de la región es posible identificar a grupos blancos, indígenas y afro-descendientes con escasa o nula mezcla étnica, y distinguirlos del resto de la población con distintos grados de mestizaje.

Una dificultad adicional para el estudio de este tipo de desigualdades proviene de la identificación étnica en las encuestas de hogares o censos. Lo usual es clasificar a una persona como indígena o afro-descendiente si (i) se auto-identifica como tal, o (ii) en función de su lengua nativa, o (iii) habita un territorio que por otras fuentes se sabe que está casi exclusivamente poblado por cierto grupo étnico. Varios países de América Latina incluyen preguntas en sus encuestas de hogares que permiten aplicar alguno de los dos primeros criterios.

Los estudios sobre desigualdades étnicas en América Latina suelen encontrar grandes disparidades en casi todas las dimensiones del bienestar entre grupos indígenas y afro-descendientes y el resto de la población. Busso, Cicowiez y Gasparini (2005) reportan que la mediana del ratio de pobreza monetaria de indígenas y afro-americanos frente al resto de la población es cercana a 2. El cuadro 4.3 reporta el ratio de ingresos desagregando en áreas urbanas y rurales. En todos los casos los cocientes son superiores a 1, indicando diferencias a favor de los grupos blancos y mestizos.

Cuadro 4.3
Ratio de ingresos

País	Cociente ingresos			
	Urbano		Rural	
	blancos y mestizos / indígenas	blancos y mestizos / afro-americanos	blancos y mestizos / indígenas	blancos y mestizos / afro-americanos
Bolivia 2005	1.51	.	1.82	.
Brasil 2007	1.16	1.53	1.50	1.21
Chile 2006	1.79	.	1.55	.
Colombia 2006	2.09	1.26	1.55	.
Guatemala 2006	2.33	.	1.86	.
Nicaragua 2005	1.28	.	1.37	.
Perú 2006	1.29	1.00	1.03	1.11
Uruguay 2006	1.23	1.89	.	.

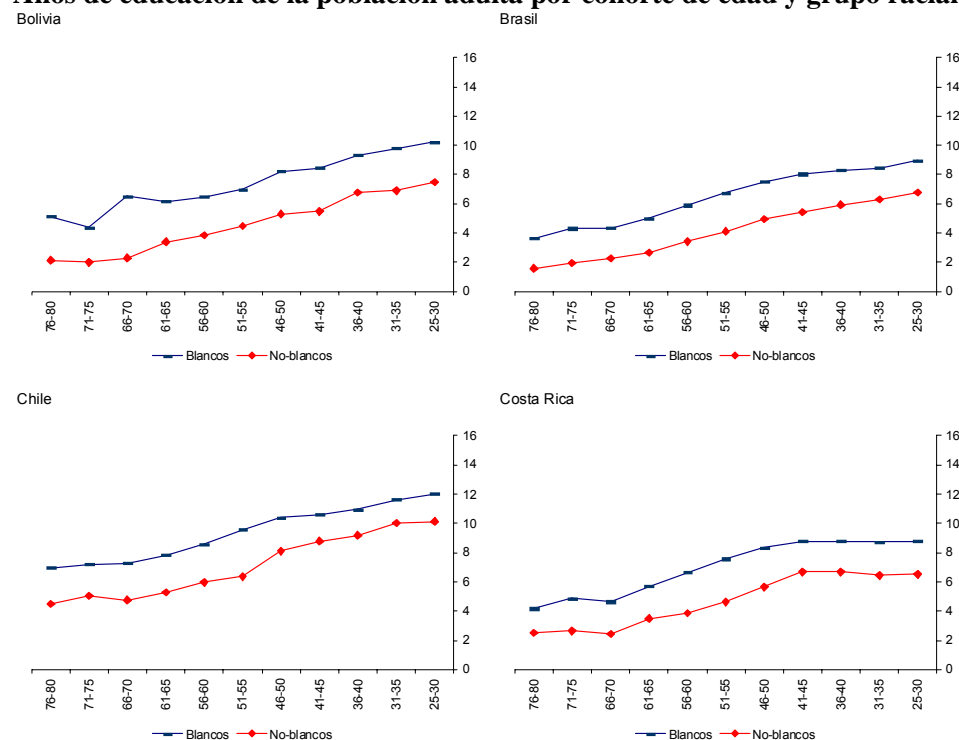
Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de las encuestas de hogares.

Comentario [AC23]: Poner rótulos en mayúscula. Poner los años en otra columna. Poner la misma tipografía que en el resto (Times New Roman)

Las diferencias en otros indicadores de nivel de vida también son significativas. Los indígenas y afro-descendientes enfrentan mayores dificultades en el mercado laboral: la *dummy* etnia en una típica ecuación salarial de Mincer resulta en la gran mayoría de los casos estadísticamente significativa y negativa. El acceso a la educación es menor entre los grupos indígenas y afro-descendientes, aunque en todos los países se ha avanzado hacia la escolarización primaria universal. La figura 4.6 indica los años de educación formal de cada cohorte, para Bolivia, Brasil, Chile y Costa Rica. Resulta auspicioso que el perfil educativo de los no blancos sea creciente: la educación se ha ido generalizando entre estos grupos en la mayoría de los países, generación tras generación. Sin embargo, resulta preocupante que la brecha no se haya acortado, en especial considerando que las posibilidades de progreso dependen en parte de los niveles relativos, y no sólo absolutos, de capital humano.

Figura 4.6

Años de educación de la población adulta por cohorte de edad y grupo racial



Fuente: elaboración propia en base a Busso *et al.* (2005).

Busso *et al.* (2005) reportan que la probabilidad condicional de asistir a la escuela primaria no es diferente entre grupos étnicos en la mayoría de los países analizados. Las diferencias en cambio son sustanciales en el nivel medio de educación y se magnifican en el terciario. En algunos países es posible examinar estos puntos con mayor detalle. El cuadro 4.4 muestra las brechas de ingresos y otras variables relevantes para cuatro grupos étnicos mayoritarios identificados en la encuesta de hogares de Guatemala, respecto del total de la población.

Cuadro 4.4**Ingreso, pobreza, variables educativas, agua y saneamiento por grupo étnico Guatemala**

Comentario [AC24]: Agregar alguna referencia al año al que se refieren estos datos, acá o en el texto

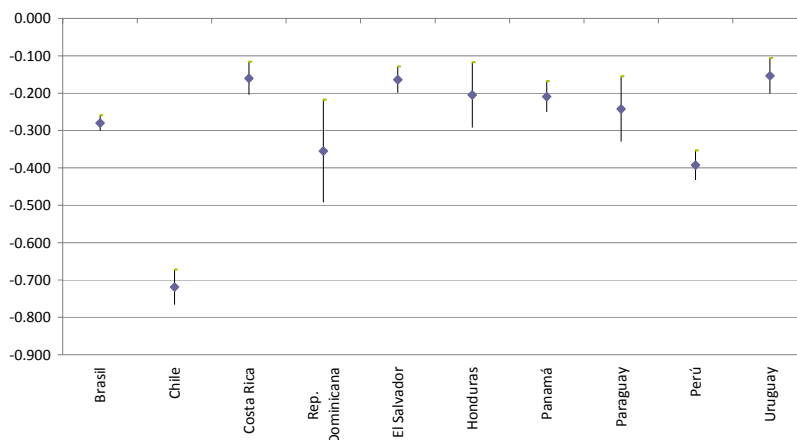
	Total	K'iche'	Q'eqchi'	Kaqchikel	Mam
<i>Observaciones (individuos)</i>	68,622	7,238	4,150	5,391	2,715
1. Ingreso per cápita familiar	967.2	505.1	409.6	647.8	494.9
2. Tasa de pobreza (USD 2.5)	33.9	48.7	70.5	35.9	51.0
3. Años de educación de población adulta	4.8	2.7	2.0	3.3	2.5
4. Tasas escolarización primaria	90.2	87.1	84.3	89.3	87.1
5. Tasas escolarización media	40.2	27.1	18.4	36.6	29.3
6. Tasas escolarización superior	6.8	2.2	0.8	3.6	2.2
7. Acceso a agua	76.4	78.1	39.8	80.5	74.8
8. Acceso a saneamiento	40.3	27.6	10.4	44.2	18.0

Fuente: elaboración propia en base a microdatos de la ENCOVI 2006.

Nota: se incluyeron sólo los grupos con más de 2000 observaciones.

4.3. Desigualdad de género

La equidad de género es un objetivo social importante hacia el cual, en mayor o menor medida, han avanzado todos los países de América Latina. Hoy en día, la participación de la mujer en el mercado laboral y en las decisiones políticas es claramente superior al de hace algunas décadas. Los avances en el terreno educativo han sido tales que, en casi todos los países, las tasas de escolarización son mayores en las mujeres que en los hombres. Pese a estos progresos, aun existen brechas importantes. En todos los países de América Latina existe un “descuento salarial” en el mercado laboral por el hecho de ser mujer. La *dummy* de mujer en una regresión salarial aparece sistemáticamente con signo negativo, controlando por los factores observables en las encuestas de hogares. La figura 4.7 muestra esos coeficientes junto a sus intervalos de confianza para una muestra de países de América Latina en el año 2009. Los coeficientes resultan en todos los casos negativos y estadísticamente significativos.

Figura 4.7**Dummy de variable de mujer**

Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de las encuestas de hogares.

Nota: la variable dependiente en las regresiones es el logaritmo del salario horario; por lo tanto, la figura muestra las reducciones porcentuales en el salario horario atribuibles a la *dummy* de género.

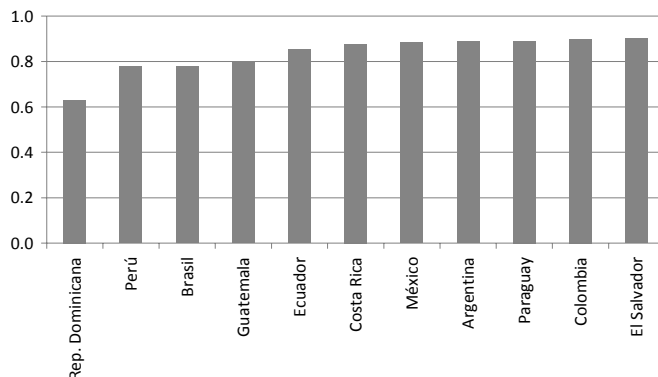
Se muestra la estimación puntual y el intervalo de confianza para cada país.

Para investigar más este punto, es posible simular el salario hipotético que los hombres ganarían si se les pagara con el mismo criterio que a las mujeres. Para ello, puede estimarse una ecuación de Mincer para las mujeres y aplicar el vector de coeficientes resultante β_m a las características de los hombres X_h . La figura 4.8 muestra el ratio r entre el salario medio simulado de esta forma y el salario medio percibido en la realidad por los hombres, que formalmente se define como:

$$(4.1) \quad r = \frac{X_h \beta_m}{X_h \beta_h} = \frac{X_h \beta_m}{w_h}$$

En todos los casos, esta proporción es inferior a uno, reflejando el hecho de que las mujeres ganan menos que los hombres incluso cuando se controlan las características observables. Este resultado tiene dos interpretaciones principales alternativas: puede ser la consecuencia de la discriminación de género contra las mujeres en el mercado laboral, o el resultado de que por razones culturales, genéticas u otras los hombres tienen factores no observables (ej. mayor ambición o competitividad) que son más valorados en el mercado laboral. Cualquiera que sea la interpretación, la evidencia indica que la brecha salarial de género se ha reducido en todos los países durante la última década.

Figura 4.8
Ratio salario simulado sobre real de hombres



Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de las encuestas de hogares.

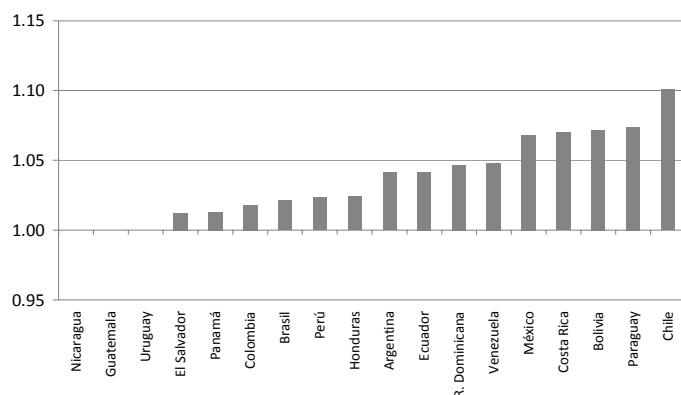
En dos ambiciosos estudios, Atal, Ñopo y Winder (2009) y Hoyos y Ñopo (2010) proveen evidencia sobre las brechas salariales por género en América Latina. Los autores encuentran que la parte de las brechas salariales por género no explicada por factores observables son mayores entre los trabajadores de más edad, informales, auto-

Comentario [AC25]: Aclarar para qué año.

empleados y en firmas pequeñas. Los estudios reportan una ligera reducción en la brecha salarial por género en el período 1992-2007, siendo la reducción más notoria aquella producida en los estratos inferiores de la distribución (trabajadores independientes, de tiempo parcial y en áreas rurales).

Si bien las mujeres tienen ingresos laborales inferiores a los hombres, esto no se traduce necesariamente en niveles de vida inferiores dado que hombres y mujeres viven en hogares donde se comparte el presupuesto familiar. La figura 4.9 muestra el ratio entre ingreso per cápita de hombres y mujeres en todos los países de América Latina. En algunos de ellos la brecha de género no es significativamente distinta de cero (Nicaragua, Guatemala, Uruguay, El Salvador y Panamá).²⁶ En el resto hay diferencias estadísticamente significativas a favor de los hombres. Chile es el caso más notorio con una diferencia de 10% en el ingreso per cápita familiar a favor de los varones. En ese país, la brecha es 3% entre los niños y jóvenes menores de 14, y escala a 19% entre hombres y mujeres en el rango etario de 25 a 40.

Figura 4.9
Ratio de ingreso per cápita entre hombres y mujeres
Países de América Latina, circa 2009



Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de las encuestas de hogares.

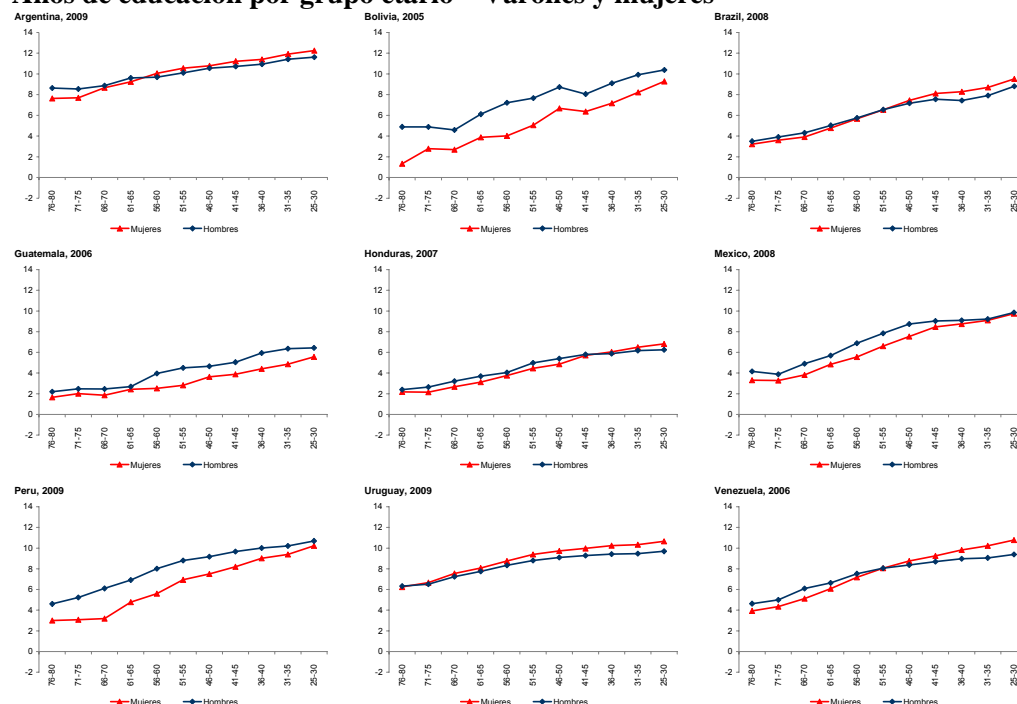
La región ha experimentado un progreso sustancial hacia el objetivo de la igualdad de género en términos de educación. Mientras que los adultos mayores varones de América Latina tienen niveles de educación formal más elevados que las mujeres de su grupo etario, en la mayoría de los países las mujeres jóvenes tienen más años de educación que los varones de su misma edad. Un cruce en las curvas de educación ha tenido lugar en la mayoría de los países, aunque en distintos momentos del tiempo (figura 4.10). Mientras que en Uruguay las mujeres en sus sesenta tienen más años de educación formal que sus homólogos masculinos, en Honduras esa situación sólo se observa para las personas en

²⁶ Estos resultados dependen crucialmente de un supuesto que discutimos en el capítulo 3: la distribución igualitaria de recursos intra-hogar. Más estudios son necesarios para evaluar si los resultados sobre la magnitud de la brecha de género se mantienen cuando se agrega información sobre la distribución de recursos dentro de la familia.

sus treinta años de edad y más jóvenes. Hay algunos países donde la brecha de género en favor de los hombres sigue existiendo, aunque se ha reducido en las últimas décadas (como por ejemplo, en los casos de Bolivia, Guatemala y Perú).

Figura 4.10

Años de educación por grupo etario – Varones y mujeres



Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de las encuestas de hogares.

5. POLARIZACIÓN, SEGREGACIÓN Y CLASES

En esta sección se profundiza el análisis de la distribución por grupos, revisando la literatura de polarización, segregación y clases, de mayor tradición en otras ciencias sociales, pero de creciente relevancia en Economía.

5.1. Polarización

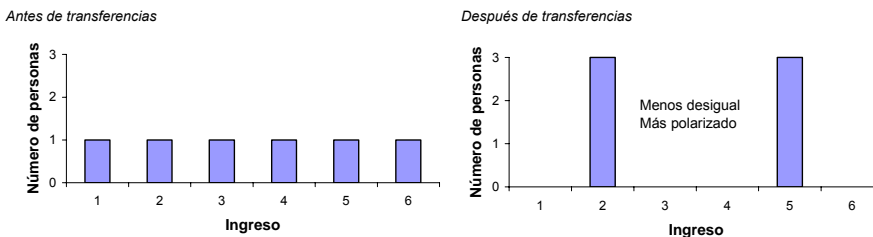
Puede concebirse a la polarización como una combinación de *alienación* e *identificación*. Dada una característica relevante (como el nivel de ingreso, la raza, la religión o el nivel educativo), la población está polarizada en la medida que existan grupos cuyos miembros compartan esta característica y se identifiquen con el grupo y que, al mismo tiempo, se sientan diferenciados o alienados de los miembros de otros grupos. La identificación de grupo y el distanciamiento con el resto producen antagonismo entre la población y, potencialmente, generan un clima de tensión social. El concepto de polarización tiene sus raíces en la sociología y las ciencias políticas,

siendo Karl Marx el primero en estudiarla. En Economía su análisis formal tuvo origen en la década del noventa, con los trabajos de Esteban y Ray (1991, 1994), Foster y Wolfson (1992) y Wolfson (1994).

La noción de polarización comparte con la de desigualdad la preocupación por las diferencias entre las personas, pero agrega un aspecto que el concepto de desigualdad ignora: las semejanzas entre ciertas personas pueden implicar la formación de una conciencia de grupo que desemboque en una situación de tensión y conflicto con otros grupos también internamente homogéneos.

Para entender la intuición sobre la diferencia entre polarización y desigualdad pensemos en una sociedad compuesta por seis personas a las que llamamos A, B, C, D, E, y F, cuyos ingresos son \$1, 2, 3, 4, 5 y 6, respectivamente. El primer panel de la figura 5.1 muestra un histograma de la distribución del ingreso en este caso. Asumamos ahora que dos transferencias de \$1 modifican la distribución: una de C a A, y otra de F a D.

Figura 5.1
Histogramas de la distribución del ingreso
Frecuencias absolutas



Ambas transferencias son igualadoras (de personas más ricas a personas más pobres), por lo que todos los índices de desigualdad que cumplan con el criterio de Dalton-Pigou en sentido estricto caerán, indicando una distribución más igualitaria. Ahora bien, nótese que en este ejemplo la nueva distribución del ingreso presenta a tres personas con un ingreso de \$2 (A, B y C) y a otras tres con un ingreso de \$5 (D, E y F). La población queda entonces dividida en dos grupos claramente diferenciados que al interior son perfectamente homogéneos. Se llega así a una sociedad menos desigual, pero posiblemente más polarizada. La noción de polarización hace referencia a la existencia de grupos homogéneos que antagonizan entre sí. En la nueva situación, las personas podrían identificarse como parte de grupos claramente definidos y significativamente diferentes de los demás, lo cual es menos claro en la distribución pre-transferencias. Naturalmente, el grado en el que la situación post-transferencias implica mayor identificación, y la medida en que ésta se traduce en la práctica en antagonismo y tensión social, son aspectos debatibles, posibles de resolver sólo con evidencia empírica.

El ejemplo anterior fue diseñado para ilustrar un caso en que la polarización y la desigualdad se mueven en direcciones opuestas. Sin embargo, en la mayoría de los

casos estos conceptos están positivamente correlacionados. El análisis de la polarización debe ser entendido como complementario al de la desigualdad. Ambos conceptos, polarización y desigualdad, son dimensiones diferentes aunque relacionadas de una misma distribución.

