POBREZA Y DESIGUALDAD EN AMERICA LATINA:

CONCEPTOS, HERRAMIENTAS Y APLICACIONES

Capítulo 6

DESIGUALDAD MONETARIA

Esta versión: 13 de julio, 2011[♣]

[♣] Este documento es un borrador del capítulo 6 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 6

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. INTRODUCCIÓN

En todas las sociedades del mundo existen diferencias entre sus miembros, tanto en términos de oportunidades como de logros socioeconómicos. La desigualdad es, de hecho, una característica distintiva de las formas de organización humana, al menos desde el surgimiento de la agricultura en el Neolítico, hace más de 10.000 años. Naturalmente, el grado y carácter de las desigualdades ha ido cambiado a lo largo de la historia hasta tomar su forma actual, la cual difiere significativamente entre unidades políticas y geográficas.

El estudio de la desigualdad - su medición, sus determinantes, las políticas dirigidas a reducirla – constituyen un área de enorme relevancia en las ciencias sociales, y un campo en el que, como pocos, se cruzan la investigación objetiva, los juicios de valor y las ideologías. Casi indefectiblemente toda discusión distributiva tiene implícita una posición sobre lo aceptable o no de las diferencias económicas entre las personas, sus causas y la necesidad de realizar esfuerzos compensadores para reducirlas.

La vasta literatura sobre desigualdad incluye discusiones filosóficas sobre el concepto de equidad, propuestas sobre medición, y un arduo debate sobre la relevancia del problema y los instrumentos para aliviarlo. Este capítulo trata algunos temas centrales desde una perspectiva económica, con el objeto de permitir al lector participar de la investigación y el debate distributivo con una dotación más nutrida de herramientas técnicas y conceptuales.

Si bien la desigualdad es un fenómeno mundial, su estudio es particularmente relevante en América Latina, una región caracterizada por anchas brechas socioeconómicas entre su población. De hecho, algunos sostienen que América Latina es la región más desigual del mundo.[1] Más allá de su posición exacta en el ranking internacional, es claro que una caracterización de las economías latinoamericanas estaría incompleta sin una mención de su alto grado de desigualdad.

El concepto de desigualdad está estrechamente relacionado con el de inequidad. La preocupación por la desigualdad socioeconómica entre personas proviene de presumir que es consecuencia o reflejo de alguna situación injusta, éticamente cuestionable y por ende merecedora de alguna acción reparadora. En la realidad, no siempre éste es el caso: algunas diferencias en los resultados económicos provienen de diferencias en el esfuerzo o el talento y, por lo tanto, esas desigualdades no son necesariamente consideradas inequitativas. La sección 2 de este capítulo resume la literatura sobre concepciones de equidad y repasa los argumentos por los cuales deberíamos preocuparnos (o no) por la desigualdad.

La búsqueda de la equidad puede implicar costos en términos de eficiencia. Es común argumentar sobre el conflicto de objetivos (*trade-off*) entre eficiencia económica y equidad distributiva a la hora de evaluar políticas. La sección 3 precisa los términos de

[1] BID (1998), Banco Mundial (2003), Morley (2001), Bourguignon y Morrison (2002), entre otros.

este *trade-off* en un marco microeconómico de fronteras de posibilidades y funciones de bienestar agregado.

Las desigualdades pueden manifestarse en múltiples dimensiones. Para avanzar ordenadamente en su estudio este capítulo se concentra en la medición de la desigualdad en el espacio unidimensional de alguna variable monetaria, como el ingreso o el consumo. La sección 4 es la primera de una serie de secciones técnicas en las que se resume la extensa literatura de medición de la desigualdad unidimensional y se la ilustra con ejemplos de América Latina. En esa sección se discuten axiomas y se presentan indicadores de desigualdad, en la sección 5 se examina la robustez de las evaluaciones distributivas y su significatividad estadística y económica, mientras que en la sección 6 se introduce el análisis de descomposiciones que permiten cuantificar la proporción de la desigualdad que es producto de diferencias entre grupos y la que resulta de diferencias al interior de cada grupo. Por su parte, en la sección 7 se discuten algunos problemas prácticos de medición y el impacto de cambios metodológicos sobre las evaluaciones de desigualdad. La sección 8 cierra el capítulo resumiendo la evidencia empírica disponible sobre desigualdad monetaria en América Latina, incluyendo comparaciones con el resto del mundo.

El tratamiento de la desigualdad no monetaria y multidimensional, la desigualdad de oportunidades, y otras dimensiones distributivas como la polarización, la movilidad y el bienestar agregado se posponen al siguiente capítulo.

2. EQUIDAD DISTRIBUTIVA Y DESIGUALDAD

¿Qué entendemos por equidad distributiva? ¿Cuál es su relación con la desigualdad? Estas son preguntas conceptuales intensamente debatidas en filosofía y otras ciencias sociales. El resultado de ese debate difícilmente pueda ser resumido de forma adecuada en el breve espacio de esta sección. El objetivo de las próximas páginas es, entonces, introducir al lector a un conjunto de términos y argumentos fundamentales que ayudan a pensar el problema de la equidad y la desigualdad e incentivarlo para adentrarse en una cautivante literatura, en gran parte fuera de la órbita tradicional de la Economía. Etimológicamente, los términos *equidad* e *igualdad* son casi equivalentes. *Equidad* deriva del latino *aequitas*,[2] que es antónimo en esa lengua de *iniquitas*, nombre formado sobre el adjetivo *iniquus* que significa *desigual*.[3]

Pese a esta raíz semejante, y a un uso coloquial a menudo intercambiable, los términos *equidad* e *igualdad* son conceptualmente diferentes. Igualdad es un término descriptivo: que el ingreso de una persona sea igual o no al ingreso de otra persona es un hecho de la

[2] *Aequitas* era en la mitología romana la diosa del comercio justo y de los comerciantes honestos.

[3] En este libro usamos el término más moderno *inequidad*, en lugar del también correcto *iniquidad*, para aludir al negativo de *equidad*. También en general usaremos los términos *equidad* y *justicia* como sinónimos.

realidad, factible de comprobar sin involucrar ningún juicio de valor. En contraste, *equidad* es un concepto normativo. Para evaluar a una situación desigual como justa o injusta es necesario tomar una posición ética que, o bien desestime las diferencias como aceptables o justificadas, o las considere moralmente cuestionables. En síntesis, igualdad y equidad son dos conceptos que pertenecen a categorías diferentes: el primero es descriptivo y el segundo normativo.

Ahora bien, puntualizada esta importante diferencia, debe reconocerse que se trata de términos estrechamente relacionados. Como argumenta Amartya Sen (1973, 1992), todas las concepciones de equidad se caracterizan por la búsqueda de la igualdad en algún factor. Los enfoques difieren en la identificación de la variable que consideran importante igualar para alcanzar una situación equitativa. A riesgo de sobre-simplificar la discusión, es posible distinguir dos grandes corrientes: la primera concibe a la equidad como igualdad de resultados y la segunda como igualdad de oportunidades.

2.1. Equidad como igualdad de resultados

Los resultados son consecuencia, al menos parcialmente, de la acción deliberada de las personas. El ingreso de una persona, por ejemplo, es una variable de resultado dado que, al menos en parte, es determinado por decisiones de la persona respecto de su esfuerzo, capacitación, toma de riesgos y otras diversas elecciones laborales y familiares.

De acuerdo a la concepción de equidad como igualdad de resultados, una situación resulta inequitativa cuando los resultados económicos entre las personas difieren. Todo acercamiento hacia la igualdad de resultados representa un avance hacia el objetivo de equidad social. De acuerdo a esa concepción, las sociedades deberían buscar la igualdad en la distribución de las variables económicas de resultado: el ingreso, el consumo, la riqueza y la utilidad, entre otras.

Antes de examinar los problemas de esta visión, nótese que la concepción de equidad como igualdad de resultados es la que, a menudo implícitamente, está detrás de la mayor parte de las mediciones distributivas en la práctica. Es común que tanto gobiernos como investigadores produzcan estadísticas de desigualdad en la distribución del ingreso. Supongamos que la participación del quintil 5 en el ingreso total ha aumentado entre dos momentos del tiempo, mientras que la participación del quintil 4 ha caído. Todos los índices usuales (que examinaremos en la sección 4) reflejarán un aumento en el nivel de desigualdad. La interpretación extendida ante un indicador de desigualdad de ingresos creciente es la de una sociedad que se vuelve más inequitativa. En esta visión, es la desigualdad en resultados (en este caso, de ingresos) lo que es considerado injusto y, por ende, motivo de preocupación.

La concepción de equidad como igualdad de resultados enfrenta algunas críticas importantes, extensamente discutidas por la filosofía política.[4] Supóngase el caso de dos

[4] Ver Arneson (1989), Dworkin (1981), Le Grand (1991), Rawls (1971), Roemer (1996 y 1998) y Sen (1980, 1992, 2009), entre otros.

hermanos gemelos criados en el mismo ámbito, a los que se les ofrecen las mismas oportunidades. Motivados sólo por preferencias distintas, uno de los hermanos estudia y trabaja intensamente, mientras que el otro elige una vida menos sacrificada. Al cabo de un tiempo, es probable que el primer hermano alcance niveles de ingreso y riqueza superiores al segundo. Sin embargo, esta desigualdad en resultados económicos posiblemente no sea considerada inequitativa por mucha gente. Más aún, es posible que esta desigualdad sea vista como deseable: es justo que si los dos hermanos realizan niveles de esfuerzo distintos, sus premios económicos difieran.[5] El ejemplo de los gemelos es extremo, pero ilustra un punto importante: dado que el ingreso es en parte consecuencia de acciones deliberadas de las personas que implican decisiones sobre su esfuerzo, sacrificio y riesgo, entre otras, las diferencias que resultan de estas elecciones no son necesariamente percibidas como injustas y, en consecuencia, no es evidente que deban ser motivo de preocupación ni de políticas compensatorias.

Una segunda crítica al concepto de equidad como igualdad de resultados surge de notar que las personas suelen aceptar disparidades de ingreso que provienen de diferencias evidentes en talentos o méritos. A poca gente le molesta que un futbolista talentoso gane más que uno mediocre, aún en el caso en que estas diferencias provinieran enteramente de razones genéticas y no estuvieran relacionadas en absoluto con diferencias en el esfuerzo. La desigualdad en resultados en este contexto de heterogeneidad en habilidades innatas no es evaluada en general como injusta.[6] Nótese que otras variables de resultado, como el consumo, la riqueza o la utilidad enfrentan problemas parecidos. Personas más talentosas posiblemente obtengan mayores niveles de ingreso, y también de consumo, riqueza y posiblemente utilidad, que personas menos talentosas, lo cual para la mayoría de la población no es percibido como injusto, siempre que las diferencias no sean muy significativas.

Las dos críticas anteriores están basadas en un mismo principio: no parece adecuado comparar resultados sin evaluar las circunstancias en las que éstos se generan. Surgen así otras alternativas a la concepción de equidad basada en la igualdad de resultados. La principal, en términos de su aceptación en la opinión pública y su estudio por los investigadores, es la de igualdad de oportunidades.[7]

2.2. Equidad como igualdad de oportunidades

[5] Naturalmente, puede ser también eficiente económicamente que quien más se esfuerce tenga un premio mayor, pero acá vamos a ignorar esa preocupación, ya que estamos tratando concepciones de equidad y no de eficiencia. La próxima sección trata estos dos temas conjuntamente.

[6] El concepto de *meritocracia*, un orden en el que los premios están determinados sólo por el mérito, y sus implicancias de política han recibido creciente atención por parte de la teoría económica. Arrow *et al*. (2000) es una referencia obligada para quienes estén interesados en el tema.

[7] Una visión que tuvo importante aceptación en décadas pasadas es la de equidad como ausencia de envidia. Según este enfoque una distribución es justa si nadie envidia la situación de otros, una vez considerados conjuntamente resultados y esfuerzos. Ver Varian (1974), Baumol (1986) y Zajac (1995).

La visión más extendida de la idea de igualdad de oportunidades subraya la importancia de dividir a los factores que determinan un resultado en aquellos que el individuo elige y aquellos sobre los que no ejerce control, comúnmente llamados *circunstancias*.[8] Si la desigualdad en resultados es consecuencia de factores que van más allá del control de los individuos, esta situación es declarada injusta. En cambio, la desigualdad dentro de un grupo de personas que comparten las mismas circunstancias y eligen libremente no es considerada injusta.[9]

El concepto de igualdad de oportunidades genera menos discusiones que el de igualdad de resultados y es aceptado con igual fuerza por diferentes ideologías. Personas con preferencias políticas de "derecha" e "izquierda" posiblemente coincidan en la importancia de la igualdad de oportunidades. Las diferencias ideológicas seguramente surgen en la etapa de identificación de los factores que determinan los resultados económicos. En este sentido, individuos más identificados con la "derecha" tienden a pensar que una parte importante de los resultados económicos provienen del esfuerzo, las decisiones voluntarias, la toma de riesgos y el talento. En ese escenario, buena parte de las diferencias de resultados son aceptables y no merecen la implementación de políticas compensatorias, las cuales, además de ineficientes, son consideradas injustas por favorecer a quienes menos se esfuerzan. Por otro lado, individuos con ideas de "izquierda" tienden a pensar que los resultados económicos son en su mayor parte determinísticos y dependen de factores que la persona no puede alterar, ya sea porque ocurrieron cuando era niño (bajo nivel educativo, deficiente alimentación, ambiente familiar y social difícil), o porque limitan sus decisiones presentes (discriminación, desempleo involuntario, etc.). En ese contexto, las diferencias de resultados son vistas como inequitativas y en consecuencia merecedoras de acciones compensatorias. De hecho, es posible que en el núcleo de las principales discrepancias ideológicas entre personas estén las diferentes percepciones sobre los factores que determinan las diferencias en los resultados socioeconómicos.