La idea de polarización económica está emparentada con la de cohesión social, aunque éste es un concepto más amplio que abarca dimensiones no económicas. De hecho, incluso en sociedades económicamente homogéneas, es posible que broten tensiones sociales a partir de diferencias raciales o religiosas, por ejemplo. Del mismo modo, una sociedad altamente polarizada en términos económicos podría exhibir altos niveles de cohesión social si algunos valores, ideas y puntos de vista fuesen compartidos por una amplia mayoría. En este sentido, el estudio de la polarización económica es sólo una contribución, más o menos relevante dependiendo del contexto, al estudio del grado de cohesión de una sociedad.

Un estudio de polarización requiere en principio (i) precisar criterios para dividir a la población en grupos y (ii) medir el grado de identificación y alienación de las personas. Por simplicidad la mayor parte de esta sección – y gran parte de la literatura – utiliza el ingreso para ambas funciones, aunque un análisis más rico puede extenderse a otras variables y a espacios multidimensionales. Por ejemplo, la “polarización por características” utiliza alguna variable discreta para proveer una medida de agrupación relevante de la población, como la raza, la religión o el área de residencia. En la práctica, la identificación de los grupos en estos casos es relativamente inmediata, dado que la información suele estar codificada en pocas categorías (como urbano-rural, blanco-mestizo-resto, etc.). Distinto es el caso del ingreso, variable continua para la cual ninguna división en categorías resulta perfectamente natural.

Wolfson (1994) propone dividir a la población en sólo dos grupos de igual tamaño: aquellos con ingreso menor a la mediana m , y aquellos con ingreso superior. La medida de polarización de Wolfson (P^W) se define en función del área entre la curva de Lorenz y la línea tangente a la mediana y puede escribirse como

$$(5.1) \quad P^W = 2 \frac{\mu}{m} [2(0.5 - L(0.5)) - G]$$

donde μ es el ingreso medio, m el mediano, $L(0.5)$ el valor de la curva de Lorenz en la mediana del ingreso y G el coeficiente de Gini. La polarización del ingreso alcanza su valor máximo (1) cuando la mitad de la población tiene ingreso cero y la otra mitad tiene dos veces la media.

Esteban y Ray (1994) proponen un esquema conceptual más ambicioso y permiten la consideración de más de dos grupos. En particular, suponen que cada individuo está afectado por dos fuerzas: la identificación, I , que depende del tamaño relativo del grupo al cual pertenece (π_i) y la alienación, A , que es función de la distancia de ingresos con el resto de la población. El efecto conjunto de estas dos fuerzas está dado por la función de antagonismo efectivo, $T(I, A)$. Se postula que la polarización total en la sociedad es la suma de todos los antagonismos efectivos

$$(5.2) \quad P = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \pi_i \pi_j T(I(\pi_i), A(|x_i - x_j|))$$

donde n indica el número de grupos. Esteban y Ray demuestran que la única medida que satisface un conjunto deseable de axiomas es el índice P^{ER} , dado por:

$$(5.3) \quad P^{ER} = k \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |x_i - x_j|$$

con $k > 0$ y $\alpha \in [0, 1.6]$ indica el grado de sensibilidad a la identificación.

Mientras P^W asume dos grupos del mismo tamaño y P^{ER} permite trabajar con varios grupos de tamaños potencialmente diferentes, Esteban, Gradín y Ray (1999) proponen una metodología para determinar endógenamente el tamaño de los grupos, basada en la idea de minimización de la heterogeneidad dentro de cada uno de ellos. La idea consiste en fijar exógenamente el número de grupos y luego escoger puntos de la distribución que minimicen la dispersión del ingreso al interior de los grupos. Esteban *et al.* (1999) sostienen que un índice de polarización debe ser utilizado sólo después de que la población ha sido reagrupada de una manera tal que capture la estructura de identificación grupal de la sociedad. Los autores proponen la siguiente medida de polarización,

$$(5.4) \quad P^{EGR} = P^{ER} - \beta [G(f) - G(p^*)]$$

El primer término de la ecuación es la medida de polarización P^{ER} y el segundo corresponde a una medición del error o falta de identificación, ponderado por un parámetro libre, β . Este error es medido por la diferencia entre el coeficiente de Gini real al tomar toda la distribución, $G(f)$, y el Gini que resulta de separar a la población en ρ grupos de manera “óptima”, es decir, minimizando la dispersión intragrupal. La práctica usual es fijar el número de particiones de la distribución en tres y llamar a los grupos resultantes pobres, clase media y ricos. El esquema de Esteban *et al.* (1999) realiza esta partición de manera endógena.

Si bien el esquema discutido hasta ahora utiliza un mecanismo bastante común e intuitivo para definir estratos socioeconómicos, la división de la distribución del ingreso en una cantidad finita de grupos no es natural ya que el ingreso es una variable continua, lo cual implica arbitrariedad en la elección del número de grupos. El índice de Duclos, Esteban y Ray (2004) permite que los individuos no estén agrupados dentro de intervalos de ingresos discretos y admite que el área de identificación sea determinada por técnicas no paramétricas de *kernels*, evitando así las elecciones arbitrarias. Los autores establecen que una medida de polarización general que respete un conjunto básico de axiomas debe ser proporcional a

$$(5.5) \quad P^{DER} \equiv \iint f(x)^{1+\alpha} f(y) |y - x| dy dx$$

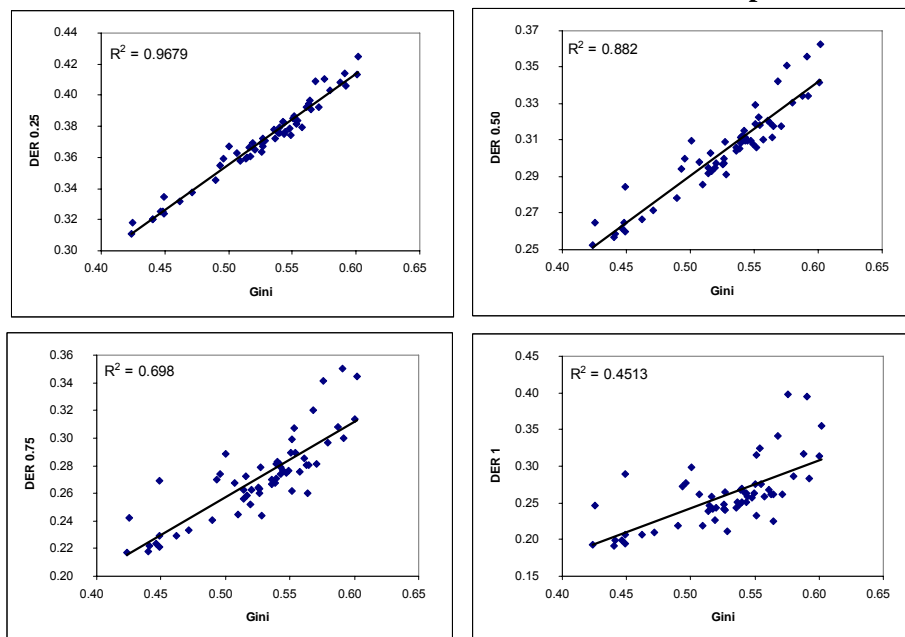
donde $f(y)$ y $f(x)$ denotan la función de densidad del ingreso. Mientras más alto sea el parámetro α , mayor será el peso asociado a la identificación dentro del índice de polarización. En este sentido, el parámetro α implícitamente captura los juicios de valor del analista en relación a la relevancia de la formación de *clusters*.²⁷ Cuando $\alpha = 0$, la identificación al interior de los grupos es ignorada por el índice. En este caso, el índice de polarización coincide con el coeficiente de Gini. En contraste, un valor alto de α indica preocupación por la formación de grupos de ingreso en la sociedad. Puede demostrarse que, para respetar un conjunto de axiomas deseables, el parámetro α debe pertenecer al intervalo $[0.25, 1]$. Lo usual en un trabajo empírico es presentar estadísticas de polarización para distintos valores del parámetro α en ese rango.

La figura 5.2 muestra el coeficiente de Gini y el índice de polarización del ingreso P^{DER} para distintos valores del parámetro α .

Figura 5.2

Desigualdad y polarización

Coeficiente de Gini e índice P^{DER} con valores alternativos del parámetro α



Fuente: Gasparini *et al.* (2007)

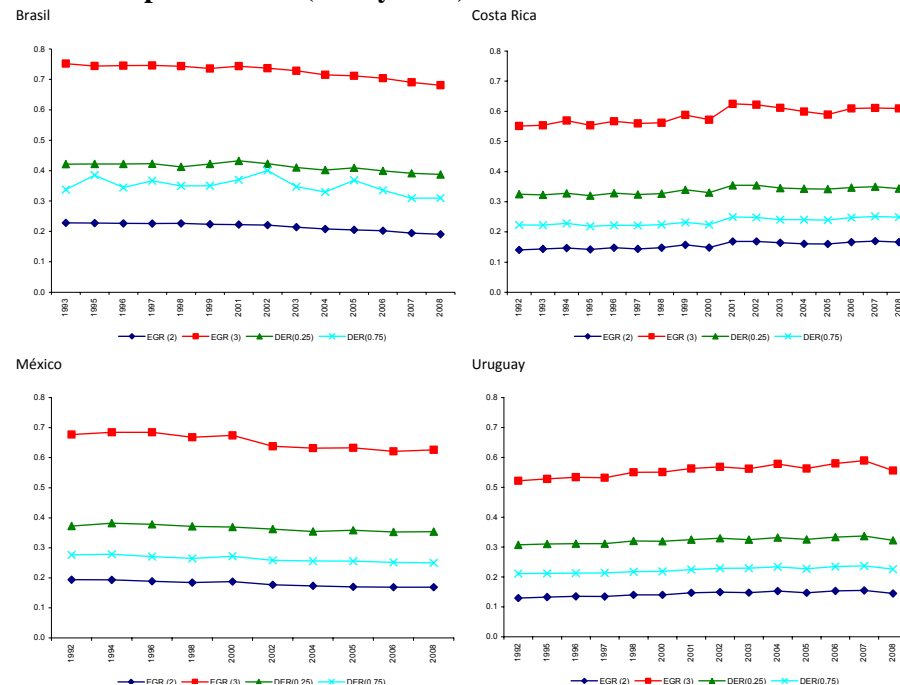
A medida que el parámetro α aumenta, el peso de la identificación en las medidas de polarización se incrementa y, por lo tanto, la relación lineal entre polarización y desigualdad pierde fuerza. Cuando $\alpha=0.25$, el ajuste lineal es bastante preciso: el R^2 es 0.98. En cambio, para $\alpha=1$, el R^2 es 0.45: la relación sigue siendo positiva y estadísticamente significativa, pero hay factores que son capturados por el índice de polarización que no aparecen en las medidas de desigualdad.

²⁷ Ver Atkinson (1970) para una discusión similar respecto de los índices de desigualdad.

Comentario [AC26]: Sacar los marcos a cada gráfico

La evidencia empírica sobre polarización y su relación con las tensiones sociales en América Latina es todavía incipiente. La figura 5.3 muestra un conjunto de índices de polarización para algunos países de la región. Los patrones no son uniformes entre países: mientras que la polarización de ingresos se redujo en Brasil y México, aumentó en Costa Rica y Uruguay, aunque partiendo desde niveles inicialmente más bajos.

Figura 5.3
Índices de polarización (P^{EGR} y P^{DER})



Fuente: Elaboración propia sobre la base de microdatos de encuestas de hogares.

Gasparini, Horenstein, Molina y Olivieri (2005) encuentran que el promedio del índice DER para los países de Latinoamérica y el Caribe es 44% superior al promedio de Europa y 40% mayor para el resto de los países de la OECD incluidos en el estudio de Duclos *et al.* (2004). El país más polarizado de Europa, Rusia, está casi al mismo nivel que el menos polarizado de Latinoamérica, Uruguay. Este país, pequeño y eminentemente urbano, es el prototipo de cohesión social en Latinoamérica, pero sería considerado como una sociedad muy polarizada en el contexto europeo. Si los argumentos que motivan el estudio de la polarización son correctos, la evidencia de altos índices de polarización en América Latina podría ayudar a entender por qué la región se caracteriza por tener altos niveles de tensión e inestabilidad socio-política.

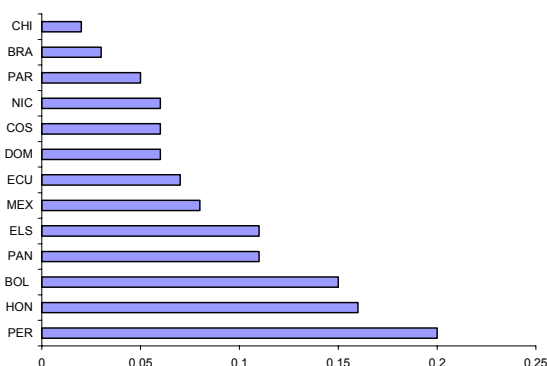
Gasparini *et al.* (2008) encuentran también una asociación empírica fuerte, aunque no necesariamente causal, entre polarización y conflicto en América Latina. Sin embargo, sus resultados también sugieren una relación semejante y no menos fuerte entre desigualdad y conflicto. De hecho, no parece haber evidencia de que sea la polarización, y no la desigualdad, el principal predictor distributivo del conflicto social.

Un índice muy utilizado para medir polarización por características es el de Zhang y Kanbur (2001), quienes proponen un coeficiente basado en el ratio entre la desigualdad entre grupos y la desigualdad al interior de los mismos, ambos medidos mediante el índice de entropía de Theil.²⁸ A medida que los grupos se hacen internamente más homogéneos disminuye la desigualdad intra-grupo y las diferencias entre ellos son magnificadas en términos relativos. Como resultado de esto, la polarización es mayor. De manera similar, si mantenemos inalterada la desigualdad intra-grupo, a medida que aumenta la distancia entre grupos, la polarización aumenta. Analíticamente,

$$(5.6) \quad P^{ZK} = \frac{T_B}{T_W} = \frac{\sum_{j=1}^K \frac{N_j}{N} \frac{\mu_j}{\mu} \ln\left(\frac{\mu_j}{\mu}\right)}{\sum_{j=1}^K \frac{N_j}{N} \frac{\mu_j}{\mu} T_j}$$

Donde j indexa los grupos, K es el número de grupos (definidos exógenamente), N_j el número de individuos de cada grupo, μ_j el ingreso promedio de cada grupo y T_j el índice de Theil del grupo j . La figura 5.4 muestra los valores de este indicador para la partición de la población según residencia urbano-rural. El grado de polarización es superior en Perú, Honduras y Bolivia, y menor en Chile y Brasil.

Figura 5.4
Índices de polarización por área (urbano-rural)



Fuente: Gasparini, Horenstein, Molina y Olivieri (2008).

Comentario [AC27]: Estas no son las abreviaciones ISO que estamos usando para los países en el resto del libro.

5.2. Segregación ²⁹

El concepto de segregación alude a la desigual distribución de grupos caracterizados por cierto atributo (por ejemplo, raza, género o nivel socioeconómico, entre otros) entre unidades organizativas (como barrios, escuelas, trabajos). El típico ejemplo es el de la

²⁸ Chakravarty y Maharaj (2009) caracterizan índices de polarización que combinan desigualdad inter e intra grupos en base a ciertos axiomas.

²⁹ Agradecemos especialmente a David Jaume y Emmanuel Vazquez por la colaboración en esta sección.

segregación espacial, según la cual la distribución de la población en el espacio geográfico disponible no es aleatoria, sino que responde a ciertos atributos de la persona, como su grupo étnico o su nivel de ingreso. Una ciudad completamente segregada por ingreso es aquella en la que en ciertos barrios sólo viven personas con ingreso menor a un umbral, y en el resto de la ciudad los que superan ese umbral. Consideremos dos barrios llamados N (norte) y S (sur), y dividamos a la población en dos grupos según su ingreso – P (pobres) y R (ricos) –, denotando con s_{ij} a la participación del grupo i en la población total del barrio j . La ciudad está perfectamente segregada si $s_{PN}=0$ y $s_{RS}=0$ (ó $s_{PS}=0$ y $s_{RN}=0$) y perfectamente integrada si $s_{PN}=s_{PS}=s_P$ (ó $s_{RN}=s_{RS}=s_R$), donde s_i indica la participación del grupo de ingreso i en la población total.

La segregación es usualmente considerada un problema social en cuanto atenta contra la interacción entre los miembros de diferentes grupos, lo cual puede contribuir a la persistencia de la desigualdad, a la formación de trampas de pobreza y a un ambiente de alienación y conflicto (Durlauf, 2006).

La literatura sobre medición de la segregación es extensa.³⁰ Uno de los indicadores más populares es el índice de disimilitud, ya introducido en este capítulo. Continuando con el ejemplo de la segregación residencial y admitiendo un número de barrios $J \geq 2$, este índice puede escribirse como

$$(5.7) \quad S_D = \sum_{j=1}^J \frac{N_j |s_{pj} - s_p|}{2N \cdot s_p \cdot (1 - s_p)}$$

Nótese que este indicador es la suma de los individuos que habría que reasignar entre barrios para alcanzar plena integración, normalizado por el número que habría que reasignar si se partiera de un estado de completa segregación. Un indicador semejante es el *ratio de varianzas*, dado por

$$(5.8) \quad S_V = \sum_{j=1}^J \frac{N_j (s_{pj} - s_p)^2}{N \cdot s_p (1 - s_p)}$$

Un índice alternativo es el coeficiente de Gini de segregación, definido como la suma ponderada y normalizada de la diferencia absoluta de las proporciones de grupos (en este caso pobres) entre todos los posibles pares de unidades (barrios). Formalmente,

$$(5.9) \quad S_G = \sum_{k=1}^J \sum_{l=1}^J \frac{N_k N_l |s_{pk} - s_{pl}|}{2N^2 s_p (1 - s_p)}$$

³⁰ Ver Duncan y Duncan (1955), James y Taeuber (1985), Massey y Denton (1988) y Flückiger y Silber (1999). Los indicadores de esta sección miden la dimensión más estudiada de la segregación asociada a la distribución desigual de grupos entre unidades. La literatura se extiende hacia otras dimensiones. Por ejemplo, el índice de aislamiento capta la dimensión de exposición o contacto potencial, midiendo la probabilidad de que un individuo en cierto grupo se encuentre en una unidad organizativa con un individuo del mismo grupo.

En todos estos casos la población es dividida en dos grupos, lo cual facilita el análisis, pero en algunos contextos implica una excesiva simplificación del problema. El índice de Theil de segregación permite la consideración de múltiples grupos previamente definidos por el analista

$$(5.10) \quad S_T = \sum_{j=1}^J \frac{N_j(T - T_j)}{N.T}; \quad T = \sum_{g=1}^I s_g \cdot \ln\left(\frac{1}{s_g}\right)$$

donde T es el índice de Theil en el que los argumentos son las participaciones de cada grupo g en la población (ver capítulo 6). El índice S_T mide entonces las diferencias entre la diversidad de cada unidad respecto del total.

Una alternativa consiste en descomponer la variación total del ingreso en dos componentes: entre unidades y dentro de cada unidad (por ejemplo, barrio). Jargowsky (1995) propone el índice de ordenamiento barrial (*Neighborhood Sorting Index*, NSI) como la raíz cuadrada del ratio entre la varianza de ingreso entre barrios y la varianza total. Watson (2009) propone un índice de brecha por centiles, CGI

$$(5.11) \quad s_{CGI} = \left(0.25 - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |p_i - p_i^{med}| \right) / 0.25$$

donde p_i es el percentil de la distribución del ingreso de toda la población en el que se ubica el individuo i y p_i^{med} es el percentil de esa distribución global correspondiente al individuo mediano de la unidad a la que pertenece i . Si una población estuviera perfectamente integrada por su ingreso, cada unidad reproduciría la distribución general (percentiles de 0 a 1), la diferencia promedio entre una familia y la mediana en su unidad sería 0.25, y entonces $s_{CGI} = 0$. En el otro extremo, si la población estuviera perfectamente segregada, cada unidad contendría en el límite individuos con el mismo ingreso y en el mismo percentil, por lo que $s_{CGI} = 1$.³¹ Este índice tiene la ventaja de prescindir de la subjetividad del analista en la definición de los grupos en los que se divide la población.

El instrumental presentado en esta sección puede ser aplicado en muchas áreas, pero es particularmente útil para estudiar problemas de segregación residencial, ocupacional, racial y educativa. Por ejemplo, es relevante examinar el grado de segregación escolar de la población joven. La segregación de los niños de diferentes niveles socioeconómicos en escuelas separadas puede ser un factor que erosiona las perspectivas de una sociedad más integrada y equitativa. La figura 5.5 muestra estadísticas del grado de segregación de los niños de diferentes estratos de ingreso en escuelas públicas y privadas. En base a una muestra de 14 países latinoamericanos, se reportan los valores medios de tres índices de segregación: el de disimilitud considerando al quintil de ingresos inferior como el grupo minoritario, el mismo índice

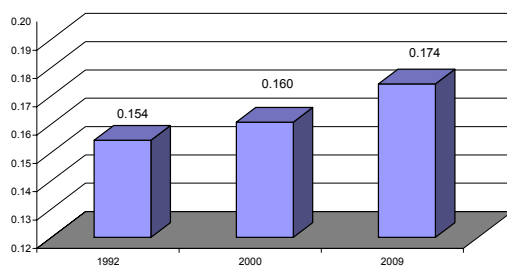
³¹ Esto sólo es cierto si existen más de 100 unidades organizativas de manera tal que cada percentil se ubique en una unidad distinta. En el caso de dos unidades organizativas donde un grupo de la población se ubica en una y el resto en la otra la máxima medida es 0.5.

considerando al quintil 5 como el grupo minoritario y el s_{CGL} . A pesar de una reducción fuerte en las disparidades de ingresos en el período 1992-2009 (ver capítulo 6), no hay evidencia de una reducción en el grado de segregación escolar entre las escuelas públicas y privadas de los niños de distintos estratos socioeconómicos. De hecho, la evidencia parece señalar un aumento de la segregación escolar que genera alguna preocupación acerca del grado de cohesión social en un futuro próximo.