Si bien el concepto de igualdad de oportunidades es atractivo y de amplia aceptación pública, su implementación empírica es compleja. La noción de "oportunidad" no tiene un correlato empírico claro, mientras que la comparación de conjuntos de oportunidades, en lugar de simples números (escalares) como en el caso del ingreso, no permite un orden completo y por lo tanto no está exenta de ambigüedades. Esta es la principal razón por la cual la enorme mayoría de los estudios sobre equidad se concentra en la distribución del ingreso u otra variable de resultado, en lugar de focalizarse en conceptos más ambiciosos, como el de oportunidades. De cualquier forma, existe una literatura empírica creciente sobre igualdad de oportunidades que será revisada en el siguiente capítulo.

---

[8] Roemer (1998) es una referencia clave en esta literatura.

[9] Un enfoque relacionado es el de capacidades de Sen (1992, 2009), comentado en el capítulo 5. Según este autor el análisis de equidad debe centrarse en determinadas funciones (*functionings*) que hacen posible una vida plena. Equidad, de acuerdo a este enfoque, es una situación de igualdad de capacidades para cumplir satisfactoriamente estas funciones básicas.

La idea de igualdad de oportunidades no está exenta de problemas conceptuales. En principio la división entre variables de elección y circunstancias no es obvia. Puede argumentarse en el extremo que todos los factores personales que determinan los resultados son exógenos: después de todo, una persona no elige sus preferencias, ni su aversión al esfuerzo, ni su talento. En un contexto donde todo es circunstancia, cualquier desigualdad de resultados es injusta y el enfoque de oportunidades converge al de resultados. Aun cuando no tomemos la posición extrema de sostener que todo está dado, existen variables que claramente la persona no puede cambiar, como su talento innato, que generan diferencias de resultados que en general no son evaluadas como injustas. Por esta razón no parece razonable insistir en basar el enfoque de oportunidades en la división entre factores que el individuo elige y aquellos que no elige. Algunos autores proponen en cambio realizar la partición entre factores socialmente aceptables como fuentes de diferencias de resultados y factores no aceptables (Gasparini, 2003). Supongamos que el ingreso de una persona depende de seis factores: su talento, su género, su raza, el status socioeconómico de su familia cuando era niño, sus preferencias innatas por ciertos trabajos y su grado de aversión al esfuerzo. Puede argumentarse que los seis factores son exógenos al individuo dado que éste no los puede modificar a voluntad. Ahora bien, para la gran mayoría de las personas las diferencias en resultados que son producto sólo de diferencias en género o raza son inaceptables, signo de discriminación y éticamente condenables. Para muchos también son inequitativas las diferencias de resultados que provienen de ambientes familiares disímiles. En contraste, es común aceptar diferencias de resultados que surgen de las elecciones libres de las personas entre diferentes actividades, motivadas sólo por preferencias innatas distintas. Finalmente, es extendida la aceptación de aquellas diferencias económicas que resultan sólo de la desigualdad en la predisposición al esfuerzo o el talento.

El ejemplo sugiere que ciertos factores como el género o la raza son considerados fuentes inaceptables de diferencias en resultados, mientras que otros factores tan exógenos como ellos, como el talento o la predisposición al esfuerzo, son considerados fuentes aceptables de diferencias. La partición de variables depende naturalmente de los juicios de valor del evaluador. Para algunas personas la suerte puede ser un factor aceptable y para otros inaceptable. El conjunto de factores aceptables tiende a ser más amplio para las personas con ideología más orientada a la “derecha” que para aquellas más a la “izquierda”. Las sociedades también pueden diferir en estas evaluaciones. Se sostiene que en América Latina o Europa las diferencias de resultados basadas en la suerte, las preferencias o el talento son menos aceptadas que en Estados Unidos.[10]

Existe una complicación adicional muy relevante. Si bien las personas tienden a aceptar diferencias en resultados que surgen de fuentes aceptables, no suelen convalidar cualquier brecha. Se acepta que una persona gane más que otra si es más talentosa o se esfuerza más, pero se rechaza que la diferencia de ingresos sea muy pronunciada. A

[10] Una creciente literatura busca documentar y dar cuenta de estas diferencias, usualmente en modelos de equilibrios múltiples. Ver Alesina y Angeletos (2005) y Benabou y Tirole (2006).

muchos nos parece razonable una sociedad donde las personas más inteligentes sean mejor remuneradas, pero no convalidaríamos una sociedad con grandes brechas socioeconómicas aunque éstas respondieran estrictamente a diferencias reales de productividad basadas en la inteligencia.

En síntesis, es probable que cada persona evalúe el grado de inequidad asociado a una situación de desigualdad de resultados en base a la evaluación de la magnitud de la brecha de resultados y a los factores que la generan. La idea de equidad está ligada al diferencial de ingreso (u otra variable de resultado) que es considerado aceptable como consecuencia de cada uno de sus determinantes. Por lo tanto, la evaluación de una situación en términos de equidad responde tanto a percepciones de cómo funciona el mundo (por ejemplo, sobre los factores que determinan los resultados), como a posiciones éticas. Son muy frecuentes las discusiones acerca del grado de equidad de una determinada situación, de un reclamo o de una política. Nuestra posición frente a cada caso está profundamente afectada por nuestra percepción de los factores que determinan las diferencias en resultados y por nuestra evaluación de la razonabilidad de las brechas resultantes.

Las ciencias sociales, en tanto disciplinas académicas, poco tienen que decir acerca de las diferencias en juicios de valor que condicionan estas evaluaciones. En cambio, es mucho lo que pueden aportar para identificar con claridad los factores que determinan los resultados socioeconómicos de las personas. Por ejemplo, resulta fundamental conocer en todas las discusiones de equidad si un determinado resultado económico es producto del talento innato del individuo o del ambiente en el que nació y se desarrolló. De hecho, ésta es una de las preguntas más antiguas y debatidas en las ciencias en general, y en Economía en particular. Grandes personalidades como Hume (1748), Darwin (1859) y Freud (1930), entre otros, dedicaron esfuerzos a pensar sobre el tema.