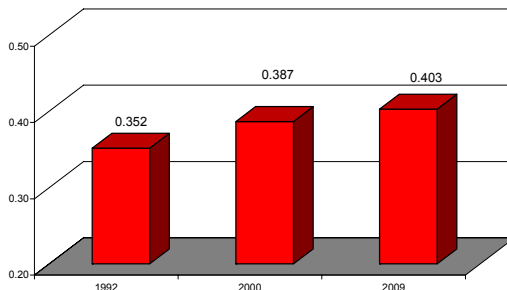
Figura 5.5

Índices de segregación Segregación escolar público-privada América Latina

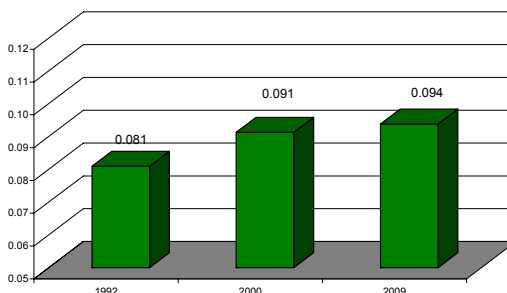
Dissimilarity index: minority quintile 1



Dissimilarity index: minority quintile 5



Centile gap index



Fuente: elaboración propia sobre la base de Gasparini, Jaume, Serio y Vazquez (2011).

Utilizando datos del Programa Internacional de Evaluación de Alumnos (PISA), Vazquez (2011) computa el nivel de segregación de los jóvenes entre escuelas, utilizando como atributo un indicador de nivel socioeconómico. La muestra utilizada

Comentario [AC28]: Poner los rótulos en español

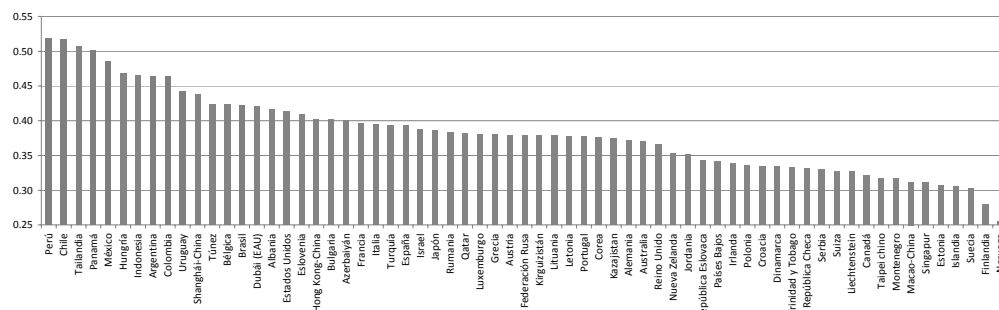
comprende a jóvenes de 15 años en el año 2009. El autor encuentra que varios países latinoamericanos lideran el ranking de segregación escolar (figura 5.6). Aun controlando por el nivel de desigualdad en el indicador socioeconómico y otros factores, la segregación escolar en América Latina se mantiene relativamente alta.

Figura 5.6

Índice de disimilitud

Niveles de segregación escolar por nivel socioeconómico. Año 2009

Comentario [AC29]: Marcar países de LAC con otro color



Fuente: Vazquez (2011) sobre la base de datos de PISA.

5.3. Clases

El concepto de *clase social* es una herramienta de análisis muy utilizada en Sociología y otras ciencias sociales, pero en gran parte descuidada por la Economía convencional moderna. El término hace referencia a “*categorías discretas y durables de la población caracterizadas por el acceso diferencial a recursos generadores de poder y a oportunidades de vida*” (Portes y Hoffman, 2003). Mientras Max Weber propuso el concepto de clase para definir grupos de individuos con semejantes oportunidades económicas en el mercado, Karl Marx acentuó la pertenencia a la misma posición dentro de la organización social de la producción y, por ende, al mismo papel dentro de la relación de explotación del trabajo y poder (Wright, 1979). Desafortunadamente, dada la escasez de información y la vaguedad en las definiciones, las estimaciones empíricas que pretenden implementar estos conceptos son rudimentarias. En la práctica, las clases sociales son generalmente identificadas en términos de fuentes de ingresos y tipos de empleo. Por ejemplo, en un estudio para América Latina, Portes y Hoffman (2003) dividen a la población adulta en cinco grupos: grandes empresarios, profesionales y ejecutivos, pequeños empresarios, trabajadores formales e informales. En esta clasificación, los dos primeros grupos son considerados la “clase dominante”. Los capitalistas se definen operacionalmente como propietarios de empresas grandes y ejecutivos y profesionales en el sector público y en empresas grandes. El umbral que define a una empresa como “grande” es situado en apenas 5 empleados. La pequeña burguesía incluye los propietarios de pequeñas empresas, profesionales y técnicos por cuenta propia. Los trabajadores se dividen en formales – aquellos en el sector público o

en empresas grandes – e informales. Siguiendo esa propuesta, el cuadro 5.1 reporta, para cada grupo, la participación en la población económicamente activa y en el ingreso total, de acuerdo a información de encuestas de hogares de varios países de América Latina.³² En promedio, los patrones representan el 1% de la población laboralmente activa. La participación de este grupo en el ingreso total captado en las encuestas de hogares no supera en promedio el 5%, lo cual habla de las serias dificultades de estas encuestas en captar correctamente los ingresos de capital y beneficios empresariales, tanto por ausencia de grandes millonarios en los relevamientos, como por subdeclaración de ingresos de los encuestados más ricos.³³ Los profesionales y ejecutivos concentran, en promedio, el 8% de la población activa, pero reúnen cerca del 20% del ingreso declarado. En los países incluidos en el cuadro 5.1 existe un claro patrón hacia la expansión de este grupo, tanto en términos de su participación en la PEA como en el ingreso total.

Cuadro 5.1

Porcentaje en la PEA y participación en el ingreso total por grupos

Comentario [AC30]: Reducir el cuadro

³² Se incluye a los desempleados dentro del grupo de trabajadores informales.

³³ Estos puntos son discutidos en varios capítulos del libro y en el apéndice III.

Porcentaje de la PEA en cada grupo

		Patrones	Profesionales y ejecutivos	Pequeños empresarios	Trabajadores formales	Trabajadores informales	Total
Argentina	1992	1.2	10.4	3.6	38.0	46.8	100
	2006	1.1	15.6	2.6	34.7	45.9	100
Bolivia	1997	1.6	8.4	4.3	14.0	71.8	100
	2005	1.7	7.6	3.5	15.7	71.5	100
Brazil	1993	0.5	4.5	3.0	33.4	58.6	100
	2007	0.6	8.8	2.9	33.6	54.1	100
Costa Rica	1992	1.0	1.9	3.8	49.7	43.7	100
	2006	1.1	3.4	6.2	45.7	43.6	100
Panama	1995	0.8	7.2	2.0	40.8	49.2	100
	2006	0.8	8.9	2.0	36.8	51.4	100
Paraguay	1997	1.1	3.3	4.5	20.9	70.1	100
	2006	0.7	5.1	4.3	21.4	68.6	100
Peru	1997	1.1	11.4	4.3	17.5	65.7	100
	2006	1.2	13.4	4.2	16.1	65.2	100
Uruguay	1992	2.0	5.5	2.2	48.2	42.2	100
	2006	1.3	9.6	2.6	39.3	47.3	100
Venezuela	1992	2.4	6.0	5.1	47.4	39.0	100
	2006	0.9	12.9	3.1	31.3	51.7	100

Participación en el ingreso individual de cada grupo

		Patrones	Profesionales y ejecutivos	Pequeños empresarios	Trabajadores formales	Trabajadores informales	Total
Argentina	1992	3.9	19.0	6.9	37.8	32.3	100
	2006	2.6	28.1	4.6	40.1	24.6	100
Bolivia	1997	10.5	22.6	11.0	17.6	38.3	100
	2005	5.9	22.8	9.4	21.8	40.2	100
Brazil	1993	3.8	20.0	10.7	36.1	29.4	100
	2007	3.8	24.7	9.0	33.4	29.1	100
Costa Rica	1992	2.0	5.7	5.1	60.0	27.2	100
	2006	3.8	10.5	9.5	52.3	23.9	100
Panama	1995	3.6	21.8	3.5	52.0	19.1	100
	2006	3.7	24.4	3.8	44.8	23.3	100
Paraguay	1997	7.1	12.7	9.8	28.6	41.8	100
	2006	6.1	11.7	14.0	25.0	43.3	100
Peru	1997	4.7	24.1	10.2	23.4	37.6	100
	2006	3.6	31.1	8.6	19.8	36.9	100
Uruguay	1992	7.6	10.7	5.3	50.3	26.0	100
	2006	5.4	22.2	5.6	42.8	24.0	100
Venezuela	1992	6.5	13.4	8.7	43.5	27.9	100
	2006	2.2	24.1	4.8	36.3	32.5	100

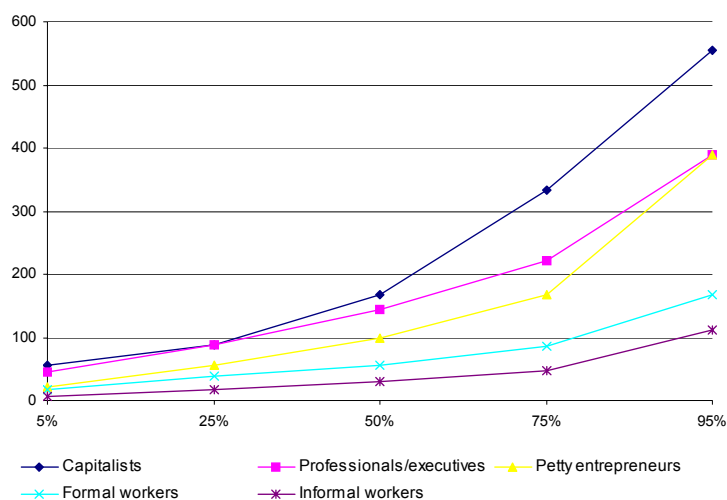
Fuente: elaboración propia sobre la base de encuestas de hogares.

Es interesante notar que, de acuerdo a la información de las encuestas de hogares, existe un considerable grado de superposición en los ingresos de los grupos identificados en el cuadro. La figura 5.7 toma como ingreso de referencia al valor medio de los empresarios de firmas pequeñas y reporta el ingreso relativo de cada percentil de la distribución interna de cada “clase social”. Existe una sustancial superposición de ingresos, especialmente entre capitalistas, profesionales y pequeños empresarios por un lado, y entre trabajadores formales e informales por otro.

Figura 5.7

Ingreso relativo de cada percentil de la distribución interna de clase

Comentario [AC31]: Poner la leyenda en español y aclarar el país (brasil?)



Fuente: Gasparini (2003).

El cuadro 5.2 muestra tabulaciones cruzadas de los deciles de la distribución de los ingresos individuales y de la estructura de clases en Brasil. Casi el 80% de los patrones declaran ingresos que los colocan en el decil más alto de la distribución de los ingresos individuales. Sin embargo, ese decil incluye también a más del 40% de los profesionales, ejecutivos y pequeños empresarios, más del 6% de los trabajadores formales e incluso alrededor del 3% de todos los trabajadores informales. Por supuesto, los trabajadores informales están más concentrados en los deciles inferiores de la distribución del ingreso, pero el cuadro es ilustrativo sobre el cruce de ingresos y la dificultad en definir con precisión grupos no superpuestos.

Cuadro 5.2
Deciles de la distribución del ingreso individual y clases
Brasil 2009

Deciles	Patrones	Profesionales y ejecutivos	Pequeños empresarios	Trabajadores formales	Trabajadores informales
1	0.0	0.8	0.7	1.5	19.8
2	0.3	1.7	1.7	3.8	17.6
3	0.3	2.6	1.6	13.3	9.6
4	0.1	2.7	2.5	11.0	11.4
5	0.1	3.4	2.7	13.6	9.2
6	0.6	5.0	4.7	14.1	8.3
7	3.3	7.6	8.5	13.2	8.1
8	4.1	13.4	11.7	12.5	7.2
9	13.4	22.4	25.3	10.6	5.6
10	77.8	40.4	40.7	6.3	3.2
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de la PNAD 2009, Brasil.

La evidencia mostrada en esta sección debe tomarse con prudencia, dadas las serias falencias de las encuestas de hogares para captar a los grandes millonarios y a los ingresos del capital, lo que exige por un lado no sacar conclusiones apresuradas de tablas como las anteriores y, por el otro, buscar formas alternativas de medir las clases y

sus ingresos. Un camino alternativo es explotar información de Cuentas Nacionales para estimar la distribución *funcional* del ingreso y, en particular, la participación del trabajo en el ingreso nacional. Como ya discutimos en el capítulo 3, algunos investigadores argumentan que las categorías de trabajadores y capitalistas están lo suficientemente polarizadas y la dispersión interna de cada grupo es lo suficientemente pequeña como para focalizar el análisis en la distinción entre dos clases diferenciadas por el factor de producción: trabajo y capital.

Buena parte de la literatura distributiva encuentra en esta dicotomía una simplificación exagerada de una realidad más compleja y propone focalizar el estudio en la distribución personal y no funcional, sin por eso ignorar la relevancia de la propiedad de factores como determinante crucial de la distribución personal de ingresos. De acuerdo a esta perspectiva, la noción de clase en función de la propiedad de los factores de producción es difusa, con significativas superposiciones, y menos útil en una sociedad mucho más cambiante y móvil que la de siglos pasados. Es indudable que existe gente muy rica, y que la riqueza está asociada a situaciones de poder, y que en el grupo más afluente están sobre-representados capitalistas y terratenientes, pero ese grupo está también ocupado por profesionales, empresarios que se iniciaron con pocos recursos, deportistas y artistas famosos, y en general personas que han arribado a situaciones de riqueza y poder por caminos diferentes a la herencia de grandes capitales o latifundios.³⁴ Dada esta evidencia, muchos investigadores prefieren o bien no trabajar con el concepto de clase, o definirlas en términos del monto de ingreso o riqueza, y no de la naturaleza de la fuente de ingresos.

Clases según ingreso

Es usual dividir a la población en tres clases según su ingreso: alta, media y baja, o de forma equivalente ricos, clase media y pobres. La atracción que ejerce esta división es fuerte. Todos tenemos una idea de una persona típica en cada clase y usamos estos conceptos habitualmente en nuestras discusiones sobre la realidad social. Sin embargo, es claro que los límites que demarcan cada clase son enteramente arbitrarios, por lo que el concepto de clase se vuelve difuso. Naturalmente, esta discusión es semejante a la generada por el problema de la identificación de la pobreza, que ya fue extensamente tratado en el capítulo 4. Concluimos allí que aunque es imposible delimitar a la población en pobre y no pobre de manera enteramente no arbitraria, el concepto de pobreza sigue siendo útil para caracterizar, explicar e intentar cambiar la realidad social de un país. Es posible sostener el mismo argumento para dividir a la población en tres clases.

Gran parte de la literatura se ha concentrado en definir y medir a la *clase media*. Es claro que una vez definida esta clase quedan inmediatamente definidas las dos restantes.

³⁴ Naturalmente a ese grupo también pertenecen personas que se han enriquecido mediante la corrupción, la delincuencia u otros caminos indebidos.

En la práctica, típicamente la clase media agrupa a aquellas personas (u hogares) en un intervalo de ingreso que incluye la mediana de la distribución. Thurow (1987) propone un intervalo simétrico de 75% y 125% de la mediana, convención que ha sido aceptada por muchos investigadores.³⁵ Otra posibilidad consiste en definir a la clase media como un estrato fijo de la población, por ejemplo los dos o tres quintiles intermedios, los deciles 3 al 9, etc. (camino que siguen, entre otros, Easterly, 2001, y Solimano, 2008). Naturalmente, en este enfoque el tamaño relativo de la clase media permanece fijo, pudiendo estudiarse otros aspectos como su participación en el ingreso o las características de sus miembros. Una alternativa consiste en combinar criterios, por ejemplo definir como clase media a aquellos no pobres de acuerdo a alguna línea de pobreza aceptada y que estén debajo de un cierto percentil de la distribución. Birdsall (2007) utiliza la línea de USD 10 por día y el percentil 90, respectivamente. Algunos autores trabajan con el ingreso, mientras que otros, en la medida en que resulte posible, escogen alguna variable de consumo o gasto para realizar el análisis.³⁶ Opciones más sofisticadas pueden implementarse en función de los conceptos de *cluster*, vulnerabilidad y polarización.³⁷ Vulnerabilidad es un concepto asociado a la probabilidad de caer en situaciones de pobreza (ver capítulo 5). Es posible definir a la clase media como aquellas personas con un grado de vulnerabilidad entre dos valores límite. Las técnicas de medición de polarización, presentadas en este capítulo, también pueden ser utilizadas para dividir a la distribución en grupos y definir de este modo a la clase media de un país. Un indicador usual para definir clases es la medida de polarización de Esteban, Gradín y Ray (1999) con tres grupos, discutida en la sección anterior. En un enfoque diferente D'Ambrosio, Muliere y Secchi (2002) asumen que el proceso generador de ingresos difiere entre clases y buscan estimar los umbrales de ingreso donde se producen esos cortes.³⁸

Quienes estudian las distribuciones a nivel global prefieren límites que no sean específicos a cada país. Milanovic y Yitzhaki (2002) definen a la clase media mundial como aquellas personas con ingreso per cápita entre el ingreso medio de Brasil y el de Italia, mientras que Banerjee y Duflo (2008) fijan como límites USD 2 y USD 10 por día por persona. Ravallion (2009) propone definir a la clase media del mundo en desarrollo como aquellos que no son pobres para los criterios de los países en desarrollo, pero lo son para los estándares de los países desarrollados. En la práctica el límite inferior es la mediana de las líneas de pobreza de 70 países en desarrollo (USD 2 a 2005 PPP) y el superior la línea de pobreza en Estados Unidos (USD 13 por día).

³⁵ Ver Birdsall, Graham y Pettinato (2000) y Pressman (2007).

³⁶ Ver López-Calva y Ortiz Juárez (2009) y Banerjee y Duflo (2008).

³⁷ López-Calva y Ortiz Juárez (2009) aplican varias técnicas al caso de México y Chile; Cruces, López Calva y Battistón (2011) argumentan a favor del uso de medidas basadas en la polarización de ingresos y las aplican a seis países de la región, mientras que Callorda y Caruso (2009) realizan una aplicación de la metodología de *clusters* para la identificación de clases en el caso argentino.

³⁸ Olivieri (2009) aplica este método para estudiar la clase media en Argentina.

Es importante recordar que en un país latinoamericano típico el decil más rico de la distribución que queda generalmente excluido de las definiciones de clase media incluye una importante fracción de personas que típicamente se auto-consideran de “clase media”, o “clase media-alta” y que en una definición más ajustada seguramente no forman parte de la clase alta.

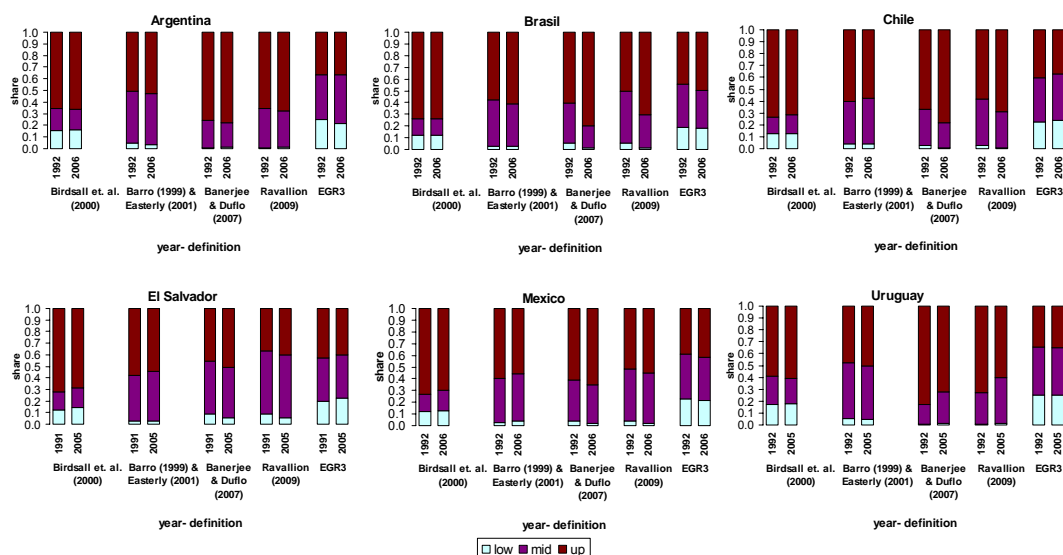
Una posibilidad crecientemente explorada es la medición subjetiva de las clases, ya sea a través de definir categorías de indicadores subjetivos de bienestar, o directamente de preguntas donde el encuestado debe reconocerse como parte de una clase: pobre, clase media o rico. Por ejemplo, en la ECV de Argentina para el año 2001, el 0.2% de los encuestados se considera “rico”, el 49.4% “clase media”, el 32.4% “pobre”, el 2.1% “muy pobre” y el resto no contesta. En la *World Values Survey* del año 2000, el 51% de los encuestados en México se consideran clase media, mientras que en Chile el porcentaje es 67%.

Cruces *et al.* (2010) utilizan varias definiciones de clase media basadas en el ingreso para seis economías latinoamericanas entre 1992 y 2006, y encuentran una significativa estabilidad en la participación de cada clase en el ingreso total (figura 5.8).

Figura 5.8

Participación en el ingreso total por clases

Comentario [AC32]: Poner rótulos en español.



Fuente: Cruces *et al.* (2010).

Algunos trabajos buscan trazar puentes entre los estudios más tradicionales de clases, donde las relaciones laborales juegan un papel fundamental, y las mediciones más

estadísticas, basadas en el ingreso. Existe aún mucho margen para explorar en este campo.³⁹

6. DESIGUALDAD DE OPORTUNIDADES

En el capítulo anterior presentamos el concepto de igualdad de oportunidades, subrayamos el lugar central que ocupa en la discusión normativa sobre equidad social y mencionamos las dificultades para su implementación empírica. Dadas esas dificultades, los esfuerzos de medición de los investigadores en el área social se han concentrado, en su gran mayoría, en la desigualdad monetaria, que estudiamos extensamente en el capítulo anterior. Recientemente ha surgido una literatura que pretende hacer operativa la idea de igualdad de oportunidades, proponiendo medidas alternativas. Esta sección examina parte de esta floreciente literatura.

6.1. Igualdad de oportunidades

La percepción sobre la injusticia de la desigualdad en un determinado resultado relevante x (por ejemplo, el ingreso) depende de las circunstancias que originan esas diferencias. Si, por ejemplo, éstas son el resultado de diferencias en el acceso a la educación cuando la persona era niño o producto de discriminación en el mercado laboral, la desigualdad de resultados será seguramente considerada injusta y motivo de acciones compensatorias. Si, en cambio, las diferencias están originadas en decisiones libres o son producto de diferencias en esfuerzos y talentos, la desigualdad resulta mucho menos preocupante. Roemer (1998) propone llamar *circunstancias* al conjunto de factores dados para la persona (exógenos), sobre los que no tiene responsabilidad, y *esfuerzo* a aquellos factores sobre los que es moralmente responsable.⁴⁰ Existe igualdad de oportunidades (IO) si la distribución del resultado x es independiente de la distribución de circunstancias.⁴¹ Alternativamente, la igualdad de oportunidades exige que todos aquellos que compartan el mismo valor de las variables de *esfuerzo* obtengan el mismo resultado, al menos en términos probabilísticos.

Asumamos que el resultado x (llamémoslo ingreso por comodidad) depende entonces de un vector de variables de circunstancias C , un vector de variables de esfuerzo E y un factor estocástico u (suerte).

³⁹ Cruces *et al.* (2010) aplican un análisis de discriminantes para ver la distancia entre grupos de ingreso en términos de variables laborales. Ver también Goldthorpe y McKnight (2004).

⁴⁰ Como argumentamos en el capítulo anterior, la división no es enteramente clara. El talento de una persona está dado, no es posible hacer responsable a una persona por su falta de talento, y sin embargo diferencias en talento son determinantes fundamentales de muchos resultados. Lo mismo puede argumentarse de la aversión al esfuerzo, o el gusto o disgusto por ciertas actividades laborales. Gasparini (2003) propone una división de factores en fuentes socialmente aceptables e inaceptables de diferencias en resultados.

⁴¹ Ver también Arneson (1989), Cohen (1989) y la discusión en el capítulo 6.

$$(6.1) \quad x_i = \lambda(C_i, E_i, u_i)$$

La estricta igualdad de oportunidades exige que la distribución de x condicional en cada valor particular de C coincida, lo cual requiere independencia estocástica entre x y C .

$$(6.2) \quad F(x|c) = F(x|c') \quad \forall c, c' \in C \quad \text{o} \quad F(x|c) = F(x) \quad \forall c \in C$$

Esta condición exige que c no afecte a x directamente ni indirectamente a través de E o u , lo que implica

$$(6.3) \quad \frac{\partial \lambda(C_i, E_i, u_i)}{\partial c_i} = 0 \quad \forall c \in C, \quad F(E|C) = F(E), \quad F(u|C) = F(u)$$

Un enfoque semejante para verificar IO requiere igual resultado para niveles de esfuerzo semejante

$$(6.4) \quad E(x|e, c) = E(x|e, c') \quad \forall e \in E, \forall c, c' \in C$$

Si e es estocásticamente independiente de c , este enfoque y el anterior son equivalentes.

La ecuación (6.2) sugiere una estrategia empírica natural para chequear IO, que consiste en estimar distribuciones de x condicionales en c y testear la igualdad de las distribuciones. El problema en la práctica es que este criterio es muy estricto: difícilmente dos distribuciones sean idénticas.

6.2. Dominancia estocástica

Una propuesta menos exigente consiste en verificar que, aunque dos distribuciones condicionales difieran, no sea posible ordenarlas de manera no ambigua. Si, por ejemplo, la distribución del ingreso en un grupo étnico a es diferente a la del grupo étnico b , pero no es posible según criterios razonables afirmar que una distribución es “mejor” que la otra, o que la “domina”, entonces no habría evidencia contra la IO.

El criterio de dominancia estocástica más estricto es el de primer orden:

$$(6.5) \quad c \succ_{D1} c' \text{ si } F(x|c) \leq F(x|c') \quad \forall x$$

El conjunto de circunstancias cuyas distribuciones de x no están dominadas se define como:

$$(6.6) \quad P_1 = \{c \in C \mid \text{no } \exists c' \in C \text{ t. } q \succ_{D1} c\}$$

Según este criterio hay igualdad de oportunidades si $P_1=C$, es decir, si no hay ninguna distribución condicional dominada en sentido estocástico de primer orden. La implementación empírica requiere de tests de dominancia estocástica de distribuciones, como los mencionados en el capítulo 2 (véase, por ejemplo, Davidson y Duclos, 2000).

Lefranc, Pistolesi y Trannoy (2008) proponen un criterio menos estricto para comparar distribuciones: la dominancia estocástica de segundo orden, bajo el supuesto que las

personas son aversas al riesgo y prefieren pertenecer a grupos c cuyas distribuciones de ingreso sean menos dispersas. La dominancia de segundo orden se define como (ver capítulo 6):

$$(6.7) \quad c \succ_{D2} c' \text{ sii } \int_0^x F(y|c)dy \leq \int_0^x F(y|c')dy \quad \forall x$$

El conjunto de circunstancias no dominadas es

$$(6.8) \quad P_2 = \{c \in C \mid \text{no } \exists c' \in C \text{ t. } q \ c' \succ_{D2} c\}$$

Según este criterio, la igualdad de oportunidades requiere que no haya distribuciones de x condicionales en c dominadas en sentido estocástico de segundo orden; es decir, $P_2=C$.

6.3. Indicadores de desigualdad de oportunidades

Al igual que en el caso de desigualdad monetaria, es útil contar con medidas resumen del *grado* de desigualdad de oportunidades. El enfoque usual seguido con tal fin es descomponer la desigualdad en un resultado x en las contribuciones provenientes de E y C .

Dividamos a la población en grupos c , cada uno de los cuales comparte el mismo valor del vector C . Cada uno de estos grupos es lo que Roemer (1998) llama “tipos” (*types*): personas idénticas en términos de circunstancias. Sea x_i^c el ingreso efectivo de la persona i correspondiente al tipo c y μ_i^c el ingreso medio de ese grupo al que pertenece i . Una medida de desigualdad de oportunidades es

$$(6.9) \quad DO_s = \frac{I(\mu_i^c)}{I(x_i^c)}$$

donde $I(a)$ es un indicador de desigualdad computado sobre la distribución de a . Nótese que $I(\mu_i^c)$ es la desigualdad de una distribución en la que el ingreso de cada persona es reemplazado por la media del grupo de circunstancias c al que pertenece. Esta es una distribución “suavizada” en la que han sido eliminadas todas las diferencias internas al grupo y en consecuencia sólo refleja diferencias entre grupos (la desigualdad *between*). DO_s en (6.9) es el ratio de desigualdad de la distribución “suavizada” sobre la real. En un extremo, si el ingreso medio fuera semejante entre grupos, la desigualdad de oportunidades sería nula: las únicas diferencias de ingresos son intra-grupales, producto de diferentes “esfuerzos” y por lo tanto socialmente aceptables. En el otro extremo, si la desigualdad de la distribución suavizada $I(\mu_i^c)$ coincide con la desigualdad real $I(x_i^c)$, no habría desigualdades intra-grupales y toda diferencia de ingreso entre personas es consecuencia de diferencias en circunstancias en la población.

Checchi y Peragine (2006) proponen una medida alternativa, definiendo un ingreso estandarizado $v_i^c = x_i^c \cdot (\mu/\mu^c)$, donde μ_c es el ingreso medio del grupo c . Nótese que al re-

escalar todos los ingresos a la media poblacional μ , desaparecen las diferencias de medias inter-grupales e $I(v_i^c)$ capta la desigualdad intra-grupal. El indicador de desigualdad de oportunidades propuesto es

$$(6.10) \quad DO_{CP} = 1 - \frac{I(v_i^c)}{I(x_i^c)}$$

La implementación empírica de (6.9) o (6.10) requiere dividir a la población en grupos c y estimar las medias grupales. En la práctica, dado que no podemos medir todos los determinantes del resultado x , el típico problema de las variables omitidas puede sesgar la evaluación del grado de igualdad de oportunidades. Un caso muy importante es el de variables de “esfuerzo” que afectan el resultado x y están correlacionadas con C . En esta situación, las diferencias de ingresos medios entre dos grupos c , que son consideradas signo de desigualdad de oportunidades, pueden en parte captar simplemente niveles de esfuerzo o de otras variables aceptables diferentes.

Otro problema en la etapa de implementación práctica es el de la dimensionalidad. Supongamos que consideramos sólo 9 variables de circunstancias, 3 de las cuales tienen 5 categorías, 3 variables con 3 categorías, y las restantes 3 binarias. La combinación de estas variables y sus categorías resulta en 27000 “tipos”, lo cual elimina toda posibilidad de obtener una estimación precisa del ingreso medio de cada grupo, dado el tamaño de las encuestas latinoamericanas. La alternativa es restringir el conjunto de variables de circunstancias, lo que debilita el análisis, y/o acudir a estimaciones paramétricas.

Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2007) toman el segundo camino en su estudio de IO en Brasil. En primer lugar, los autores consideran la posibilidad de que el esfuerzo esté afectado por circunstancias, *i.e.*

$$(6.11) \quad x_i = \lambda(C_i, E(C_i, v_i), u_i)$$

Puede definirse un ingreso estandarizado z_i que es el ingreso contrafactual que i obtendría si compartiera el valor del vector de circunstancias del promedio poblacional, \bar{C} .

$$(6.12) \quad z_i = \lambda(\bar{C}, E(\bar{C}, v_i), u_i)$$

La desigualdad en la distribución de esos ingresos estandarizados z_i es producto de diferencias en el esfuerzo autónomas o shocks aleatorios, pero no de diferencias en circunstancias. Una medida natural de desigualdad de oportunidades sería entonces

$$(6.13) \quad DO_{BFM} = 1 - \frac{I(z_i)}{I(x_i^c)}$$

Con el objeto de descomponer el grado de desigualdad de oportunidades puede definirse un ingreso estandarizado sólo por el efecto directo de C sobre x .

$$(6.14) \quad z_i^d = \lambda(\bar{C}, E(C_i, v_i), u_i)$$

La desigualdad de oportunidades producto de diferencias en circunstancias que operan directamente sobre x (y no a través de E) está dado por

$$(6.15) \quad DO_{BFM}^d = 1 - \frac{I(z_i^d)}{I(x_i^c)}$$

El efecto indirecto se obtiene por simple diferencia $DO_{BFM}^i = DO_{BFM} - DO_{BFM}^d$.

Bourguignon *et al.* (2007) proponen un modelo paramétrico para implementar las medidas de desigualdad de oportunidades. Específicamente,

$$(6.16) \quad \ln x_i = C_i \alpha + E_i \beta + u_i$$

$$(6.17) \quad E_i = H C_i + v_i$$

Combinando estas dos ecuaciones, la forma reducida es

$$(6.18) \quad \ln x_i = C_i \psi + \varepsilon_i$$

por lo que el ingreso estandarizado estimado es

$$(6.19) \quad z_i = \exp[\bar{C} \psi + \hat{\varepsilon}_i]$$

donde el “sombbrero” indica valores estimados. El ingreso estandarizado por el efecto directo es

$$(6.20) \quad z_i^d = \exp[\bar{C} \hat{\alpha} + E_i \hat{\beta} + \hat{u}_i]$$

Además de su utilidad para aliviar el problema de la dimensionalidad, el enfoque paramétrico permite construir intervalos de confianza con facilidad y permite estimar el efecto parcial de cada variable de circunstancia, construyendo contrafactuales alternativos.

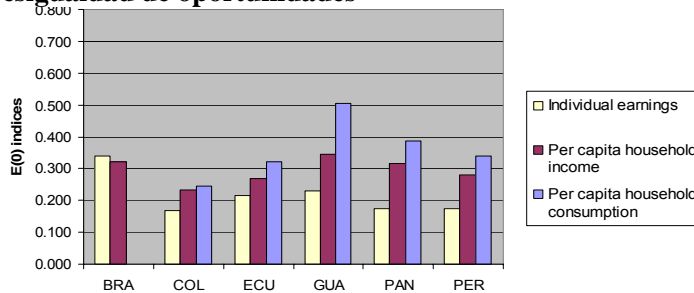
Bourguignon *et al.* (2007) utilizan esta metodología para estimar el grado de desigualdad de oportunidades en Brasil. La variable de resultado x es el ingreso laboral, el conjunto de circunstancias está dado por la raza, la educación de los padres, la región de nacimiento y el status laboral del padre, mientras que el conjunto de variables de esfuerzo se compone de los años de educación, la situación de migración y el status laboral del individuo. Los autores encuentran que para el caso de Brasil las variables de circunstancias observables dan cuenta de alrededor del 25% de la desigualdad salarial. La educación de los padres es el factor determinante más importante, aunque con importancia decreciente. Bourguignon *et al.* (2007) encuentran que la desigualdad de oportunidades ha declinado en el tiempo en Brasil, y que el canal directo da cuenta del 60% del efecto total.

Ferreira y Gignoux (2008) realizan un ejercicio semejante para seis países de América Latina y encuentran que la desigualdad de oportunidades da cuenta de entre 24% y 50%

de la desigualdad en el consumo. Brasil y Guatemala son países de más alta desigualdad de oportunidades, en relación a Colombia, Ecuador o Perú (figura 6.1).

Figura 6.1

Desigualdad de oportunidades



Comentario [AC33]: Sacar el marco a la leyenda y traducir al español.

Fuente: Ferreira y Gignoux (2008).

6.4. Desigualdad de oportunidades en acceso

Una dimensión fundamental en la construcción de las oportunidades de las personas es su acceso a la educación, la salud y las condiciones habitacionales dignas durante la niñez. Si una sociedad asegura a su población joven igual acceso a estos bienes, habrá avanzado sustancialmente hacia un estado de igualdad de oportunidades. Sin embargo, nótese que la universalidad del acceso a un bien no garantiza la ausencia de desigualdades, que se pueden manifestar en otras dimensiones como la calidad del servicio. Ignoremos estas extensiones y focalicemos el análisis en las variables básicas de acceso, las cuales son binarias: valen 1 si el niño accede un bien o servicio y 0 en caso contrario. Hay desigualdad de oportunidades en el acceso si la probabilidad de acceso no es independiente del vector de circunstancias C .

Como indicador del grado de desigualdad de oportunidades en el acceso a educación Gasparini (2003) propone computar medidas de desigualdad sobre la distribución de las probabilidades de acceso a la educación, condicionales al vector de circunstancias. El uso de probabilidades predichas, y no de la propia variable binaria de acceso, asume la existencia de factores estocásticos que afectan la decisión de asistencia que son considerados “socialmente aceptables”. Mediante modelos no paramétricos (*lowess*) y paramétricos (*logit*), Gasparini (2003) estima las probabilidades de asistencia a la escuela secundaria en el Gran Buenos Aires, condicional a un conjunto de factores de circunstancias (género, ingreso y educación de los padres). El autor encuentra que el coeficiente de Gini de las probabilidades predichas cayó varios puntos a partir de 1996, cuando se implementó una reforma educativa tendiente a fomentar la escolarización de jóvenes de estratos sociales más bajos.

Paes de Barros, Ferreira, Molinas y Saavedra (2009) utilizan un enfoque semejante, estimando la desigualdad de oportunidades en el acceso de los niños a educación, agua, saneamiento y electricidad, aplicando el índice de disimilitud. Como circunstancias

exógenas para los niños incluyen al área de residencia, género, educación de los padres, ingreso per cápita, número de hermanos y presencia de padre y madre en el hogar. Los valores predichos de las probabilidades de acceso \hat{p}_i son los insumos para el índice de disimilitud D

$$(6.21) \quad D = \frac{1}{2p^m} \sum_{i=1}^N \frac{1}{N} |\hat{p}_i - p^m|$$

que capta la desigualdad de oportunidades en el acceso. Paes de Barros *et al.* (2009) dan un paso adicional y definen un *índice de oportunidades humanas* que tiene en cuenta tanto el nivel promedio de acceso a un servicio en la población como el grado de desigualdad de oportunidades.

$$(6.22) \quad IOH = p^m \cdot (1 - D)$$

Las oportunidades de acceso definidas sobre un cierto bien o servicio aumentan en un país si el acceso promedio crece y/o la desigualdad en la distribución de oportunidades de acceso se reduce.

La metodología comentada permite obtener un IOH para el acceso a cada servicio considerado. El paso final para obtener un único indicador es promediar todos los IOH , aplicando alguna estructura de pesos. Paes de Barros *et al.* (2009) aplican la metodología comentada a microdatos de encuestas de hogares de 19 países de América Latina y el Caribe.⁴² Uno de los principales resultados (cuadro 6.1) es la significativa mejora en el IOH en casi todos los países de la región, tanto por aumento de p^m como por caída de D .

Cuadro 6.1
Índice de Oportunidades Humanas

	1995	2005	Cambio anual
Argentina		88	
Bolivia		62	
Brasil	59	72	1.3
Chile	83	91	0.8
Colombia	67	74	1.1
Costa Rica	76	86	1.1
Dominicana R.		71	
Ecuador	64	74	0.9
El Salvador	47	55	1.2
Guatemala	43	50	1.2
Honduras		53	
México	70	82	1.2
Nicaragua	40	46	0.9
Panamá	65	69	0.5
Paraguay	58	67	1.4
Perú	55	66	1.4
Uruguay		85	
Venezuela	82	86	0.4

Fuente: Paes de Barros, Ferreira, Molinas y Saavedra (2009).

Comentario [AC34]: “R. Dominicana” y no “Dominicana R.”

⁴² Los microdatos utilizados fueron procesados en CEDLAS y son semejantes a los utilizados en gran parte de este libro.

7. MOVILIDAD ⁴³

Las distribuciones están en permanente movimiento; las personas progresan o se estancan económicamente y su posición en la escala social va variando en el tiempo. El estudio de la movilidad ocupa un lugar importante en el análisis distributivo, incentivado por la creciente disponibilidad de datos y técnicas para tratar problemas dinámicos. En esta sección presentamos algunos conceptos e indicadores básicos de esta literatura en desarrollo.

7.1. Concepto y tipos de movilidad

El término *movilidad* está asociado a la dinámica de la distribución y hace referencia a los movimientos o cambios por parte de unidades específicas (individuos, hogares) en su posición socioeconómica. Si bien el concepto de movilidad es intuitivo, su definición precisa resulta elusiva. Las divergencias comienzan desde una cuestión básica, ¿qué entendemos por “movimiento”? Para ilustrar el punto supongamos que x_1 es un vector que representa la distribución de los ingresos en un período t_1 , y x_2 un vector que lista los ingresos de exactamente las mismas personas en otro período t_2 . Según la definición más amplia, hay movimiento en la distribución toda vez que $x_1 \neq x_2$. Una visión alternativa considera que hay movimiento toda vez que $x_2 \neq \lambda x_1$, con $\lambda \geq 0$; es decir, hay movilidad toda vez que el nuevo vector de ingresos x_2 no surja simplemente de un cambio proporcional a partir del vector inicial x_1 . La movilidad así definida implica necesariamente cambios de las participaciones en el ingreso total. Otro enfoque alternativo fija su atención en los cambios posicionales: hay movilidad toda vez que la posición relativa de la persona en la distribución cambie. Un cambio no proporcional de ingresos en la población que no modifique la posición relativa de sus miembros sería considerado movilidad bajo el primer criterio, pero no bajo el criterio posicional.⁴⁴ Estas tres visiones no agotan el conjunto de ideas sobre movilidad, pero son suficientes para ilustrar la diversidad de enfoques.

Es posible diferenciar dos tipos de estudios de movilidad en función del alcance temporal y la unidad de análisis. Los estudios de movilidad *intrageneracional* se ocupan de los cambios de corto o mediano plazo en la distribución entre personas de una misma generación. En cambio, en un estudio de movilidad *intergeneracional* el foco se extiende a períodos más extensos en los que se evalúan cambios entre generaciones. Una investigación típica en movilidad intergeneracional evalúa el grado en que el ingreso de las personas en una generación depende del ingreso de sus padres. En este

⁴³ Agradecemos los valiosos comentarios de Maribel Jiménez para el desarrollo de esta sección.

⁴⁴ Para ilustrar las tres definiciones alternativas supongamos una sociedad compuesta por tres personas cuya distribución inicial en t_1 es $x_1 = \{2, 4, 12\}$. Si la distribución cambia en t_2 a $x_2 = \{4, 8, 24\}$ habrá movimiento de ingresos, pero no movilidad en términos de participaciones ni posiciones. Si la distribución cambia a $x_2 = \{8, 9, 10\}$ habrá movimientos de ingreso y participaciones, pero no movilidad posicional. Un cambio a $x_2 = \{12, 6, 3\}$ sí implica movilidad en las tres dimensiones.

sentido, el agente relevante para estos estudios no es el individuo sino una suerte de *dinastía* o familia definida a lo largo del tiempo.