De las discusiones anteriores surge la siguiente conclusión: si se comparte la concepción de equidad como igualdad de oportunidades, una porción del nivel de desigualdad en la distribución del ingreso registrado en las estadísticas es aceptable. El hecho de documentar ingresos diferentes entre personas no es evidencia concluyente de una situación injusta por la que deba existir preocupación social. Esta preocupación sí surge cuando la desigualdad alcanza niveles “altos” o es significativamente creciente. De cualquier forma, establecer cuál es el nivel a partir del cual la desigualdad es preocupante, o establecer cuánto de la desigualdad existente es aceptable y cuánto no, es en gran parte materia opinable.[11]

2.3. La preocupación por la desigualdad

[11] En un extremo, Rawls (1971) no encuentra justificaciones morales para que existan diferencias de nivel de vida entre individuos, por lo que en principio toda desigualdad es inaceptable. En el otro extremo, Nozick (1974), un famoso filósofo libertario, encuentra toda diferencia de ingresos aceptable y toda redistribución compulsiva como una violación de la libertad individual.

¿Está la sociedad realmente preocupada por la desigualdad, ya sea de resultados u oportunidades? La pregunta es obviamente trascendente para justificar seguir leyendo este capítulo y gran parte del resto del libro. Si las personas no estuvieran interesadas por la desigualdad de la sociedad en la que viven, el estudio de esta característica distributiva perdería gran parte de su motivación. Podríamos seguir estudiando la desigualdad por curiosidad científica o por sus potenciales efectos sobre otras variables económicas, pero no por razones normativas. Entonces, ¿es realmente la desigualdad un *mal*? A muchos lectores la pregunta puede parecerles trivial. Sin embargo, existen corrientes de pensamiento que no ven en la desigualdad económica nada objetable y, más aun, la consideran un elemento esencial para incentivar a las personas al esfuerzo y al progreso.

Al pensar sobre estos temas es importante tratar de independizar los conceptos de pobreza y desigualdad. Asumamos una sociedad sin pobreza. ¿Es la desigualdad un problema en este caso? La siguiente es una lista no exhaustiva de argumentos que desestiman la preocupación por la desigualdad, junto con los respectivos contraargumentos.

Desigualdad elegida o aceptable. Ciertos resultados desiguales pueden ser consecuencia de elecciones libres o de diferencias en talentos. Si una persona se esfuerza más que otra, elige libremente un trabajo mejor pago, o es más talentosa, no parece injusto que obtenga un premio económico mayor.

Contraargumento: Quienes estudian desigualdad reconocen que parte de las diferencias de resultados pueden ser éticamente aceptables. En la realidad, sin embargo, consideran que una fracción no menor de las desigualdades proviene de diferencias en oportunidades, consideradas socialmente inaceptables y, por ende, motivo de preocupación. A su vez, como se discutió anteriormente, aun en un marco de total igualdad de oportunidades, la desigualdad de resultados emergente puede ser evaluada como excesiva y preocupante.

Para ilustrar este punto comencemos por preguntarnos, ¿qué hay de preocupante en las grandes diferencias salariales entre, digamos, un administrador de empresas y un historiador si una persona puede elegir libremente estudiar una u otra carrera con plena información sobre la distribución de sus ingresos futuros?[12] El argumento frente a este cuestionamiento es que el proceso generador de resultados puede ser considerado injusto. Puede parecernos éticamente cuestionable una situación en la que personas con preferencias o capacidades hacia los negocios terminen con ingresos mucho más altos que personas con inclinaciones o talentos hacia la historia, las ciencias básicas o las artes, aun en el hipotético caso en que consideremos que la productividad social de éstas sea menor (lo cual no es nada fácil de determinar).

[12] En el mismo espíritu, Nozick (1974) se pregunta ¿cómo revelarse contra el salario exorbitante de un deportista famoso si es el resultado de gente que libremente paga entradas para verlo?

Supongamos el siguiente ejemplo, en el que la utilidad de la persona *i* si elige el trabajo *j* está dada por la función sencilla $U_{ij} = y_j - c_{ij}$. Asumimos que el ingreso y_j es igual a la productividad (privada y social), la cual es idéntica entre personas pero varía entre trabajos. Por su parte el costo *c* para *i* de realizar el trabajo *j* refleja las diferentes preferencias entre las personas por realizar distintas actividades. Supongamos dos personas, *A* y *B*, y dos trabajos, 1 y 2, con $y_2 > y_1$ tal que:

$$y_1 - c_{A1} > y_2 - c_{A2},\ \ y_2 - c_{B2} > y_1 - c_{B1},\ \ y_2 - c_{B2} > y_1 - c_{A1}$$

Ambos trabajos están disponibles para las dos personas, pero dadas las diferencias en preferencias *A* elige el empleo 1 y *B* el 2, y como resultado tanto el ingreso como la utilidad de *A* son menores que los de *B* en el equilibrio. Nótese que las remuneraciones reflejan la productividad y que hay plena libertad de elección e igualdad de oportunidades. Pese a estas reglas de juego en apariencia justas, la magnitud de la diferencia de ingresos y utilidades en el equilibrio puede parecernos exagerada y éticamente cuestionable.[13] Después de todo, no puede responsabilizarse a *A* por tener preferencias sesgadas hacia el trabajo menos productivo 1. Si la diferencia de utilidades en el equilibrio nos "molesta" podemos intentar reducirla, por ejemplo gravando los ingresos en la actividad 2 y subsidiando la actividad 1.[14] En síntesis, aun un proceso generador de resultados en base a productividades sobre una población con igualdad de oportunidades puede implicar desigualdad de resultados éticamente objetable.

Desigualdad eficiente. La desigualdad de resultados es un poderoso incentivo para esforzarse y progresar. Welch (1999) en un artículo provocativo publicado en el *American Economic Review*, titulado *"En defensa de la desigualdad"*, recuerda que la desigualdad salarial genera incentivos a invertir en capital humano, por lo que constituye una condición esencial para el progreso. Las regulaciones que reducen la dispersión salarial suelen tener consecuencias negativas sobre la eficiencia. De hecho, una de las críticas centrales al socialismo, y una de las causas más verosímiles sobre su fracaso en la práctica, es la incapacidad de las estructuras de remuneraciones uniformes para generar incentivos al esfuerzo y la innovación.

Contraargumento: Preocuparse por la desigualdad no significa desconocer los posibles *trade-offs* con la eficiencia económica, ni los costos de perseguir la igualdad de

---

[13] Un caso semejante, posiblemente aun más claro, es aquel en el que se accede a los empleos mejor remunerados en base a la corrupción, pero en un marco de total "igualdad de oportunidades": accede a un ingreso superior quien acepte seguir un comportamiento corrupto. Parece poco razonable argumentar que la distribución de resultados es justa sólo porque todos pueden elegir con libertad el tipo de empleo deseado.