7.2. Movilidad y desigualdad

Si bien el concepto de movilidad está claramente vinculado al de desigualdad, la relación es compleja y bicausal (Solon, 2004; Galiani, 2010). Mayor movilidad de ingresos implica una reducción de la desigualdad en sentido intertemporal, mientras que menor desigualdad corriente implica un escenario de condiciones parejas con perspectivas de mayor movilidad social. Existe, en particular, una estrecha relación entre el concepto de igualdad de oportunidades, desarrollado en la sección anterior, y el de movilidad.⁴⁵ La igualdad de oportunidades brinda el contexto adecuado para la existencia de movilidad social.

Existe una percepción generalizada de que la pobreza y la desigualdad son “males” más graves cuanto más inmóvil es la distribución. Dos sociedades con el mismo nivel de desigualdad en un punto del tiempo pero con distintas perspectivas de movilidad no serán, en general, consideradas igualmente injustas. Supongamos que la diferencia en el bienestar entre dos personas *A* y *B* es de 5 veces a favor de *A* en un período, y 5 veces a favor de *B* en otro período. La desigualdad en este grupo de dos personas es alta en cada período y estable en el tiempo. Sin embargo, esta situación de desigualdad persistente es menos preocupante que una situación alternativa en la que la diferencia es siempre de 5 veces a favor de una de las personas. La desigualdad es percibida como un problema social más grave en este contexto de inmovilidad.⁴⁶

En un famoso artículo, Hirschman (1973) propone la siguiente metáfora para ilustrar la tolerancia a la desigualdad en diferentes contextos de movilidad. Si dos filas de automóviles se encuentran atascadas en un túnel y una de ellas empieza a moverse, la señal que recibe la fila inmóvil es que en algún momento le tocará avanzar. La desigualdad entre ambas situaciones es tolerable bajo la perspectiva de movilidad futura (en el ejemplo, avanzar y salir del túnel). Si, en cambio, estas expectativas se ven reiteradamente frustradas, la intolerancia a la situación percibida como injusta se acrecienta y el “efecto túnel” deriva eventualmente en conflicto y fragmentación.

Es importante mencionar en este punto que si bien en general la movilidad es deseable, su relación con el bienestar no es tan directa. Se requiere de un examen más profundo sobre las causas subyacentes que hacen que una distribución sea más o menos móvil para evaluar un aumento de la movilidad como favorable en términos de bienestar social.⁴⁷ Por ejemplo, incrementos en la magnitud de shocks aleatorios sobre el ingreso

⁴⁵ Roemer (2004) incluye una interesante discusión sobre la relación entre igualdad de oportunidades y movilidad.

⁴⁶ Un argumento semejante se aplica a la pobreza (ver capítulo 5).

⁴⁷ Ver la discusión en Black y Devereux (2010) para este punto.

aumentan la movilidad de corto plazo pero disminuyen el bienestar en una sociedad de individuos aversos al riesgo.

7.3. Requerimientos de información

Dado que el objetivo de las investigaciones sobre movilidad es estudiar la evolución temporal de la distribución del ingreso para un mismo grupo de individuos, los requerimientos informativos son superiores a los de un estudio estático. Específicamente, se necesitan datos con estructura de *panel* donde exista más de una observación en el tiempo de las mismas unidades. Los paneles sistemáticos son virtualmente inexistentes en la región, fundamentalmente debido a sus elevados costos de relevamiento. En varios países es posible recurrir a la estructura de *panel rotativo* de las encuestas de hogares (ver capítulo 3), de las cuales es posible recuperar una mínima estructura de panel, usualmente con una pequeña variabilidad temporal.

Otra alternativa recientemente explotada es recurrir a cohortes sintéticas.⁴⁸ En esta aproximación el agente relevante es un grupo de individuos, definido en base a alguna característica; por ejemplo, “individuos que nacieron en 1960 y cuyo máximo nivel educativo alcanzado es secundaria completa”. Este grupo o cohorte de personas puede ser seguido a lo largo de una serie de encuestas de hogares, aun cuando los individuos que la compongan no sean siempre los mismos. Es decir, hemos reemplazado a la persona por una suerte de “individuo representativo”. El ingreso relevante en nuestro ejemplo es, entonces, el ingreso promedio de las personas que nacieron en 1960 y cuya máximo nivel de educación alcanzado es secundaria completa, las cuales son fácilmente identificables en las encuestas. Esta estrategia produce *E.A* “pseudo individuos”, en donde *E* es la cantidad de niveles educativos y *A* la cantidad de edades consideradas. Por ejemplo, si hay tres niveles educativos y se considera personas nacidas entre 1960 y 1979, habrán 60 cohortes o pseudo individuos, y tantas observaciones temporales como encuestas de hogares haya disponibles en el tiempo. Las ventajas de usar cohortes se relacionan, obviamente, con que la construcción de este pseudo panel no requiere seguir a las mismas personas en el tiempo, sino sólo contar con encuestas de hogares repetidas. La principal desventaja radica en que la agregación en cohortes posiblemente distorsione la dinámica relevante, que es la individual.

Lanjouw *et al.* (2011) proponen una metodología alternativa si se cuenta sólo con datos de corte transversal en dos momentos del tiempo t_1 y t_2 . El objetivo consiste en estimar el ingreso en t_2 de aquellos individuos observados en t_1 en función de factores observables considerados invariantes y supuestos sobre los inobservables. Llamando X_{i1} al vector de características invariantes de la persona i observadas en el momento 1 y $\hat{\beta}_2$ al vector estimado de parámetros que vinculan esas características con el ingreso en el momento 2, el ingreso de esa persona i en t_2 será igual a $\hat{\beta}_2 X_{i1}$ más un término de error ε . Diferentes supuestos acerca de ese residuo generan estimaciones de ingreso distintas

⁴⁸ Ver MacKenzie y Antman (2002) y Navarro (2009) para una aplicación a un caso en América Latina.

y, en consecuencia, niveles de movilidad diferentes. El límite inferior de movilidad se da en el caso de correlación perfecta de los errores. El residuo en t_2 es igual al residuo en t_1 , por lo que los ingresos están muy correlacionados en el tiempo y la movilidad resultante es baja. En el otro extremo, el límite superior de movilidad ocurre cuando los residuos no están correlacionados.

Existe otra alternativa para estimar movilidad que consiste en utilizar información retrospectiva. Algunas encuestas incluyen preguntas acerca de variables del pasado, las cuales pueden ser utilizadas para construir un panel. Por ejemplo, una encuesta podría pedirle al entrevistado que recuerde su ingreso o estado laboral en años anteriores, o indagar acerca de la educación o situación socioeconómica de sus padres.⁴⁹ Naturalmente, los errores de medición de estas variables pueden ser diferentes de los asociados a variables más actuales, lo cual introduce sesgos en las mediciones.

Como hemos visto a lo largo del libro, la elección de la variable sobre la cual realizar un estudio distributivo no es trivial. En particular, para el análisis de movilidad es recomendable utilizar alguna variable con pocas fluctuaciones para evitar confundir movilidad genuina en el nivel de bienestar con variabilidad de corto plazo. En este sentido, es preferible usar variables como el consumo, los logros educativos o la riqueza, en lugar del ingreso. Lamentablemente, son casi inexistentes las encuestas con estructura de panel y datos de consumo o riqueza, por lo que muchos estudios en la práctica se concentran en la movilidad de ingresos y la movilidad educativa.

7.4. Medidas de movilidad

Como adelantamos, el concepto de movilidad es ambiguo, lo cual ha generado un gran número de enfoques e indicadores alternativos. En esta sección repasamos varios de los más importantes. Para facilitar la exposición, presentamos los enfoques en el contexto de un estudio de movilidad intrageneracional usando como variable de bienestar el ingreso, dejando para una sección final el análisis intergeneracional. Es posible distinguir tres ramas en la medición de la movilidad: (i) la medición de los movimientos, (ii) la medición del grado de dependencia temporal, y (iii) la medición del impacto igualador de la movilidad.

7.4.1. Medición de movimientos

Existe una gran cantidad de medidas de movilidad que responden a visiones diferentes del concepto de movimiento. Un primer enfoque mide la magnitud de los cambios en el ingreso. Fields y Ok (1996) proponen indicadores simétricos, donde el objetivo es medir los cambios en el ingreso de las personas entre dos momentos del tiempo, con

⁴⁹ Por ejemplo, la Encuesta de Calidad de Vida (ECV) de Colombia 2010 releva información sobre la educación y ocupación de los padres y los activos del hogar durante la niñez.

independencia de su signo. Las siguientes ecuaciones muestran dos indicadores sencillos de movimiento de ingreso

$$(7.1) \quad M_{f1} = \frac{1}{N} \sum_i |x_{i2} - x_{i1}| \quad M_{f2} = \frac{1}{N} \sum_i |\ln x_{i2} - \ln x_{i1}|$$

Si la dirección del cambio en el ingreso adquiere relevancia y se busca compensar cambios con diferente signo puede usarse el indicador propuesto por Fields y Ok (1999).⁵⁰

$$(7.2) \quad M_{FO} = \frac{1}{N} \sum_i (\ln x_{i2} - \ln x_{i1})$$

Si se adscribe a la idea de movilidad como cambio no proporcional de ingresos, el foco de análisis se traslada del cambio en los ingresos al cambio en las participaciones en el ingreso total. Una medida usual es el promedio de los cambios absolutos en las participaciones s

$$(7.3) \quad M_s = \frac{1}{N} \sum_i |s_{i2} - s_{i1}|$$

Una alternativa consiste en medir la movilidad posicional. En este caso el objetivo es mensurar el grado en que cambian las posiciones de las unidades en la distribución del ingreso. Una medida posible es

$$(7.4) \quad M_R = \frac{1}{N} \sum_i |r_{i2} - r_{i1}|$$

donde r indica la posición o ranking que ocupa la persona en la distribución.

7.4.2. Dependencia temporal

El concepto de dependencia temporal alude al grado en que la situación económica de una unidad es determinada por su situación económica pasada. Si la dependencia temporal es alta y el ingreso en un período está fuertemente determinado por el ingreso en el pasado, la movilidad será baja. Una medida sencilla de dependencia temporal entre dos momentos el tiempo t y $t-1$ es el coeficiente de correlación lineal (Pearson) entre los ingresos en ambos períodos de la población analizada, $r(x_t, x_{t-1})$. Si esta correlación es 0, habrá independencia temporal. Cuanto más se acerque $r(\cdot)$ a 1, mayor será el vínculo entre los ingresos de los dos momentos del tiempo y menor la movilidad.⁵¹

⁵⁰ Otras medidas intuitivas sencillas son (i) la fracción de los que ganaron ingresos y la de aquellos que perdieron y (ii) la ganancia promedio de los que mejoraron y la pérdida promedio de los que perdieron.

⁵¹ En teoría $r(x_t, x_t)$ puede tomar valores negativos, indicando dependencia temporal negativa, pero este es un caso inverosímil en la práctica.

La manera más usual de examinar dependencia temporal es en un contexto de modelos de regresión del tipo autorregresivo, en donde el ingreso de un período es función del ingreso de algún período anterior. La alternativa más simple consiste en suponer que la dinámica subyacente a los ingresos es idéntica para todos los individuos. Formalmente,

$$(7.5) \quad x_{it} = \alpha + \beta x_{it-1} + u_{it}$$

donde α y β son parámetros a estimar y u_{it} refleja shocks o factores no directamente vinculados al ingreso pasado. Es usual estimar un modelo donde las variables de ingreso x en (7.5) están expresadas en logaritmos. En este caso β constituye la elasticidad del ingreso actual respecto del ingreso pasado. Un valor de $\beta=0$ indica ausencia de dependencia del pasado y, en consecuencia, plena movilidad. En el otro extremo, $\beta=1$ indica movilidad nula.⁵² $1-\beta$ es entonces una medida simple de movilidad. En este enfoque, el valor de β está estrechamente vinculado al del coeficiente de correlación. Específicamente, $r(x_t, x_{t-1}) = (\sigma(x_{t-1})/\sigma(x_t))\beta$, donde σ indica desvío estándar.

El estimador de (7.5) es no-condicional; si se estima una regresión con otros controles z (más allá del ingreso en el pasado), el modelo sería

$$(7.6) \quad x_{it} = \alpha + \beta x_{it-1} + \gamma z_{it} + u_{it}$$

y $1 - \beta$ sería una medida de movilidad condicional.

Los modelos anteriores son, por construcción, paneles dinámicos, es decir, modelos de paneles en los que la variable explicada depende explícitamente de su pasado. Los paneles dinámicos presentan varios problemas de estimación que han ocupado un espacio considerable en la literatura econométrica. Cuando el término de error u_{it} contiene componentes invariantes en el tiempo, un problema conocido es que los métodos estándar son inconsistentes; adicionalmente la inclusión de la variable rezagada como regresor introduce problemas de endogeneidad. Una estrategia habitual es recurrir a estimadores de variables instrumentales o alguna de sus variaciones, como el método propuesto por Arellano y Bond (1991).

Como se mencionó anteriormente, una alternativa ante la ausencia de datos de panel es recurrir a cohortes sintéticas o pseudo-paneles. Analíticamente la estimación con pseudo-paneles implica

$$(7.7) \quad \bar{x}_{c(t),t} = \alpha_c + \beta_c \bar{x}_{c(t-1),t-1} + \gamma_c \bar{z}_{c(t),t} + u_{c(t),t}$$

donde el índice individual i es reemplazado por el de cohorte $c(t)$, y las variables de interés no son individuales sino el promedio de cada cohorte. Una ventaja, resaltada por McKenzie (2002), es que trabajar con cohortes ayuda a mitigar los efectos negativos de los paneles dinámicos sobre los métodos estándar. Más concretamente, los efectos no observables invariantes en el tiempo ahora son una suerte de promedio de los efectos

⁵² Nótese que dada la presencia de shocks aleatorios, la correspondencia entre ingresos presentes y pasados no es perfecta, por lo que $\beta = 1$ sugiere falta de movilidad en esperanzas.

individuales por persona, lo cual, claramente, tiene una varianza mucho menor. Cuesta, Ñopo y Pizzolito (2011) utilizan pseudo paneles para estimar movilidad en 14 países de América Latina en 11 años y 8 cohortes. Estos autores encuentran un muy bajo grado de movilidad no condicional: el valor de β es de alrededor de 0.95. Sin embargo los autores resaltan que el valor cae a alrededor de 0.60 al agregar controles en la estimación.

Un problema adicional en los modelos de paneles para medir movilidad es el de los errores de medición. Cuando el concepto relevante es alguna noción “permanente” de ingreso, el uso del ingreso corriente rezagado como variable explicativa está sujeto a los problemas clásicos de error de medición, lo que implica un sesgo de atenuación; es decir, las medidas pueden sugerir más movilidad de la que efectivamente hay, a causa de que el ingreso corriente rezagado es una mala *proxy* del ingreso permanente. Una estrategia usual es utilizar alguna medida de más largo plazo (por ejemplo, un promedio de ingresos pasados) como variable explicativa o utilizar el método de variables instrumentales empleando distintos instrumentos según la información disponible.

Una variante del modelo (7.5) es

$$(7.8) \quad \Delta x_{it} = \alpha + \delta x_{it-1} + u_{it}$$

donde δ es interpretado como un factor de convergencia. Es decir, si $\delta < 0$, entonces los cambios en el ingreso son *menores* cuanto más grande es el ingreso inicial, lo que implica que los ingresos son convergentes. Lo contrario ocurre cuando $\delta > 0$.

La dependencia temporal también puede estudiarse en términos de posiciones o rankings. Un indicador usual en este esquema es el coeficiente de correlación de rango de Spearman $s(x_1, x_2)$. Como en el caso del coeficiente de Pearson, un valor de $s(x_1, x_2)$ cercano a cero indica independencia del pasado, esta vez en términos de ubicación en la distribución. El esquema de regresiones comentado en el párrafo anterior puede aplicarse al caso de movimientos posicionales, con similares interpretaciones.

Un instrumento usual para estudiar movilidad posicional en datos agregados es la matriz de transición. En su forma más habitual las filas de esta matriz indican el cuantil al que pertenece la unidad en un período inicial o base, y las columnas el cuantil en un período final. Supongamos que dividimos la población en quintiles e indexamos a las filas con $f = 1, \dots, 5$ y a las columnas con $c = 1, \dots, 5$. En este caso, el elemento típico de esta matriz m_{fc} indica el porcentaje de la población que estaba en el quintil f en el año base y en el quintil c en el año final. El cuadro 7.1 muestra dos matrices de transición construidas por Herrera (1999) sobre la base de datos longitudinales de la Encuesta de Condiciones de Vida para Lima (Perú). En general, los valores más altos se encuentran sobre la diagonal de la matriz. El 48.3% de los hogares encuestados en 1985/6 que pertenecían al quintil inferior de la distribución del consumo per cápita permanecían en ese quintil en 1990. El valor para esa celda m_{11} bajó a 43.5 entre 1990 y 1996, denotando un aumento de la movilidad en el estrato inferior. En contraste, el valor de la celda m_{55} aumenta de 50 a 54.8, implicando menor movilidad en ese segmento de la distribución.

Cuadro 7.1

Matrices de transición de hogares basada en consumo per cápita Lima (Perú) 1990 y 1996

		Quintil en 1990				
Quintil en 1985/6		1	2	3	4	5
1		48.3	24.1	16.6	6.2	4.8
2		29.9	23.6	25.0	11.8	9.7
3		11.8	25.7	29.2	25.0	8.3
4		7.6	15.3	17.4	32.6	27.1
5		2.8	11.1	11.8	24.3	50.0

		Quintil en 1996				
Quintil en 1990		1	2	3	4	5
1		43.5	30.6	15.3	8.2	2.4
2		22.6	15.5	29.8	23.8	8.3
3		22.6	25.0	22.6	19.1	10.7
4		7.4	23.8	20.2	25.0	23.8
5		4.8	4.8	11.9	23.8	54.8

Fuente: Herrera (1999).

Una matriz de transición con valores de 100 en la diagonal y 0 en el resto es llamada *matriz identidad* y representa el caso de completa dependencia del pasado: nadie puede escapar del quintil en el que se ubica en el año inicial. El extremo opuesto es el de completa independencia del pasado representado por una matriz con todas las entradas iguales. En nuestro caso de una matriz de quintiles, m_{fc} sería siempre 20: independientemente del lugar en el cual un individuo se encuentra en el año base, tiene la misma probabilidad (20%) de terminar en cualquiera de los cinco quintiles de la distribución en el año final. Una medida usual de inmovilidad está basada en la diferencia entre la matriz real y la de perfecta independencia. El indicador específico se calcula como

$$(7.9) \quad I_m = \sum_f \sum_c \frac{(m_{fc} - m_{fc}^i)^2}{m_{fc}^i}$$

donde m_{fc} es el número de observaciones en la celda fc en la realidad y m_{fc}^i es el número de observaciones en la celda fc que debería darse bajo completa independencia⁵³ (en nuestro ejemplo de quintiles, la matriz tienen 25 entradas y por ende m_{fc}^i es el 4% del total de observaciones). El indicador I_m en (7.9) tiene una distribución chi-cuadrado, lo cual facilita el análisis de significatividad estadística.

Otras medidas más sencillas de movilidad posicional construidas a partir de una matriz de transiciones son (i) la fracción de receptores de ingreso que permanecen en el mismo cuantil entre dos momentos del tiempo (coeficiente de inmovilidad) y (ii) la cantidad promedio de cuantiles de movimiento en la muestra.

7.4.3. Movilidad como factor igualador

⁵³ Hyson (2003) argumenta que en un contexto inter-generacional no sería apropiada una hipótesis nula correspondiente a una matriz de transición tal que los ingresos (educación) de padres e hijos sean completamente independientes. Como alternativa se propone una hipótesis tal que la relación entre los ingresos laborales (educación) de padres e hijos fuera la misma en cualquier punto de la distribución.

Una medida alternativa interesante se focaliza en el papel igualador de la movilidad. El indicador explota el hecho de que cuanto más móvil sean los ingresos en el tiempo, más alta será la desigualdad en la distribución calculada con el ingreso corriente, comparada con la desigualdad computada sobre el ingreso intertemporal. El índice de rigidez de Shorrocks es un indicador de esta familia

$$(7.10) \quad R_s = \frac{I(x_1 + x_2)}{[\mu_1 I(x_1) + \mu_2 I(x_2)] / (\mu_1 + \mu_2)}$$

donde $I(.)$ es un indicador de desigualdad invariante a la escala. Nótese que el numerador indica la desigualdad del ingreso intertemporal y el denominador, un promedio ponderado de las desigualdades corrientes.⁵⁴ Si la distribución fuese inmóvil, la desigualdad corriente sería igual en cada período e igual a la intertemporal, por lo que el indicador de rigidez sería 1 y, por ende, la movilidad nula.

Como se desprende de esta breve recorrida, es claro que la movilidad es un concepto amplio que no admite una única manera de concebirlo y medirlo.⁵⁵ Fields y Ok (1999) recomiendan en la medida de lo posible, presentar una batería de indicadores para evaluar la robustez de los resultados a cambios de metodología.

7.5. Movilidad intergeneracional

Cuando el período de interés en el estudio de movilidad es el que transcurre entre generaciones y el agente relevante es una familia o dinastía, las medidas de movilidad se vuelven *intergeneracionales*. Las medidas estudiadas en esta sección pueden reinterpretarse en este marco. Por ejemplo, dentro del esquema de la ecuación (7.5) puede tomarse como x_{it} al logaritmo del ingreso del hijo y como x_{it-1} al del padre,⁵⁶ en cuyo caso el coeficiente β mide la elasticidad intergeneracional del ingreso.⁵⁷ Valores pequeños de β están asociados a alta movilidad: en este caso, el ingreso de los hijos no depende en gran medida del de los padres. $1 - \beta$ es considerado entonces un indicador de movilidad intergeneracional.⁵⁸

Idealmente la medición de la movilidad intergeneracional requiere conocer el ingreso de padres e hijos en un mismo momento de sus ciclos de vida. Si se conoce el ingreso de una persona i en el momento t es necesario saber quién es su padre y cuál era su ingreso en el pasado, cuando estaba en el mismo momento del ciclo de vida que su hijo hoy. La

⁵⁴ En este contexto de dos períodos, el ingreso intertemporal es la suma del ingreso de los dos períodos dividido 2. Sin embargo, es irrelevante dividir por 2, dado que $I(.)$ es invariante a la escala.