[14] Es probable que la mayoría de la gente no tome una posición extrema y acepte parte de la diferencia de utilidad entre *A* y *B*, y por ende de la diferencia de ingresos $y_2 - y_1$, al considerar justificado que personas ganen más en trabajos más productivos, tratando asimismo de evitar que se generen desincentivos a que los individuos tomen los empleos de mayor productividad. En la práctica las sociedades suelen implementar esquemas redistributivos parciales de subsidios e impuestos a favor de ciertas actividades de productividad menor.

remuneraciones.[15] La preocupación por la desigualdad es normativa y no resulta invalidada por reconocer sus posibles costos en otras dimensiones.

Igualdad como objetivo intermedio. Kaplow (2002) sostiene que resulta irrelevante medir la desigualdad, ya que ésta es sólo un componente del bienestar agregado de una sociedad. Los esfuerzos de medición deberían centrarse en ese objetivo final y no en uno intermedio. Más aun, focalizarse en la desigualdad puede ser pernicioso: un cambio paretiano en el que al menos un individuo progresa y nadie retrocede puede ser rechazado por quienes se preocupan exclusivamente por la desigualdad.

Contraargumento: Quienes estudian desigualdad son conscientes de este punto y reconocen que el objetivo último de una sociedad es maximizar el bienestar general y no reducir la desigualdad. En ese sentido, seguramente aprueban cambios paretianos desigualadores. La medición y monitoreo de la desigualdad no implica en general sostener que su reducción es el objetivo social primario a perseguir independientemente de los costos. Por otra parte, si se sigue a Kaplow (2002) y se desestima el cómputo de la desigualdad por ser sólo un componente del nivel de bienestar social, el mismo destino deberían seguir los cálculos del ingreso medio de una población (o su PIB per cápita), dado que la maximización del ingreso no es nunca el objetivo social primario en un marco de aversión por la desigualdad (ver siguiente sección).

Un punto adicional sobre el argumento es que todo cambio paretiano debe corresponderse con un aumento del bienestar general. En contraste con esta idea, se sostiene que la utilidad individual puede depender del ingreso relativo a un grupo de referencia, de modo que el aumento del ingreso de una persona sin caídas en el resto, no necesariamente es un cambio paretiano en términos de utilidad. En un reciente estudio del BID se brinda evidencia sobre la existencia de una paradoja del crecimiento para América Latina, según la cual en períodos de aumentos generalizados pero no uniformes de ingresos la felicidad puede disminuir (Lora, 2009).[16]

Desigualdad y envidia. Existen argumentos que desestiman las preferencias por la igualdad por considerarlas provenientes principalmente de la envidia, un sentimiento éticamente criticable (Feldstein, 2005). Implementar políticas redistributivas destinadas a satisfacer preferencias provenientes de la envidia no parece razonable.

Contraargumento: Por un lado, se sostiene que la mayoría de la gente tiene preferencias por la equidad que surgen de principios más nobles que la envidia (Le Grand, 1995).

---

[15] Existen varios argumentos y evidencia empírica que sugieren que distribuciones más igualitarias permiten una mejor eficiencia asignativa y un mayor crecimiento. La sección siguiente trata este punto.

[16] Existe un debate acerca de la relevancia de esta paradoja (a menudo conocida como "de Easterlin"). Layard, Mayraz, y Nickell (2009) encuentran que el ingreso relativo afecta el bienestar individual en datos de series de tiempo para países desarrollados. Usando datos de corte transversal mayoritariamente para países en desarrollo Deaton (2008) y Stevenson y Wolfers (2008) no encuentran evidencia a favor de esa hipótesis.

Por otro lado, aun en el extremo en el que la preocupación por la desigualdad surja de la envidia, su estudio no debe desestimarse ya que ésta es parte inherente del comportamiento humano (Milanovic, 2003). Después de todo, no se objeta el estudio del crecimiento económico, o su status como meta social, por más que éste surja de comportamientos maximizadores egoístas.

Más allá de si éticamente se justifica preocuparse por la desigualdad o no, lo cierto es que en el mundo real la gente parece tener preferencias por la igualdad. Existe abundante evidencia empírica en ciencias políticas, antropología, historia, sociología, psicología, neurociencias y economía sobre el disgusto del ser humano hacia ciertas situaciones de desigualdad, disgusto que proviene en general de la percepción de que esas situaciones son la manifestación de alguna injusticia, éticamente objetable.[17]

En las encuestas sobre valores y percepciones, cada vez más frecuentes y extensas, la mayoría de los entrevistados manifiesta preferencias por la igualdad. Ejemplos de estos hallazgos son reportados en Amiel y Cowell (2000) usando encuestas a estudiantes, Corneo y Gruner (2000) a partir del International Social Survey Programme, García Valiñas *et al*. (2005) con la World Values Survey, y Keely y Tan (2008) con la General Social Survey de Estados Unidos.

Las declaraciones políticas acerca de la importancia de la igualdad son habituales. Por citar sólo un ejemplo, las Naciones Unidas proclamaron al 20 de febrero como Día Mundial de la Justicia Social con el argumento de que *"… la justicia social, la igualdad y la equidad constituyen los valores fundamentales de todas las sociedades"*.

Son interesantes los resultados de experimentos en los que los individuos implícitamente manifiestan gusto por resultados más igualitarios. Por ejemplo, Fehr y Schmidt (2001) y Falk *et al*. (2003) reportan ese hallazgo en distintos tipos de juegos. En el juego del *ultimátum*, por ejemplo, se le ofrece a dos personas repartir una suma de dinero K aportada por el organizador del juego. El jugador A debe decidir cómo repartir esa suma, mientras que B decide aceptar o no esa propuesta. Lo interesante del juego es que si B no acepta, el juego termina y tanto A como B se quedan sin nada. Si se suponen individuos racionales no altruistas la predicción del resultado de este juego es que A propone quedarse con $K - \varepsilon$, con $\varepsilon > 0$ y arbitrariamente pequeño, y B decide aceptar, dado que ε es más que nada. La realidad contradice esta predicción: en los experimentos realizados, las personas tipo A reparten K de manera mucho más equilibrada, aunque no totalmente igualitaria, y las personas tipo B tienden a aceptar estas propuestas. Cuando hay un caso en el que A propone una división muy sesgada, B la rechaza. Algunos interpretan estos resultados como signos de las preferencias por resultados "justos", que en este caso se identifican como aquellos que implican repartos aproximadamente igualitarios.