⁵⁵ El enfoque axiomático de las medidas de movilidad también se enfrenta a las ambigüedades comentadas en esta sección. Fields y Ok (1996) y Fields (2001) son dos referencias para adentrarse en el análisis axiomático de la movilidad.

⁵⁶ “Padres” engloba también a las madres e “hijos” a las hijas. Esta terminología es común en la literatura.

⁵⁷ Ver Black y Devereux (2010) para un resumen de la literatura internacional.

⁵⁸ Solon (1999) realiza un exhaustivo análisis de los estudios de movilidad intergeneracional en los mercados laborales.

ausencia de paneles largos o preguntas retrospectivas hace imposible cumplir este requisito informativo. En particular, en el caso de las encuestas de hogares típicas latinoamericanas sólo es posible identificar al padre de una persona adulta en aquellos pocos hogares donde padre e hijo conviven bajo el mismo techo, lo cual seguramente conduce a sesgos de selectividad, ya que este tipo de hogares no constituyen una muestra aleatoria.

Una metodología para estudiar movilidad intergeneracional en el contexto de restricciones informativas consiste en aplicar un procedimiento en dos etapas utilizando dos muestras, una principal en la que se observa el ingreso de los hijos y ciertas características de los padres (educación, ocupación, ubicación geográfica) y una muestra auxiliar de un momento en el pasado en el que los padres eran más jóvenes. En base a la segunda muestra es posible predecir el ingreso de los padres en el pasado en función de los parámetros estimados en la muestra auxiliar y de las características observadas de los padres en la muestra principal. Esos ingresos predichos son usados en la segunda etapa del procedimiento como regresores del modelo de ingresos de los hijos, estimado con la primera muestra. Este procedimiento, conocido como “mínimos cuadrados en dos etapas y dos muestras”, fue propuesto por Klevmarken (1982) y ha sido usado para algunos estudios en América Latina, dada la ausencia de datos de panel intergeneracional en la región.⁵⁹ Azevedo y Bouillon (2010) comparan los estudios regionales con otros para países desarrollados y concluyen que la movilidad intergeneracional de ingresos en América Latina es relativamente baja, aunque hay indicios de que ha crecido en el tiempo.⁶⁰ Por ejemplo, Nuñez y Miranda reportan que la elasticidad de ingreso entre padres e hijos para Chile es 0.46 en la cohorte de hijos de 23 a 34 años, un valor significativamente inferior al del resto de las cohortes de mayor edad.

Dadas las dificultades en obtener información de ingreso que abarque dos generaciones, muchos estudios se han concentrado en medir la movilidad educativa. Estos estudios buscan mensurar la correlación existente entre la educación de padres e hijos y evaluar la relevancia de factores familiares en los logros educativos de las generaciones más jóvenes. Black y Devereaux (2010) enumeran varias ventajas de utilizar variables educativas. En primer lugar, como las personas tienden a completar su educación alrededor de los 25 años, a diferencia de lo que ocurre con los ingresos, el análisis puede realizarse cuando los hijos están relativamente en momentos “tempranos” de su ciclo de vida. Adicionalmente, la situación de no empleo no causa dificultades, mientras que sí es un problema cuando se intenta medir la movilidad intergeneracional del ingreso laboral. Finalmente, el error de medición en la variable educación es probablemente mucho menor (y con menor tasa de no respuesta) porque las personas conocen con

⁵⁹ Ver Ferreira y Veloso (2004) para un análisis en Brasil, Grawe (2001) para Perú, Nuñez y Miranda (2006) para Chile, y Jiménez (2010) para Argentina.

⁶⁰ Existen problemas significativos de comparabilidad entre estudios. Las diferencias estimadas en la movilidad intergeneracional entre distintos países pueden responder en parte a diferencias en el método de estimación, en la medida de ingreso utilizada y en las cohortes de hijos incluidas, entre otros factores.

mayor precisión su propio nivel educativo que su ingreso durante un período determinado de tiempo. Por otra parte, existe una extensa literatura que muestra que la educación está asociada con otras variables como ingresos, acceso a salud, etc.

Un indicador sencillo de movilidad educativa es el grado de la correlación de niveles educativos entre padres e hijos. Hertz *et al.* (2007) computan esa correlación para una muestra grande de países y encuentran que los mayores valores corresponden a siete países de América Latina (Perú, Ecuador, Panamá, Chile, Brasil, Colombia y Nicaragua).

Un indicador propuesto por Andersen (2001) se basa en las denominadas *brechas educativas*, que miden la diferencia entre los años de educación efectivos que debería tener un joven o niño de acuerdo a su edad y los que efectivamente tiene. Cuando esta brecha educativa es fuertemente explicada por variables del entorno familiar (tales como el ingreso del hogar o la educación de los padres), es un indicio de baja movilidad. Dado que la educación formal es uno de los principales determinantes de los ingresos, es esperable que una baja movilidad educativa se traslade en baja movilidad de ingresos.⁶¹ Andersen (2001) propone como medida de inmovilidad la proporción de la varianza de la brecha educativa que es explicada por las variables específicas del hogar.⁶² Analíticamente, supongamos un modelo en el que la variable de brecha educativa, be , depende linealmente de un conjunto de factores x indexados con j , dentro de los cuales hay variables del entorno familiar

$$(7.11) \quad be = \sum_j \alpha_j x_j$$

Aplicando covarianzas respecto a be a ambos lados,

$$(7.12) \quad Var(be) = \sum_j cov[\alpha_j x_j; be]$$

Dividiendo por la varianza de be

$$(7.13) \quad 1 = \frac{\sum_j cov[\alpha_j x_j; be]}{Var(be)}$$

Pueden definirse unos ponderadores s_j

$$(7.14) \quad s_j = \frac{cov[\alpha_j x_j; be]}{Var(be)} = \frac{\alpha_j \cdot \sigma(x_j) \cdot cor[x_j; be]}{\sigma(be)}$$

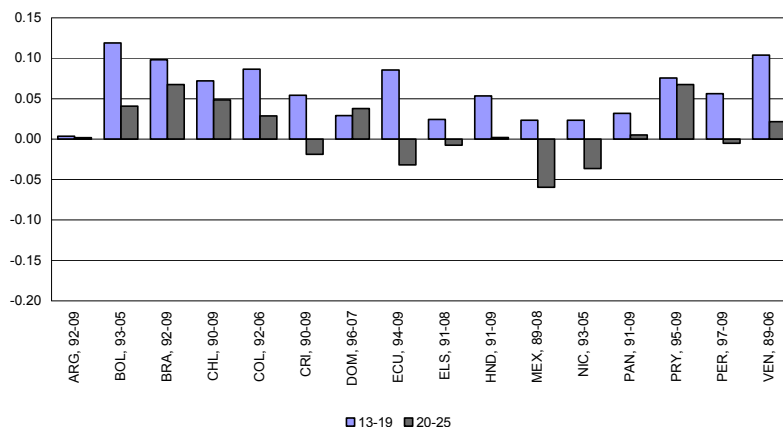
⁶¹ Existen razones por las que esta traslación puede no funcionar perfectamente. Los ingresos son afectados por un conjunto de factores como contactos, calidad educativa o habilidades, no distribuidos igualitariamente. En segundo lugar, algunas fuentes de ingreso como el capital o la tierra pueden estar débilmente vinculadas a la educación formal.

⁶² Behrman, Birdsall y Székely (1998) proponen un índice de movilidad educativa intergeneracional basado en regresiones similares al enfoque de Andersen (2001), pero partiendo la muestra en *clusters* de edad y nivel socioeconómico familiar.

donde σ denota desvío estándar y $cor[.]$ correlación. Dado (7.13), la suma de los s_j en (7.14) es igual 1. El índice de movilidad se calcula como 1 menos la suma de los s_j asociados a todas las dimensiones j que captan el entorno familiar. En una economía con baja movilidad el contexto familiar será un factor explicativo importante de la brecha educativa y, en consecuencia, el índice de movilidad será bajo.

La base SEDLAC presenta este indicador de movilidad educativa para todos los países de la región. Los países más pobres de América Central presentan los valores más bajos de este índice (un promedio de 0.81 frente a 0.87 del resto). La figura 7.1 muestra cambios en este indicador en las décadas del 1990s y 2000s. En el grupo etario de 13 a 19 años ha habido avances en términos de movilidad educativa, vinculados a la expansión del acceso a la educación primaria y secundaria en América Latina.⁶³ Los cambios han sido menores e incluso negativos en algunos países para el grupo etario de 20 a 25 años.

Figura 7.1
Cambios en el índice de movilidad educativa
Grupos etario 13-19 y 20-25



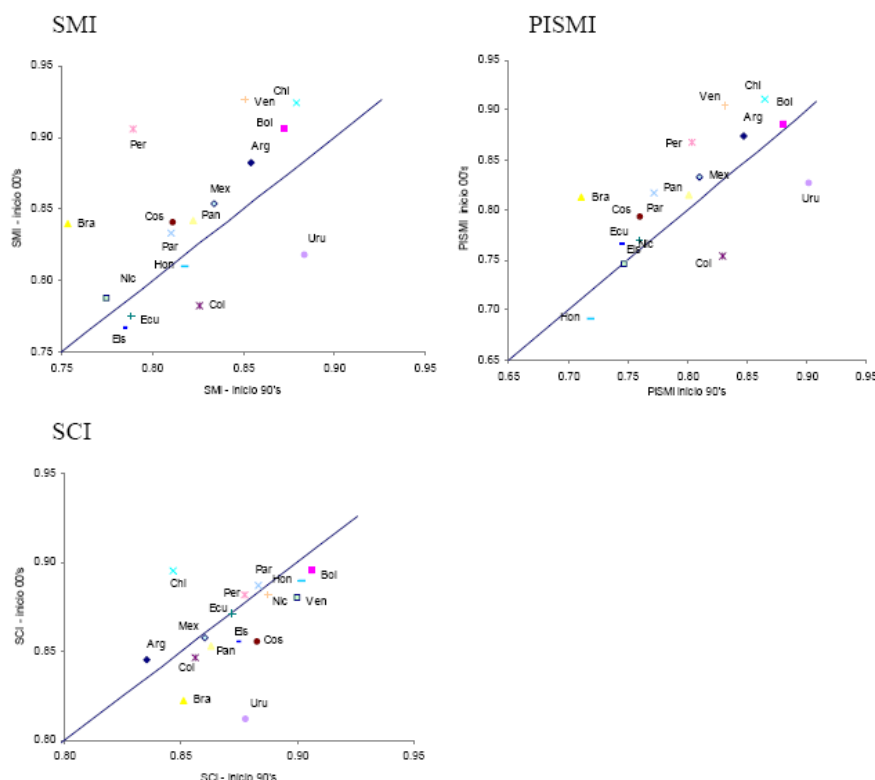
Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial).

Dahan y Gaviria (1999) proponen usar como medida de movilidad la correlación entre los resultados educativos entre hermanos de una misma familia. En condiciones de alta movilidad, la correlación entre resultados socioeconómicos para dos hermanos debería ser relativamente baja, es decir, las variables familiares compartidas por los hermanos son un determinante poco importante de los resultados socioeconómicos de ambos. Una de las ventajas del enfoque de Dahan y Gaviria (1999) es que no requiere una definición *a priori* de las variables familiares relevantes, ya que la medida controla por todas las influencias que son comunes a los niños en una misma familia.

⁶³ Andersen (2009) hace un exhaustivo análisis para el caso de Bolivia y concluye que la movilidad ha aumentado sustancialmente desde 1997.

Conconi, Cruces, Olivieri y Sánchez (2009) computan los indicadores de movilidad intergeneracional educativa de Andersen (2001), Behrman *et al.* (1998) y Dahan y Gaviria (1999) para un amplio conjunto de países de América Latina (figura 7.2). Los autores concluyen que la movilidad aumentó en casi todos los países al ser medida por los dos primeros indicadores, mientras que la evidencia no es clara al utilizar el tercero.

Figura 7.2
Cambios en índices de movilidad educativa



Fuente: Conconi *et al.* (2009).

Nota: SMI se refiere al índice de Andersen (2001), PISMI al índice de Behrman *et al.* (1998) y SCI al indicador de correlación de Dahan y Gaviria (1999).

8. BIENESTAR AGREGADO

El objetivo central de toda comunidad debe ser maximizar el bienestar social agregado. Salvo juicios de valor extremos, ese objetivo incluye pero trasciende la disminución de la desigualdad (u otra característica distributiva relacionada). Si la desigualdad aumenta entre dos momentos del tiempo, pero los ingresos de todas las personas se incrementan, es claro que para todo evaluador paretiano el bienestar social de la nueva situación será mayor. Naturalmente, esto no implica ignorar los problemas distributivos, ya que la desigualdad es un componente del bienestar agregado y, para ciertos juicios de valor, un componente muy importante. En el ejemplo anterior, la evaluación de la magnitud del

aumento del bienestar será máxima para quien ignore la desigualdad y mínima – pero positiva – para quien otorgue una alta ponderación a los problemas distributivos.

El objetivo de maximizar el bienestar agregado de una comunidad exige entonces la evaluación de toda la distribución del ingreso y no sólo de alguna característica particular como su dispersión (desigualdad, polarización) o su tendencia central (media, mediana). La forma usual en Economía de evaluar una distribución es a través de las funciones de bienestar social agregado de tipo Bergson-Samuleson, introducidas en el capítulo anterior. Como vimos, éstas son funciones que resumen los niveles de vida de una población en un número, permitiendo a través de la simple comparación de escalares realizar evaluaciones del bienestar de una sociedad a través del tiempo, o comparar el bienestar agregado de poblaciones distintas. Formalmente,

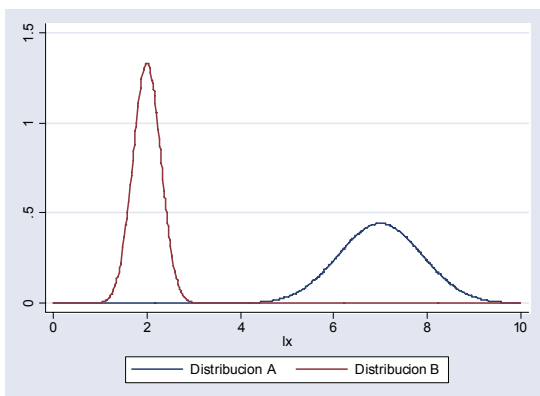
$$(8.1) \quad W(x_1, x_2, \dots, x_N)$$

Es importante recordar que la forma de la función W está totalmente determinada por los juicios de valor del analista. Una función de bienestar social refleja las preferencias individuales sobre las distribuciones de ingreso. En la práctica, es usual trabajar con funciones no paternalistas, paretianas, simétricas y cuasi-cóncavas (ver capítulo 6). La propiedad paretiana implica que más ingreso para alguien es siempre socialmente positivo (mientras no se reduzca el ingreso de otro miembro de la sociedad), mientras que la cuasi-concavidad implica preferencias por la igualdad (Dalton-Pigou).⁶⁴

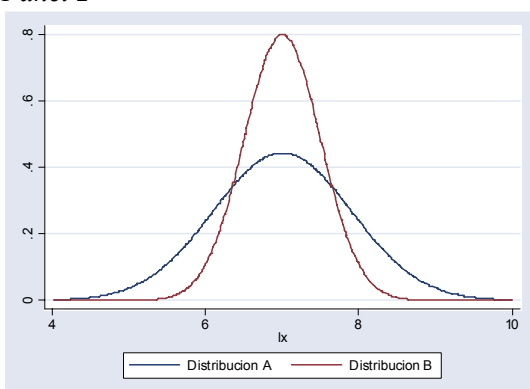
Dadas estas propiedades, algunas comparaciones de bienestar resultan sencillas. En el panel 1 de la figura 8.1, la distribución A está totalmente corrida a la derecha respecto de B , por lo que cualquier evaluador paretiano ordenará a A por encima de B en términos de bienestar agregado. Nótese que A es mucho más desigual que B , sin embargo todas las personas en A gozan de mayores ingresos que en B .

Figura 8.1
Comparación de distribuciones
Panel 1

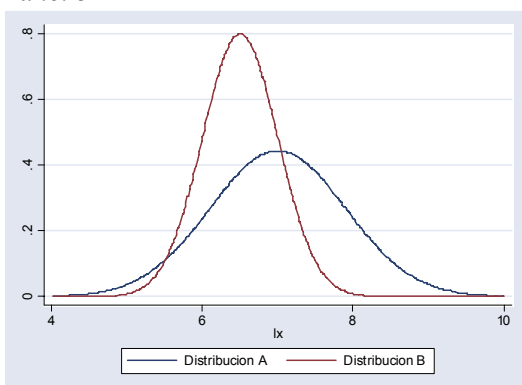
⁶⁴ Existe discusión acerca del carácter paretiano de la función de bienestar. Si las personas se preocupan por su ingreso relativo, además de por su ingreso absoluto, es posible que un aumento generalizado pero desbalanceado del ingreso implique una caída en el bienestar de algunas personas y, por ende, pueda ser evaluado socialmente como negativo. En lo que sigue ignoramos por simplicidad esta posibilidad, aunque ciertamente se trata de un tema relevante.



Panel 2



Panel 3



En el segundo panel de la figura, las dos distribuciones están centradas en el mismo lugar, pero difieren significativamente en su grado de dispersión. De hecho, la distribución *B* se construye a partir de *A* mediante transferencias igualadoras. Es claro entonces que, para toda función de bienestar cuasi-cóncava (es decir, con preferencias por la igualdad), la distribución *B* será inequívocamente preferida. La situación es más confusa en el panel 3, donde *B* es una distribución más igualitaria, pero con menor ingreso medio que *A*. En este caso, la evaluación de bienestar se vuelve ambigua. Su

resultado dependerá del valor asignado a la igualdad en la función de bienestar social escogida.

Dos puntos finales antes de presentar instrumentos para medir bienestar agregado. En primer lugar, es claro que para evaluar el desempeño de una sociedad, un gobierno o una medida de política debemos hacerlo en términos de bienestar agregado, y no sólo de desigualdad o pobreza. Al momento de evaluar, por ejemplo, una intervención de política y determinar su conveniencia o no, su éxito o fracaso, debemos hacerlo en términos de su impacto sobre el bienestar social agregado. ¿Para qué estudiar y medir ciertas características como la pobreza y la desigualdad si el interés final es el bienestar social? La respuesta a esta pregunta parte de reconocer que es usual descomponer los fenómenos sociales para su estudio, aunque se pierda comprensión del fenómeno global al hacerlo. La literatura distributiva se concentra en la desigualdad y la pobreza, sin desconocer que desde el punto de vista positivo ambas son parte de fenómenos más generales y complejos y, desde el punto de vista normativo, no son, salvo juicios de valor extremos, el objetivo central del interés social. La focalización en temas de desigualdad y pobreza se justifica como medio para acotar la complejidad del análisis y por la convicción de que la equidad es una dimensión muy relevante del bienestar general. En este sentido, medir desigualdad o pobreza es ciertamente relevante, de la misma forma que es relevante medir el ingreso medio de una población (o su PIB per cápita), aunque su maximización no sea el objetivo social último en un marco de aversión por la desigualdad.

Dicho esto, es importante reconocer la relevancia de los estudios de bienestar. Es muy común que se realicen estudios de crecimiento por un lado, y de pobreza y desigualdad por el otro, sin intentos de consolidarlos en un marco integral. Las herramientas que veremos en esta sección sirven a este crucial objetivo. Las evaluaciones de bienestar agregado, a nuestro juicio, deberían ocupar un lugar mucho más central en el análisis económico. Su confinamiento a una sección marginal de este libro responde más al status actual de esta literatura que a nuestra evaluación de su importancia.

El último punto es bastante obvio, pero conviene reiterarlo. Usualmente, por conveniencia analítica y disponibilidad de datos, concebimos al bienestar social como función de los niveles de vida aproximados por variables monetarias, típicamente el ingreso. Naturalmente, la realidad es más compleja que este modelo ya que el bienestar de las personas depende de muchos otros factores difíciles de mensurar o de incluir en medidas resumen. Diferencias en factores como las libertades civiles, la inseguridad, la calidad del medio ambiente y tantos otros afectan seguramente las comparaciones de bienestar.⁶⁵ En la discusión que sigue, “bienestar social” debe entonces entenderse en sentido restringido.

⁶⁵ El desempleo, en tanto tiene un costo psicológico adicional al de sufrir una contracción en el ingreso, puede también afectar las evaluaciones.

8.1. Dominancia

Comparemos dos distribuciones, llamadas F y G . Estas dos distribuciones pueden referirse por ejemplo a un país en dos momentos del tiempo, o a un mismo país bajo dos escenarios económicos diferentes, o a dos países diferentes. Queremos saber bajo qué condiciones la distribución G domina a F , es decir, bajo qué condiciones el bienestar agregado asociado a G es superior al asociado a F , con independencia de quién realice la evaluación.

Dominancia Paretiana

El criterio más estricto es el de dominancia Paretiana: G domina a F si nadie pierde al pasar de F a G , y al menos alguien gana. Formalmente,

$$(8.2) \quad G \succ_p F \quad \text{sii} \quad x_i^G \geq x_i^F \quad \forall i, \quad G \neq F$$

donde el signo \succ_p denota dominancia paretiana. La dominancia paretiana es una condición necesaria y suficiente para que el bienestar no caiga bajo cualquier función W que cumpla la propiedad de Pareto. Nótese que se trata de un criterio muy estricto, debido a que es muy difícil que en la práctica se den casos donde absolutamente todas las personas estén igual o mejor en una situación que en otra. Aun en períodos de gran bonanza, siempre hay personas desafortunadas cuyo nivel de vida cae.

Dominancia distributiva de primer orden

Un criterio de dominancia menos exigente requiere que cada percentil (y no cada persona) esté igual o mejor en G que en F . En ese caso, se dice que la distribución G domina en sentido distributivo de primer orden (\succ_{D1}) a la distribución F . Formalmente,

$$(8.3) \quad G \succ_{D1} F \quad \text{sii} \quad Q(G, p) \geq Q(F, p) \quad \forall p \in [0,1], \quad G \neq F$$

donde $Q(\cdot)$ indica el valor de la curva de Pen (el ingreso correspondiente al percentil p de la distribución). Este criterio, también conocido como dominancia estocástica de primer orden, ya fue visto en el capítulo 4 como condición para la robustez de las mediciones de pobreza. Nótese que es un criterio menos estricto que la dominancia paretiana. Supongamos que hay tres personas con ingresos $x_F^1 = 2$, $x_F^2 = 5$ y $x_F^3 = 10$ en la situación F , y que en la situación G pasan a ser $x_G^1 = 6$, $x_G^2 = 4$ y $x_G^3 = 10$. La distribución G no es Pareto-superior a F ya que la persona 2 está peor en G . Sin embargo, nótese que el ingreso ha aumentado en cada cuantil de la distribución: el ingreso del tercio más pobre de la población, antes compuesto por la persona 1 y ahora por la persona 2, ha crecido de 2 a 4; el del segundo tercio también ha aumentado, de 5 a 6, y el del tercio superior se ha mantenido en 10: hay dominancia distributiva de primer orden. Si no nos importa la identidad de las personas involucradas en la distribución, parece claro que la nueva situación G es socialmente preferible. De hecho, para toda función de bienestar W paretiana y simétrica, se tiene:

$$(8.4) \quad G \succ_{D1} F \Leftrightarrow W(G) \geq W(F)$$

Dominancia distributiva de segundo orden

Recordemos del capítulo 2 que la curva generalizada de Lorenz indica el ingreso acumulado por el $p\%$ más pobre de la población dividido por el tamaño de la población N . Formalmente,

$$(8.5) \quad GL(p) = \int_0^y xf(x)dx, \quad F(y) = p$$

Mostramos en ese capítulo que la curva generalizada de Lorenz puede escribirse como el producto del ingreso medio μ y la curva de Lorenz $L(p)$

$$(8.6) \quad GL(p) = \mu \int_0^y \frac{xf(x)}{\mu} dx = \mu L(p)$$

Se dice que una distribución G domina en sentido distributivo de segundo orden a una distribución F si su curva generalizada de Lorenz está por encima.

$$(8.7) \quad G \succ_{D2} F \text{ si } GL(G, p) \geq GL(F, p) \forall p \in [0,1], G \neq F$$

Puede probarse que, para toda función de bienestar agregado W paretiana, simétrica y cuasi-cóncava⁶⁶

$$(8.8) \quad G \succ_{D2} F \Leftrightarrow W(G) \geq W(F)$$

Este es un criterio menos estricto ya que no requiere que cada percentil esté mejor o igual en la situación G , pero sí que el acumulado de percentiles (empezando desde los más pobres) esté mejor. Si un percentil determinado está peor en G , esto debe ser compensado por una ganancia al menos semejante de algún percentil anterior, para que el bienestar no caiga ante los ojos de ningún evaluador con preferencias por la igualdad.

El teorema anterior tiene como antecedente al teorema de Shorrocks, según el cual

$$(8.9) \quad G \succ_{D2} F \Leftrightarrow \int \alpha(x)g(x)dx \geq \int \alpha(x)f(x)dx$$

$$\forall \alpha(x) \text{ t.q. } \alpha'(x) > 0, \alpha''(x) < 0$$

Nótese que este teorema es un caso particular del de la ecuación anterior.⁶⁷ Nótese también que el teorema de Atkinson presentado en el capítulo anterior es un caso particular del teorema de Shorrocks aplicado a dos distribuciones con la misma media, en cuyo caso la dominancia de Lorenz generalizada se transforma en simple dominancia de Lorenz.

⁶⁶ Ver Lambert (2001) para una prueba formal.

⁶⁷ El teorema fue establecido independientemente por Kolm (1969) y Kakwani (1984), pero lleva el nombre de teorema de Shorrocks (1983).

Si nos restringimos a las funciones paretianas, simétricas y cuasicóncavas, debemos entonces chequear la dominancia de las curvas generalizadas de Lorenz para poder evaluar cambios en el bienestar agregado de forma robusta, es decir, con independencia de la forma precisa de la función de bienestar.

La ecuación (8.6) por la que $GL(.) = \mu L(.)$ expresa con claridad las dos fuentes de aumento en el bienestar agregado: el crecimiento económico (entendido como aumento en el ingreso medio) y la reducción de la desigualdad.

8.2. Funciones de bienestar específicas

La manera más general de realizar comparaciones de bienestar es a través de curvas de Lorenz generalizadas. Cuando estas curvas se cortan el resultado de la comparación de dos distribuciones depende de la función de bienestar social específica que se postule, es decir, de los juicios de valor del analista. Una función de bienestar muy utilizada es la función CES propuesta por Atkinson

$$(8.10) \quad W_A = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{x_i^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon}$$

con $\varepsilon \geq 0$ y $\varepsilon \neq 1$. El parámetro ε regula el grado de concavidad de la función y, por ende, el grado de convexidad de las curvas de indiferencia. En un extremo, cuando $\varepsilon = 0$, se tiene que $W = \mu$, reflejando el caso utilitarista de curvas de indiferencia lineales con pendiente -1. En el otro extremo, cuando ε tiende a infinito, W converge a una función de tipo Leontieff con curvas de indiferencia en forma de L. En este caso, el valor de W converge al ingreso de la persona más pobre, x_m . La gran ventaja de la función propuesta por Atkinson es que, cambiando un simple parámetro, permite un amplio abanico de funciones evaluadoras, desde la utilitarista a la Rawlsiana.

Las medidas de pobreza pueden considerarse funciones de bienestar agregado extremas donde se desestima por completo la consideración de las personas no pobres. Por ejemplo, el indicador FGT de pobreza (con signo negativo) desarrollado en el capítulo 4 puede pensarse como una función de bienestar agregada en la que sólo se consideran las personas pobres en relación a su brecha respecto de la línea de la pobreza z .

$$(8.11) \quad W_{FGT} = -FGT(\alpha) = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(1 - \frac{x_i}{\mu}\right)^\alpha 1(x_i < z) \quad \alpha \geq 0$$

Si $\alpha=0$, el objetivo social último consiste en minimizar la proporción de pobres en la población, mientras que con $\alpha=1$ debería minimizarse la brecha agregada de la pobreza. Nótese que, por más razonable que parezca poner a la minimización de la pobreza como objetivo social primordial, es quizás demasiado extremo ignorar por completo lo que ocurre en el resto de la población, por lo que lo usual es postular funciones de bienestar agregado que no se trunquen en z .

Las funciones de bienestar social *abreviadas* son muy utilizadas en la práctica. Se trata de funciones con sólo dos argumentos: la media de la distribución μ y un indicador de su grado de desigualdad I .⁶⁸

$$(8.12) \quad W(x_1, x_2, \dots, x_N) = W(\mu, I)$$

Naturalmente, se exige que

$$(8.13) \quad \frac{\partial W(.)}{\partial \mu} > 0; \frac{\partial W(.)}{\partial I} \leq 0$$

Un caso especial es el de la función utilitarista (o à la Bentham) donde $W = \mu$. Una función popular es la propuesta por Sen

$$(8.14) \quad W_s = \mu(1 - G)$$

donde G es el coeficiente de desigualdad de Gini y por ende $(1-G)$ puede interpretarse como un descuento para tener en cuenta el costo social de la desigualdad. Sen llama a W_s el *ingreso nacional real*. Por su parte, Kakwani propone la siguiente función de bienestar agregado, que utiliza los mismos parámetros:

$$(8.15) \quad W_K = \frac{\mu}{(1 + G)}$$

La función abreviada que puede construirse con el indicador de desigualdad de Atkinson A es

$$(8.16) \quad W_A = \frac{(\mu(1 - A))^\varepsilon}{(1 - \varepsilon)} \quad \text{con } \varepsilon \geq 0 \text{ y } \varepsilon \neq 1.$$

Estas funciones de bienestar pueden interpretarse como medias ponderadas del ingreso de una economía, donde el grado de desigualdad opera como ponderador. De igual forma, a las tasas de crecimiento de estas W se las suele conocer como tasas de crecimiento ponderadas por distribución (*distributional weighted-growth rates*) y, según argumentamos, deberían ser el primordial centro de atención al evaluar una economía.

8.3. Algunos ejemplos empíricos

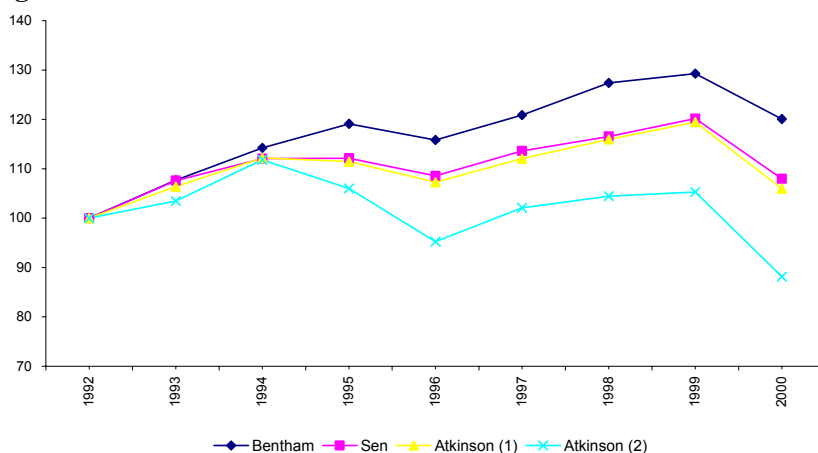
Los siguientes ejercicios muestran la evaluación de algunas economías latinoamericanas según la visión de cuatro funciones de bienestar abreviadas usualmente consideradas en la literatura. El ejercicio puede pensarse del siguiente modo. Se toma a cuatro analistas con juicios de valor diferentes, los cuales reflejan distintas ponderaciones de la relevancia del ingreso medio y del grado de desigualdad sobre el nivel de bienestar. En un extremo se sitúa un analista Benthamita cuya función de bienestar es simplemente la media de la distribución: los cambios en la desigualdad le resultan completamente irrelevantes. En el otro extremo se sitúa un analista con juicios de valor más Rawlsianos. Este analista, representado por una función de bienestar social de Atkinson

⁶⁸ Ver Lambert (1993) para obtener más detalles técnicos.

con parámetro de aversión a la desigualdad $\varepsilon = 2$, pondera de manera fuerte los cambios en los ingresos de los individuos más pobres: si estos no crecen, la compensación en términos de crecimiento del ingreso promedio debe ser importante para que este analista juzgue a la nueva situación como preferida. Entre los dos casos mencionados se sitúan dos analistas intermedios, representados por las funciones de bienestar social de Sen y Atkinson con parámetro $\varepsilon = 1$. A los cuatro evaluadores se les suministra la misma información para cada año respecto al PIB per cápita como medida de ingreso medio y la desigualdad en la distribución del ingreso como medida de dispersión, y se les pide que ordenen esas distribuciones.

Tomemos el caso de Argentina en el período 1992-2000 (ver figura 8.2). Todos los evaluadores coinciden en reportar un aumento del bienestar entre 1992 y 1994. El período post 1994 es escenario de un resultado interesante. Se trata de un período de crecimiento económico moderado y de un fuerte deterioro de la distribución. Esta evolución dispar genera un conflicto entre evaluadores: mientras que algunos juzgan como favorable la evolución en esos años, otros señalan una significativa caída en el nivel de bienestar agregado. Así, por ejemplo, el bienestar crece 11% entre 1994 y 1998 de acuerdo a un evaluador utilitarista que sólo mira el cambio en el PIB per cápita, 4% de acuerdo a la función de Sen y 3.3% de acuerdo a una función de Atkinson con $\varepsilon = 1$. En contraste, en ese mismo período el bienestar cae 7% de acuerdo a un evaluador más Rawlsiano (Atkinson con $\varepsilon = 2$).⁶⁹

Figura 8.2
Bienestar agregado
Argentina 1992-2000



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de EPH 1992-2000, Argentina.

Nota: media de la distribución = PIB per cápita.

Atkinson (ε) = función de bienestar de Atkinson con parámetro ε .

⁶⁹ Gasparini y Sosa Escudero (1999) encuentran resultados semejantes y los vinculan con la disparidad de opiniones respecto de la performance socioeconómica argentina en ese período.

Existe un punto importante que discutimos en el capítulo 3 y que es de extrema relevancia aquí. Las tasas de crecimiento estimadas del ingreso medio disponible y del PIB per cápita suelen diferir, en algunos casos sustancialmente. En parte, esta brecha es entendible ya que se trata de dos conceptos distintos y existen razones genuinas para que sus niveles y patrones de cambio temporal difieran. Pero en ocasiones, las diferencias provienen de falencias en la información, más que de razones económicas válidas. El punto es que estas falencias ocurren tanto en las encuestas de hogares que sirven para computar el ingreso disponible medio, como por parte del sistema de Cuentas Nacionales a partir del cual se estima el PIB. Una opción para los ejercicios de bienestar es utilizar sólo información de las encuestas de hogares. La segunda opción es utilizar los microdatos de las encuestas de hogares para estimar el grado de desigualdad de la distribución, y el PIB (o el consumo privado o el ingreso disponible de Cuentas Nacionales) per cápita como estimador de μ . Este enfoque híbrido, que es el seguido en la figura 8.2, es metodológicamente cuestionable, pero tiene la gran ventaja de utilizar información que es de amplia difusión entre los economistas y el público en general – la tasa de crecimiento del PIB per cápita –, y corregirla por el efecto de la desigualdad. Costará convencer a un analista macroeconómico de utilizar las tasas de crecimiento ponderadas por distribución como instrumento fundamental de evaluación del desempeño de una economía si además se decide estimar las tasas de crecimiento de una fuente distinta a la habitual y que en ocasiones difiere significativamente.

El cuadro 8.1 muestra estimaciones de las tasas anuales de crecimiento en funciones alternativas de bienestar agregado para varios países de América Latina, utilizando alternativamente al ingreso medio de las encuestas y al PIB per cápita como estimadores de la media del ingreso. En varios países donde la desigualdad se redujo, la evaluación del desempeño global es más positiva que al considerar sólo el crecimiento del ingreso medio. Por ejemplo, mientras que en Brasil el ingreso medio creció al 3.3% anual entre 1993 y 2008, el bienestar agregado medido según Sen y Atkinson con $\varepsilon = 1$ creció al 4.2% y, según una visión más Rawlsiana, al 9%. Los valores son inferiores, aunque positivos, al utilizar el crecimiento del PIB como medida de crecimiento del ingreso medio. En algunos países, el aumento de la desigualdad se traduce en visiones menos optimistas del desempeño económico que las que surgen del crecimiento del ingreso. Por ejemplo, en Nicaragua el ingreso creció al 2.7% anual, mientras que el bienestar social para una función Atkinson con $\varepsilon = 2$ lo hizo al 1.4%.

Cuadro 8.1
Tasas anuales de crecimiento en el bienestar agregado

Comentario [AC35]: Reducir ancho de las columnas

	Media de las encuestas de hogares (ingreso per cápita)				Media de Cuentas Nacionales (PIB per cápita)			
	Bentham (i)	Sen (ii)	Atk(1) (iii)	Atk(2) (iv)	Bentham (v)	Sen (vi)	Atk(1) (vii)	Atk(2) (viii)
Argentina								
1992-2009	2.5	2.4	2.3	1.5	2.1	2.0	1.8	1.1
Brazil								
1993-2008	3.3	4.2	4.2	9.0	1.7	2.6	2.6	7.3
Chile								
1990-2006	3.2	3.7	3.7	4.5	4.2	4.6	4.6	5.5
Costa Rica								
1992-2009	2.9	2.8	2.9	3.6	1.8	1.7	1.8	2.5
El Salvador								
1991-2007	1.8	2.5	2.6	4.4	3.2	3.9	4.0	5.8
Mexico								
1992-2008	0.7	1.2	1.1	1.2	1.6	2.0	2.0	2.1
Nicaragua								
1993-2005	2.7	3.5	3.9	1.4	1.7	2.4	2.8	0.4
Panama								
1991-2006	2.1	2.2	2.5	4.2	3.0	3.1	3.4	5.2
Peru								
1997-2008	1.6	2.7	2.8	4.2	2.9	4.0	4.1	5.6

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de encuestas de hogares.

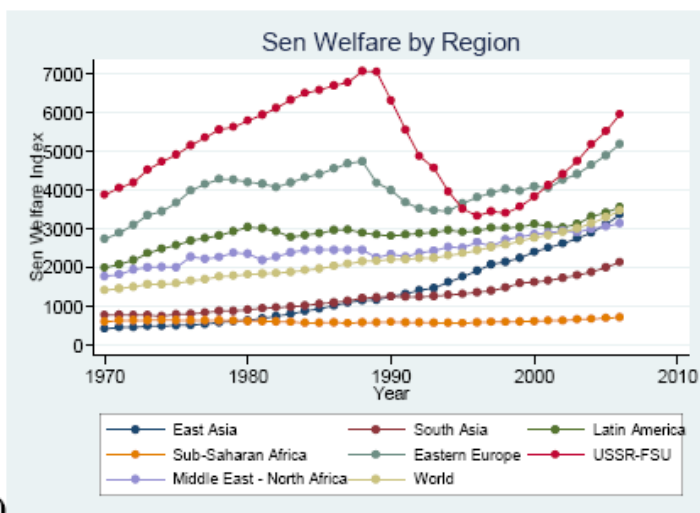
Nota: Atk (ϵ)=función de bienestar de Atkinson con parámetro ϵ .

Bienestar mundial

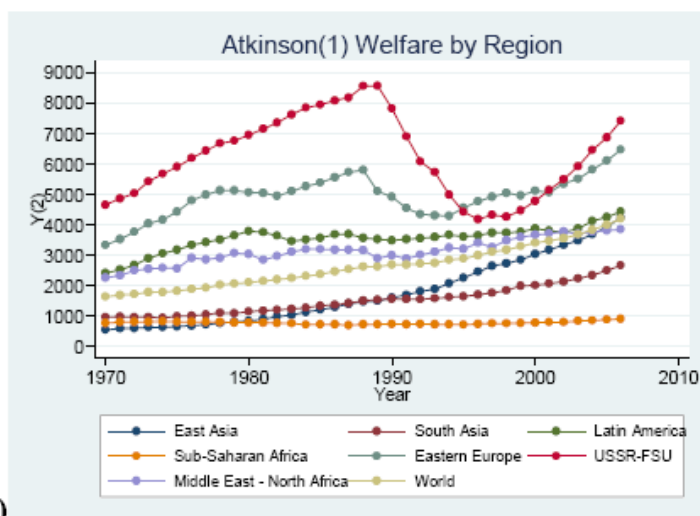
Recientemente algunos autores han estimado funciones de bienestar agregado para el total del mundo. Atkinson y Brandolini (2008) encuentran que, independientemente de la función usada, el bienestar agregado mundial habría aumentado significativamente desde el siglo XIX hasta la actualidad, con tasas de incremento más elevadas desde la segunda guerra mundial. Pinkovskiy y Sala-i-Martin (2009) encuentran un pronunciado aumento del bienestar agregado mundial desde los 1970s. A nivel regional, la figura 8.3 indica un aumento del bienestar agregado en casi todas las regiones del mundo. Contrasta la caída en el bienestar en los territorios de la antigua Unión Soviética y Europa del Este en los 1990s y su posterior recuperación en los 2000s, y el estancamiento de África al sur del Sahara. Para América Latina, las estimaciones de Pinkovskiy y Sala-i-Martin (2009) indican un aumento del bienestar en los 1970s, estancamiento en los 1980s, leve crecimiento en los 1990s y aumento más fuerte en los 2000s.

Figura 8.3
Bienestar agregado por regiones

Comentario [AC36]:
Traducir



a)



b)

Fuente: Pinkovskiy y Sala-i-Martin (2009)

Jones y Klenow (2010) computan medidas de bienestar que combinan consumo, ocio, desigualdad y mortalidad. Los autores concluyen que los países en desarrollo, entre los cuales se encuentran los latinoamericanos, tienen niveles de bienestar relativo menores a los que sus niveles de ingreso sugieren, dada la menor esperanza de vida y la mayor desigualdad. Los autores estiman un crecimiento del bienestar entre 1980 y 2000 en América Latina superior al crecimiento en el ingreso, sustentado en el incremento en la esperanza de vida.

APÉNDICE: EN LA PRÁCTICA

Años de educación y condición de formalidad por percentil de ingreso

El bloque de código que se muestra a continuación permite replicar la figura 2.1 del cuerpo principal del capítulo, que muestra la relación entre años de educación e ingreso per cápita familiar. En primer lugar, la línea 3 emplea nuestro comando `gcu` (ver Capítulo 3) para generar percentiles de ingreso per cápita familiar (i.e., variable *ipcf*), que se almacenan en la variable *percentil*. Como vimos, los comandos `preserve` y `restore` de las líneas 5 y 9, respectivamente, hacen que los cambios que las líneas intermedias realicen a la base de datos sean temporales. En particular, la línea 6 computa los años de educación promedio de los individuos que tienen entre 25 y 65 años de edad de cada percentil de *ipcf*, al tiempo que la opción `replace` reemplaza la base de datos por la tabla resultante. Las líneas 7 y 8 muestran los resultados de manera alternativa; se deja como ejercicio para el lector determinar el funcionamiento del comando `lowess`.