[17] Sobre la formación de preferencias con aversión a la desigualdad consultar Dawes *et al*. (2007), Fehr y Schmidt (1999) y Tricomi *et al*. (2010).

Es interesante una extensión del juego en la que los participantes deben resolver un problema antes de comenzar. El ganador de esta prueba inicial tiene derecho a ser el participante A, y el perdedor toma el lugar de B. En estos casos el juego suele terminar en repartos más desequilibrados a favor de A. Una posible interpretación es que el resultado de la prueba establece implícitamente un orden de méritos entre los jugadores, que de alguna forma legitima una división del premio más sesgada hacia el que se ha revelado como más “talentoso”. El jugador A se siente merecedor de un premio algo mayor, y B lo convalida. De cualquier forma, aun en estos casos nunca se llega al caso de total desigualdad.

Una última reflexión sobre este tema. Es importante no encerrarse en ejemplos al pensar y debatir acerca de la desigualdad. Los ingresos entre las personas son distintos por múltiples razones. Algunas de ellas nos pueden parecer aceptables, como que una persona talentosa o sacrificada gane más, y otras no, como que alguien tenga un ingreso bajo porque no tuvo la chance de educarse. No es razonable citar un ejemplo del primer tipo (desigualdad aceptable) para desestimar la relevancia de los problemas distributivos, su estudio y toda la política redistributiva, así como tampoco es razonable citar un ejemplo del segundo tipo (desigualdad inaceptable) para argumentar que toda desigualdad es condenable y justificar cualquier política redistributiva.

Más allá de las razones normativas extensamente discutidas en esta sección, el estudio de la desigualdad puede estar justificado por razones instrumentales. La desigualdad puede tener consecuencias negativas o positivas sobre otras variables socioeconómicas o políticas, por lo que medir y analizar la desigualdad es un paso indispensable para entender otros fenómenos. Existe, por ejemplo, una vasta literatura sobre el efecto de la desigualdad sobre el crecimiento económico, el crimen o los resultados políticos.[18]

Equidad vertical, horizontal y específica

Las discusiones previas, al igual que el resto del libro, se refieren a la equidad *vertical*, que implica el tratamiento de personas en condiciones socioeconómicas diferentes. En contraste, la equidad *horizontal* alude al análisis de individuos en situaciones similares. Hay equidad horizontal cuando se trata de manera igualitaria a personas en condiciones semejantes. En algunas áreas, como la política impositiva, el concepto de equidad horizontal resulta central. Algunos autores hablan de equidad *específica* para referirse al objetivo de alcanzar situaciones de igualdad respecto del consumo de ciertos bienes o servicios determinados, como la educación básica (Tobin, 1970).

[18] En el caso del crecimiento económico, por ejemplo, la evidencia empírica aun no es concluyente sobre la dirección del efecto, pero pocos autores encuentran un impacto neutro. Ver el World Development Report (2006) del Banco Mundial para una extensa discusión de argumentos instrumentales que justifican el estudio de la desigualdad.

3. EFICIENCIA Y EQUIDAD

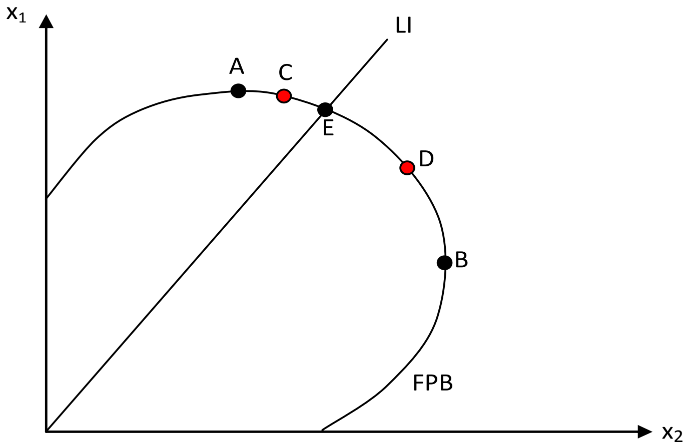
Los términos *eficiencia* y *equidad* son a menudo presentados como antagónicos, representativos de dos metas contrapuestas: avanzar hacia una de ellas implicaría retroceder en el camino hacia la otra. De hecho, una acusación común a la Economía remarca su sesgo a focalizarse en la búsqueda de la eficiencia, minimizando la relevancia de la equidad. Esta sección pretende contribuir a clarificar la relación entre estos dos objetivos.

Comencemos por asumir un mundo estático y definamos eficiencia desde el punto de vista social como toda situación Pareto-óptima, es decir, toda situación en la que es imposible mejorar el bienestar de una persona sin disminuir el de otra. Asumamos que podemos medir el nivel de vida individual mediante una variable monetaria x (a la que llamaremos por comodidad *ingreso*) y definamos una frontera de posibilidades de bienestar, que indica el máximo nivel de vida alcanzable por un individuo, dado un determinado nivel de vida para el resto de las personas, asumiendo constantes la tecnología, la dotación de factores de la economía y las preferencias individuales. La figura 3.1 ilustra esa frontera de posibilidades de bienestar (FPB) para el caso de dos personas. Las asignaciones eficientes - o Pareto-óptimas- están representadas por todos aquellos puntos en los que la FPB tiene pendiente negativa (aquellos entre A y B).

Para simplificar la discusión, pensemos a la equidad simplemente como igualdad de los niveles de vida x. La recta de 45 grados del gráfico 3.1 ilustra las asignaciones igualitarias y, en este contexto, equitativas.

Es importante notar que las asignaciones socialmente eficientes no son únicas; de hecho, el número de puntos eficientes en la FPB es infinito. Cada uno de los puntos sobre la FPB implica una distribución particular del bienestar y sólo uno de esos puntos es eficiente y perfectamente igualitario: el punto E, donde se intersectan la línea igualitaria y la frontera. El resto de las infinitas asignaciones eficientes implican desigualdad. En puntos como C la persona 1 es la beneficiada mientras que en puntos como D la persona 2 es la que resulta privilegiada.

Figura 3.1
Frontera de posibilidades de bienestar
Eficiencia: puntos entre A y B



Si bien el punto E parece una elección obvia para toda sociedad que busca la eficiencia y la equidad, el problema es algo más complejo, como se discute a continuación.