Eliminado: s

Eliminado: que tienen

```
01 * cap7-educ-percentil.do
02
03 gcu ipcf [w=pondera], n(100) g(percentil)
04
05 preserve
06 table percentil [w=pondera] if edad>=25 & edad<=65, c(mean aedu) replace
07 line table1 percentil
08 lowess table1 percentil
09 restore
```

El siguiente bloque de código, similar al anterior, calcula la proporción de trabajadores formales en cada decil de *ipcf* (ver figura 2.2). Como veremos, se utilizan dos definiciones de formalidad. En primer lugar, en las líneas 3-5 se genera la variable *informal_1* que vale 1 para los trabajadores clasificados como informales de acuerdo con la definición productiva de la OIT. En dicho caso, son considerados formales los trabajadores que son (a) patrones, (b) asalariados en empresas grandes, (c) asalariados en empresas públicas, o (d) cuentapropistas con educación superior completa; los demás trabajadores se consideran informales. La variable *categ_lab* de las bases de datos procesadas en el CEDLAS permite identificar ambos grupos de trabajadores. Por su parte, desde un punto de vista “legalista” son informales los trabajadores que no tienen derecho a percibir una jubilación (ver líneas 7-8). Las líneas 10-11 generan las variables *formal_1* y *formal_2* para identificar si un trabajador es formal, en lugar de informal como hacen las variables a la derecha del igual. La línea 13 genera la variable *decil* que identifica a qué decil de *ipcf* pertenece cada observación. La línea 16 calcula la proporción de ocupados formales en cada decil de *ipcf*. La forma de presentar los resultados es similar a la empleada anteriormente.

Con formato: Fuente:

Eliminado: l

Eliminado: n

Eliminado: más arriba

```
01 * cap7-fomalidad-percentil.do
```

```

02
03 * informalidad segun definicion productiva
04 gen informal_1 = 0 if categ_lab==1
05 replace informal_1 = 1 if categ_lab==2
06
07 * informalidad segun definicion legalista; formmal si derecho a jubilacion
08 gen informal_2 = 1-djubila
09
10 gen formal_1 = 1-informal_1
11 gen formal_2 = 1-informal_2
12
13 gcuaf ipcf [w=pondera], n(10) g(decil)
14
15 preserve
16 table decil [w=pondera] if edad>=25 & edad<=65 & ocupado==1, /*
17 */ c(mean formal_1 mean formal_2) replace
18 twoway (line table1 decil) (line table2 decil)
19 restore

```

Eliminado:

Se deja como ejercicio (simple) para lector replicar lo anterior pero considerando percentiles de ingreso per cápita familiar.

Eliminado: el ejercicio

Curvas de concentración de años de educación

En este apartado se muestra cómo construir las curvas de concentración que se observan en la figura 2.3 del texto principal del capítulo. En primer lugar (ver líneas 3-5), se seleccionan las observaciones para utilizar en la estimación. En particular, se eliminan individuos que no reportan años de educación y/o que no tienen entre 25 y 65 años de edad. La estimación de una curva de concentración es similar a la correspondiente a una curva de Lorenz. De hecho, las líneas 7-12 son idénticas a las utilizadas en el apéndice práctico del capítulo 2 del libro. A diferencia de la curva de Lorenz, en este caso no hay coincidencia entre la variable que ordena las observaciones y la que se acumula para construir el eje vertical del gráfico. La línea 8 ordena las observaciones según la variable *ipcf*, al tiempo que la variable *shraedu* (i.e., años de educación acumulados por el p% más pobre de la población) se genera en las líneas 14-16. La curva de concentración se grafica en la línea 18; el segundo paréntesis que muestra el comando *twoway* corresponde a la línea de perfecta igualdad.

Eliminado: muestran

Eliminado: la segunda línea

```

01 * cap7-curva-concentracion-anios_ed.do
02
03 * eliminar observaciones que no se utilizan
04 keep if aedu!=.
05 keep if edad>=25 & edad<=65
06
07 * ordenar segun ipcf
08 sort ipcf
09
10 * poblacion acumulada ordenamiento ipcf
11 gen shrpop = sum(pondera)
12 replace shrpop = shrpop/shrpop[_N]
13
14 * anios educacion acumulados
15 gen shraedu = sum(aedu*pondera)
16 replace shraedu = shraedu/shraedu[_N]
17
18 twoway (line shraedu shrpop) (line shrpop shrpop)

```

Como vimos, de las curvas de concentración se deriva el índice de concentración. En las líneas de código siguientes mostramos cómo puede calcularse el índice de concentración de años educación (ver tabla 2.2). Las líneas 3-8 son idénticas a las empleadas para estimar la curva de concentración de años de educación. Luego, se utiliza una secuencia de instrucciones similar a la empleada en el capítulo 6 para estimar el coeficiente de Gini (ver líneas 10-20). Nuevamente, la diferencia radica en que las observaciones se ordenan según la variable *ipcf* mientras que el resto de los cálculos se realizan sobre la variable de años de educación, *aedu*.

```
01 * cap7-indice-concentracion.do
02
03 * eliminar observaciones que no se utilizan
04 keep if aedu!=.
05 keep if edad>=25 & edad<=65
06
07 * ordenar segun ipcf
08 sort ipcf
09
10 summ aedu [w=pondera]
11 * poblacion de referencia
12 local obs = r(sum_w)
13 * numero de años educacion promedio
14 local media = r(mean)
15
16 gen tmp = sum(pondera)
17 gen i = (2*tmp - pondera + 1)/2
18 gen tmp = aedu*(`obs'-i+1)
19 summ tmp [w=pondera]
20 local concent = 1 + (1/`obs') - (2/(`media'*`obs'^2)) * r(sum)
21
22 display "concent = " `concent'
```

Tasas de acceso a secundaria por deciles de ingreso

En este apartado se muestra cómo puede replicarse la figura 2.5 del texto que muestra las tasas de acceso a la escuela secundaria para cada decil de la distribución del *ipcf* en Honduras. Las edades normativas para finalizar cada nivel educativo en Honduras se muestran en las líneas 3-6. En primer lugar, identificamos a los individuos que están en edad de asistir a la escuela secundaria; es decir, aquellos que tienen entre 13 y 17 años de edad (ver variable *a_sec*). En segundo lugar, se genera la variable que utilizaremos para calcular la tasa de escolarización neta (i.e., *e_net*) que vale cero para quienes teniendo edad de asistir a la secundaria (a) no lo hacen (ver línea 14), o (b) asisten a la primaria (ver línea 17). Los individuos que teniendo edad para cursar primer año de la secundaria están cursando el último año de la primaria son considerados *“missing”* (ver línea 21). Por último, los individuos que asisten a secundaria a la edad normativa son aquellos que teniendo edad de asistir a la secundaria (a) asisten (ver línea 24), o (b) reportan como máximo nivel educativo secundario completo o superior incompleto (ver línea 27). La línea 30 identifica deciles de ingreso per cápita familiar. La tasa neta de escolarización secundaria se almacena en la macro local *media* (ver líneas 32-34). Las

Con formato: Fuente:

Eliminado: edad

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente:

líneas 36-42 presentan los resultados en un gráfico; la figura tipo “rarea” pinta el área entre las variables *table1* y *media* para los valores del eje x dados por la variable *decil*.⁷⁰

Eliminado: el gráfico

Con formato: Fuente: (Predeterminado) Courier New

```
01 * cap7-acceso-secundaria.do
02
03 * edades normativas para terminar cada nivel educativo
04 /* pri = 12
05    sec = 17
06    sup = 23 */
07
08 *### paso 1: identificar individuos en edad asistir escuela secundaria
09 gen a_sec=1 if edad>=(1+12) & edad<=17
10
11 *### paso 2: escolarizacion neta
12
13 * los que no asisten:
14 gen e_net=0 if a_sec==1 & asiste==0
15
16 * los que asisten a primaria
17 replace e_net=0 if a_sec==1 & asiste==1 & prii==1
18
19 * los que asisten ultimo año primaria pero edad de secundaria -> son missing
20 * 6 = edad inicio primaria
21 replace e_net=. if edad==(12+1) & asiste==1 & prii==1 & aedu>=(12-6) & aedu!=.
22
23 * los que asisten a secundaria
24 replace e_net=1 if a_sec==1 & asiste==1 & seci==1
25
26 * los que terminaron secundaria
27 replace e_net=1 if a_sec==1 & (secc==1 | supi==1)
28
29 * generar deciles ipcf
30 gcuap ipcf [w=pondera], n(10) g(decil)
31
32 * acceso promedio
33 summ e_net [w=pondera]
34 local media = r(mean)*100
35
36 preserve
37 table decil [w=pondera], c(mean e_net) replace
38 replace table1 = table1*100
39 gen media = `media'
40 twoway (line table1 decil) (rarea table1 media decil), /*
41 */ yline(`media') xlabel(1(1)10) ylabel(0(10)100)
42 restore
```

Desigualdad multidimensional

En esta sección se muestra cómo calcular el índice de desigualdad multidimensional de Bourguignon utilizado para elaborar la figura 3.1. En la aplicación, se consideran tres atributos para medir la desigualdad multidimensional: ingreso per cápita familiar, años de educación del jefe de hogar y características de la vivienda. En este caso, el ejercicio se realiza a nivel de hogar (ver línea 3), al mismo tiempo que se eliminan los hogares con *ipcf* igual a cero (ver línea 7). En las líneas 17-22 se realizan algunos ajustes por posibles inconsistencias en los años de educación del jefe de hogar.

Eliminado: ,

Eliminado: a

El código contenido entre las líneas 24-64 se utiliza para generar la variable *vivienda* a partir de combinar las siguientes características: tipo de materiales, acceso a agua potable, acceso a saneamiento y electricidad. En las líneas 68-71 se utiliza un bucle

Eliminado: ,

⁷⁰ El ejemplo muestra que una variable y una macro local pueden recibir el mismo nombre.

foreach para re-escalar las tres variables que se utilizan para medir los atributos considerados en el índice de desigualdad multidimensional. En particular, las variables *ipcf*, *aedu* y *vivienda* son re-escaladas para que su valor se ubique en el intervalo [0,1]. En cada iteración del bucle, la macro local contiene el nombre de una de las variables incluidas en la lista que aparece después de “varlist”. Luego de este cambio, las tres variables quedan expresadas en la misma unidad de medida, por lo que pueden utilizarse para estimar distintos índices de desigualdad multidimensional.

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente:
(Predeterminado) Courier New

La estimación del índice de Bourguignon requiere otorgar una ponderación a cada uno de los atributos que se consideran. En el ejemplo, se asume que los tres atributos reciben la misma ponderación, que se almacenan en las macros locales *w1-w3* (ver líneas 75-77). Los parámetros *beta* y *epsilon* del índice de desigualdad multidimensional de Bourguignon se eligen en las líneas 83 y 84, respectivamente.

Eliminado: de desigualdad
multidimensional

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente:

En las líneas 86-90 se calcula cada uno de los términos de la expresión (3.10) del texto del capítulo a partir de los tres atributos normalizados (i.e., variables *ipcf2*, *aedu2* y *vivienda2*), pero considerando también el valor del parámetro *epsilon*. En las líneas 92-96 se calculan los valores promedio de cada uno de los atributos normalizados; los valores se almacenan en macros locales cuyo nombre se construye a partir de anteponer el prefijo “*mu*” al nombre de cada variable. En las líneas 98-102 se vuelve a computar la expresión (3.10) pero ahora utilizando los valores promedio de cada atributo considerado. En la línea 104 se realiza la segunda sumatoria del numerador de la expresión (3.10). Por último, la línea 106 calcula la expresión (3.17) del texto del capítulo; en *r(sum)* se encuentra el resultado de la sumatoria mientras que *r(sum_w)* contiene la población de referencia o suma de la variable *pondera* para las observaciones utilizadas en la sumatoria.

Eliminado: 8

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente:

Eliminado: 8

Eliminado: 8

Eliminado: 15

Con formato: Fuente:
(Predeterminado) Courier NewCon formato: Fuente:
(Predeterminado) Courier New

```
001 * cap7-desigualdad-multidimensional-bourguignon.do
002
003 * analisis se realiza a nivel de hogares
004 keep if jefe == 1
005
006 * eliminar ingresos cero
007 drop if ipcf == 0
008
009 *### atributos bienestar
010
011 /*
012 1. ingreso = ipcf
013 2. años educacion jefe de hogar = aedu
014 3. características vivienda = vivienda
015 */
016
017 * correccion inconsistencias
018 replace aedu=. if aedu<0
019 replace aedu=. if aedu>40
020
021 * eliminar observaciones con aedu==.
022 drop if aedu == .
023
024 * inicio: generar variable vivienda utilizando analisis componentes principales
025
026 * recodificar variable material precario para medir conceptos positivo
027 gen matnopreca = 1 - matpreca
028
029 * por tratarse de variables binarias, estimar matriz de correlaciones
030 * tetracoric para PCA
```

```

031 tetrachoric matnoproca agua cloaca elect [w=pondera], star(.05)
032
033 * almacenar matriz de correlaciones tetracoricas en matriz mat_rho
034 matrix mat_rho = r(Rho)
035
036 * almacenar numero de observaciones en macro local obs
037 local obs = r(N)
038
039 * estimar medias + desvios estandar variables de vivienda
040 foreach i of varlist matnoproca agua cloacas elect {
041     summ `i' [w=pondera]
042     local mu_`i' = r(mean)
043     local sd_`i' = r(sd)
044 }
045
046 matrix media = ( `mu_matnoproca' , `mu_agua' , `mu_cloacas' , `mu_elect' )
047 matrix desvest = ( `sd_matnoproca' , `sd_agua' , `sd_cloacas' , `sd_elect' )
048
049 * realizar analisis de componentes principales
050 * por tratarse de variables binarias, utilizar pcamat con mat_rho
051 pcamat mat_rho, n(`obs') names(matnoproca agua cloacas elect) means(media) /*
052 */ sds(desvest)
053
054 * cómputo de los componentes
055 predict y1 y2 y3 y4
056
057 * kaiser-meyer-olkin (kmo) measure of sampling adequacy
058 estat kmo
059
060 * generar variable vivienda
061 gen vivienda = y1
062 drop if vivienda == .
063
064 * final: generar variable vivienda utilizando analisis componentes principales
065
066 *### re-escalar variables
067
068 foreach i of varlist ipcf2 aedu vivienda {
069     summ `i'
070     gen `i'2 = ( `i' - r(min) ) / ( r(max) - r(min) )
071 }
072
073 *### ponderacion por atributo
074
075 local w1 = 1/3
076 local w2 = 1/3
077 local w3 = 1/3
078
079 * calcular expresion (3.8) con beta != 0
080
081 * beta = prm elasticidad sustitucion entre atributos
082 * epsilon = prm aversion desigualdad
083 local beta = -10
084 local epsilon = -1.5
085
086 * numerador
087 gen aux = ( `w1'*(ipcf2)^`beta' /*
088 */ + `w2'*(aedu2)^`beta' /*
089 */ + `w3'*(vivienda2)^`beta' ) ^ (1/`beta')
090 replace aux = aux^(`epsilon')
091
092 * calcular promedio de cada atributo
093 foreach i of varlist ipcf2 aedu2 vivienda2 {
094     summ `i' [w=pondera]
095     local mu_`i' = r(mean)
096 }
097
098 * denominador
099 local aux_mu = ( `w1'*(`mu_ipcf2')^`beta' /*
100 */ + `w2'*(`mu_aedu2')^`beta' /*
101 */ + `w3'*(`mu_vivienda2')^`beta' ) ^ (1/`beta')
102 local aux_mu = `aux_mu'^(`epsilon')
103
104 sum aux [w=pondera]
105
106 local bourguignon = 1 - (1/r(sum_w)) * r(sum)/(`aux_mu')
107 display as text "bourguignon = " as result `bourguignon'

```

Ratio salarios simulados y reales

Con el bloque de código a continuación puede replicarse la figura 4.11 del texto principal del capítulo. Las líneas 3-8 seleccionan las observaciones que desean utilizarse para el análisis; para ello, se utilizan los comandos `keep` y `drop` vistos anteriormente. Las líneas 11 y 12 generan dos variables adicionales para utilizar en las estimaciones econométricas, el logaritmo del salario horario (*lwage*) y el cuadrado de la edad (*edad2*). La línea 15 utiliza el comando `regress` para estimar una ecuación de Mincer por mínimos cuadrados ordinarios para las mujeres. Luego, la línea 16 elimina a las mujeres que, por falta de información en alguna variable, no participaron de la regresión. El comando `regress` almacena los coeficientes estimados por MCO en la matriz `e(b)`.⁷¹ Así, la línea 19 define la matriz `mat beta muj` como igual a `e(b)`; la línea 20 muestra el contenido de la nueva matriz.⁷² Las líneas 23 y 24 son similares a las 15 y 16 pero se refieren a los hombres. En la línea 27 se generan los residuos de la última regresión empleando el comando `predict` con la opción `residuals`; los residuos se almacenan en la nueva variable *resid*. La línea 30 emplea el comando `matrix score` para generar la predicción del logaritmo del salario horario para los hombres empleando los parámetros almacenados en la matriz `mat beta muj`. El comando `matrix score` multiplica los coeficientes en la matriz `mat beta muj` por las variables correspondientes de manera automática. La línea 31 agrega a la predicción almacenada en la variable *yhat* los residuos estimados a partir de la ecuación de Mincer para los hombres. Es decir, el ingreso simulado de los hombres se obtiene a partir de los parámetros estimados para las mujeres pero agregando el residuo calculado a partir de la propia ecuación de Mincer (ver variable *yhat2*). Las líneas 33-36 calculan el promedio de los salarios observados y simulados que se almacenan en las macros locales *mu* y *mu2*, respectivamente. Por último, el cociente de los promedios salariales se muestra en la línea 38.

```
01 * cap7-desigualdad-genero.do
02
03 * seleccionar observaciones
04 keep if ocupado == 1
05 keep if cohi == 1
06 keep if asal == 1
07 drop if edad<25 | edad>55
08 drop if wage == 0
09
10 * generar variables adicionales
11 gen lwage = log(wage)
12 gen edad2=edad*edad
13
14 * estimar mincer mujeres
15 regress lwage pric seci secc supi supc edad edad2 [pw=pondera] if hombre == 0
16 drop if hombre == 0 & e(sample)!=1
```

⁷¹ La sentencia `ereturn list` muestra los resultados que se almacenan luego de ejecutar un comando de estimación como `regress`.

⁷² Cabe hacer notar que las columnas de la matriz `mat beta muj` reciben el nombre de la variable que corresponde a cada parámetro estimado.

Con formato: Fuente: (Predeterminado) Courier New

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente: (Predeterminado) Courier New

Con formato: Fuente: (Predeterminado) Courier New

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente: (Predeterminado) Courier New

Con formato: Fuente:

Eliminado: e

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente:

Eliminado: n

Con formato: Fuente:

```

17
18 * parametros mujeres
19 matrix mat_beta_muj = e(b)
20 matrix list mat_beta_muj
21
22 * estimar mincer hombres
23 regress lwage pric seci secc supi supc edad edad2 [pw=pondera] if hombre == 1
24 drop if hombre == 1 & e(sample)!=1
25
26 * generar residuos hombres
27 predict resid if hombre==1, residuals
28
29 * generar prediccion hombres con prm mujeres
30 matrix score yhat2 = mat_beta_muj if hombre==1
31 replace yhat2=exp(yhat2 + resid) if hombre == 1
32
33 summ wage [w=pondera] if hombre==1
34 local mu = r(mean)
35 summ yhat2 [w=pondera]
36 local mu2 = r(mean)
37
38 display as text "ratio = " as result `mu2' / `mu'

```

Bienestar agregado

En este apartado mostramos cómo implementar las distintas funciones de bienestar social que vimos en la sección 8.2. En primer lugar, la media del *ipcf* se almacena en la macro local *media* (ver líneas 3-4). En la línea 5 se calcula el coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar; para ello, se utiliza el programa *gini* desarrollado en el capítulo 6. Como puede observarse, sólo consideramos las observaciones con ingresos positivos para el cálculo de la desigualdad. Las líneas 7-26 calculan el valor que toman los distintos indicadores de bienestar; en general, las sentencias son relativamente sencillas de interpretar. La función de bienestar de Atkinson cuando epsilon es distinto de la unidad difiere de la utilizada en el texto del capítulo.⁷³ En particular, el bienestar *W* se estima como

$$W = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{y_i^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

donde y_i es el ingreso del individuo i . Como puede comprobar el lector, las funciones de bienestar agregado que se derivan de esta forma funcional son las utilizadas en las líneas 15-26.

```

01 * cap7-bienestar-agregado.do
02
03 summ ipcf [w=pondera] if ipcf>0
04 local media = r(mean)
05 gini ipcf [w=pondera] if ipcf>0
06
07 * sen
08 local welfare = `media'*(1-r(gini))
09 display as text "W Sen = " as result `welfare'
10
11 * kakwani
12 local welfare = `media'/(1+r(gini))

```

⁷³ La transformación se aplica a fin de obtener resultados para la medida de bienestar más fácilmente comparables.

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente:

Con formato: Fuente:
(Predeterminado) Courier New

Comentario [AC37]: El código tiene 22 líneas; ver si faltan renglones o es un error en el texto

Con formato: Centrado

Con formato: Fuente:

Comentario [AC38]: Idem anterior


```
13 display as text "W Kakwani = " as result `welfare'
14
15 * atkinson
16 atk ipcf [w=pondera] if ipcf>0, e(0)
17 local welfare = `media'*(1-r(atk))
18 display as text "W Atkinson (epsilon=0) = " as result `welfare'
19
20 atk ipcf [w=pondera] if ipcf>0, e(1)
21 local welfare = `media'*(1-r(atk))
22 display as text "W Atkinson (epsilon=1) = " as result `welfare'
```