Optimalidad y funciones de bienestar social

¿Cuál de todos los puntos de la FPB es el socialmente óptimo? Esta es una pregunta normativa que ha cautivado la atención de filósofos e investigadores sociales. La manera más extendida de tratar este problema en Economía es postulando una función de bienestar social (FBS). Estas son funciones que resumen los niveles de vida de una población en un número y permiten, 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. Las FBS más usadas son del tipo Bergson-Samuelson:

(3.1) $$W(x_1, x_2, ..., x_N) = W(x)$$

donde x representa a toda la distribución del ingreso ($x_1,\ldots x_N$). La función W transforma un vector de números, que representan los niveles de vida de cada persona, en un escalar. Esa transformación no es arbitraria sino que responde a los juicios de valor de quien postula la FBS, ya sea el analista o el hacedor de política. La forma de la FBS está enteramente determinada por preferencias normativas.

Supongamos que un analista o hacedor de política, al que llamaremos G, debe evaluar el bienestar en dos circunstancias posibles, por ejemplo los puntos C y D del gráfico anterior. ¿Cuál prefiere? Si G considera toda preocupación distributiva como irrelevante (un peso es un peso independientemente de quien lo reciba) su elección estará guiada por la maximización del ingreso de la sociedad. La función W para este analista G será entonces la simple suma de ingresos de las personas de la población que evalúa. Supongamos otro analista H que tiene preferencias por distribuciones más igualitarias. En este caso su función W debe ser tal que aumente ante transferencias de ingresos de personas más ricas a personas más pobres, lo cual no ocurre con la simple suma de ingresos.

La función de bienestar social es una herramienta útil para evaluar distribuciones, permitiendo sintetizar vectores de miles de números en uno sólo, y realizar así comparaciones, manteniendo la consistencia con los juicios de valor del analista o usuario de la función. Es importante remarcar que la forma de W no es el reflejo de la agregación de las preferencias individuales de quienes componen la sociedad evaluada, sino que responde enteramente a los juicios de valor del analista: hay una función W por cada evaluador. También es importante puntualizar que en el mundo real difícilmente las decisiones de política económica surjan de una simple maximización de esta función por algún actor relevante o decisor benevolente. La relevancia analítica de las FBS reside en simplificar el análisis normativo más que en explicar los resultados fácticos.

En el análisis distributivo es usual establecer algunas propiedades de la función evaluadora FBS. Se trata de propiedades "razonables" que son útiles para restringir el análisis y hacerlo manejable. Las de uso más frecuente son:

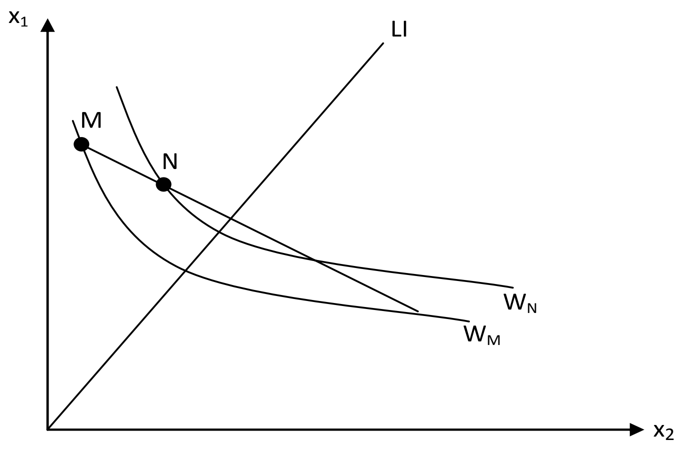
No paternalista: La FBS depende de los niveles de vida individuales x_i, y no de la forma en que se alcanzan estos niveles. Este supuesto simplifica el análisis, aunque no se ajusta necesariamente a la realidad. A menudo tenemos preferencias paternalistas según las cuales, por ejemplo, preferimos que una persona reciba algún bien o servicio en especie en lugar del dinero equivalente para usar en lo que desee, a pesar de que el beneficiario prefiera esta segunda opción.

Paretiana: La FBS debe ser tal que ante dos distribuciones distintas x_A y x_B, si $x_{iB} \geq x_{iA}$ para todo $i \Rightarrow W(x_B) \geq W(x_A)$.

Simétrica: Esta propiedad exige que si x_B es una permutación de x_A, entonces $W(x_B) = W(x_A)$. Una permutación implica que el vector x_B tiene exactamente los mismos valores de x_A pero en diferente orden. Si la FBS cumple con la propiedad de simetría se dice que es *anónima*.

Cuasi-Cóncava: Esta propiedad exige que $W(\lambda x_A+(1-\lambda)x_B) \geq W(x_A) = W(x_B)$, con $\lambda \in [0,1]$. La cuasi-concavidad de la FBS implica curvas de indiferencia sociales convexas al origen como las graficadas en la figura 3.2.

Figura 3.2
Curvas de indiferencia de funciones de bienestar cuasi-cóncavas



La propiedad de cuasi-concavidad, unida a la de simetría, implican el principio de las transferencias de Dalton-Pigou (que será formalizado más adelante en este capítulo):[19] el bienestar social no disminuye si hay una transferencia de un individuo más rico a uno más pobre que no altera sus posiciones relativas.[20] En el gráfico, una transferencia igualadora de la persona más rica (el individuo 1) a la más pobre (el individuo 2) a partir de la distribución inicial *M* permite pasar del nivel de bienestar W_M a un nivel superior W_N. Nótese que para que esto ocurra es clave que las curvas de indiferencia social sean convexas al origen.

Es importante examinar las dos formas extremas que puede tomar la función de bienestar social: la utilitaria y la Rawlsiana.

Función de bienestar utilitaria

Esta función refleja total indiferencia por cuestiones distributivas. Formalmente se define como la suma simple de los ingresos de las personas.

(3.2) $$W(x) = \sum_i x_i$$

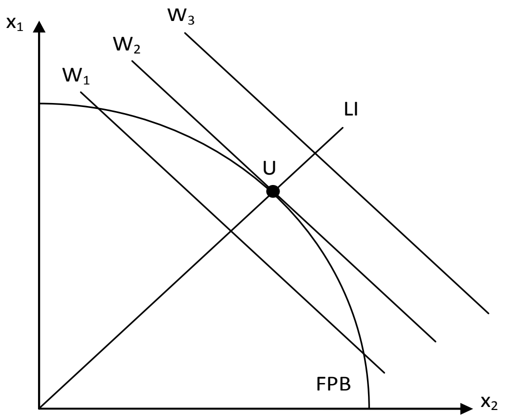
Esta función también es conocida como *Bentham* en referencia al filósofo, economista y jurista inglés de fines del siglo XVIII que propugnaba la maximización de la felicidad agregada como objetivo social. Nótese que una función de bienestar lineal como la presentada implica curvas de indiferencia social rectas con pendiente -1 (figura 3.3).

Figura 3.3
Curvas de indiferencia de una función de bienestar utilitaria
FPB simétrica

---

[19] El principio fue sugerido por Pigou y formalizado por Dalton (1920).

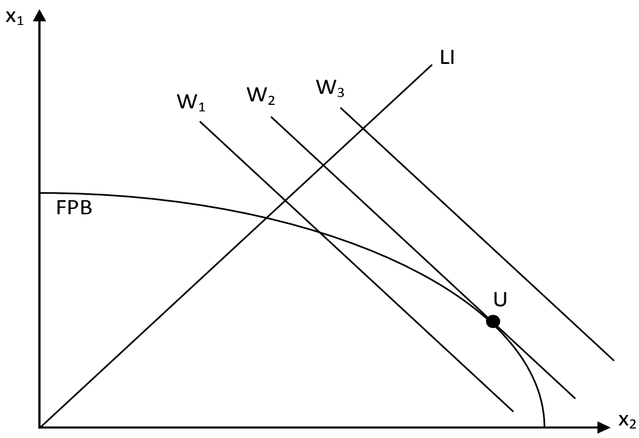
[20] El bienestar social puede aumentar aún con una transferencia que altere las posiciones relativas, pero el principio de Dalton-Pigou no contempla este caso.



El punto *U*, donde la pendiente de la FPB es -1, es el óptimo social para un utilitarista. Se trata del punto en el que se maximiza el ingreso total de la población. A menudo, impropiamente, se llama a *U* asignación eficiente: vimos antes que en realidad todos los puntos de la FPB con pendiente negativa son eficientes.

Si la FPB fuera localmente simétrica en el entorno de la línea igualitaria LI entonces la pendiente de la FPB sería -1 sobre la LI y el equilibrio ocurriría en un punto perfectamente igualitario. Aun sin preocupaciones distributivas, un utilitarista elegirá igualdad total porque dada la concavidad de la FPB eso le garantiza la maximización del ingreso total. En la realidad, es probable que las capacidades generadoras de ingreso de las personas difieran y la FPB no sea simétrica.[21] En ese caso, un evaluador utilitarista preferiría una asignación desigual, como *U* en el gráfico 3.4.

Figura 3.4
Curvas de indiferencia de una función de bienestar utilitaria
FPB asimétrica



Función de bienestar Rawlsiana

---

[21] Consultar Mas Colell *et al*. (1995) para varios ejemplos de FPB no simétricas y casos con tramos con pendiente positiva.

De acuerdo a esta función el bienestar social se iguala al mínimo nivel de vida entre los individuos de la población:

(3.3) $$W(x) = \min\{x_1, x_2, ..., x_N\}$$

En este caso el bienestar sólo aumenta si mejora la situación de la persona más pobre. Un gobierno motivado por esta FBS debería buscar maximizar el mínimo ingreso: de ahí el nombre *maximin* con el que también se conoce a esta función. El nombre *Rawlsiana* proviene del filósofo estadounidense John Rawls, quien en su obra principal, *A theory of Justice* (1971), desarrolla una teoría ética de la justicia opuesta a la utilitarista. Rawls argumenta que la función de bienestar social que guía la política redistributiva debe surgir de un “contrato social”[22] firmado por todos los individuos "detrás del velo de la ignorancia", es decir, en un estado en el que nadie sepa el lugar que ocupará en la sociedad, incluido su status socioeconómico. Rawls sostiene que en ese contexto se acordaría un contrato social que establezca la búsqueda de la maximización del bienestar de las personas más desfavorecidas.[23]

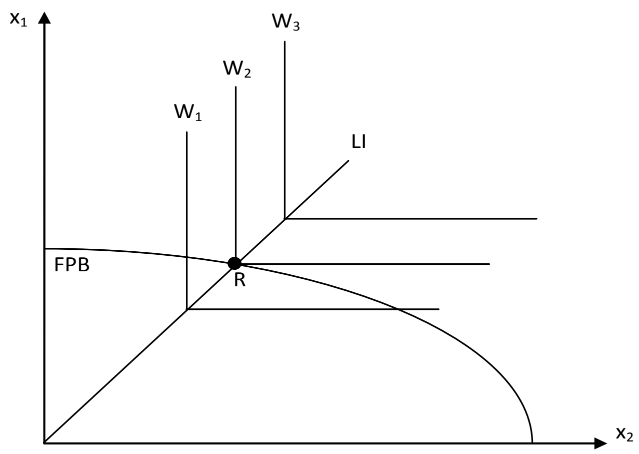
La FBS Rawlsiana implica curvas de indiferencia en forma de “L”. De hecho, la Rawlsiana es una función tipo Leontieff de coeficientes fijos. Así como en estas funciones no es posible incrementar la producción aumentando la cantidad del insumo “sobrante”, en la función Rawlsiana el bienestar sólo aumenta si crece el ingreso del más pobre. La figura 3.5 ilustra curvas de indiferencia Rawlsianas con el punto óptimo *R*, el cual coincide con la asignación igualitaria *E*, independientemente que la FPB sea o no simétrica.[24]

Figura 3.5
Curvas de indiferencia de una función de bienestar Rawlsiana
FPB asimétrica

[22] La idea de contrato social está presente ya en Hobbes, Locke y Rousseau, entre otros pensadores.

[23] En una reciente literatura sobre desigualdad multidimensional se argumenta que la combinación del principio de Pareto y un mínimo grado de aversión por la desigualdad implican preferencias sociales de tipo Rawlsianas (Fleurbaey y Maniquet, 2010).

[24] Si la FPB tiene segmentos con pendiente creciente, es posible que el óptimo rawlsiano no sea el punto perfectamente igualitario E.



Volvamos a una forma general de la función de bienestar social $W(x_1, \ldots x_N)=W(x)$. Es usual en la literatura utilizar una forma algo más restringida de esta función

(3.4) $$W(x) = \sum_i g(x_i)$$

donde $g(.)$ es una función creciente y cóncava, es decir, $g'>0$ y $g''\leq 0$. La concavidad implica que se verifica que la función se incrementa ante transferencias igualadoras. Para notar esto, supongamos una transferencia de una persona de mayor ingreso k a una de menor ingreso j, que no altera sus posiciones relativas:

(3.5) $$dx_j=-dx_k >0, \quad x_j<x_k, \quad x_j+dx_j \leq x_k+dx_k$$

Diferenciando (3.4),

(3.6) $$dW(x) = g'(x_j)dx_j + g'(x_k)dx_k$$

Utilizando (3.5) se llega a,

(3.7) $$dW(x) = (g'(x_j) - g'(x_k))dx_j$$

Dado que $g(x)$ es cóncava $g'(x_j) \geq g'(x_k) \Rightarrow dW(x) \geq 0$, es decir, el bienestar aumenta ante una transferencia igualadora.

Asumamos ahora por simplicidad que existen sólo dos individuos; en este caso la curva de indiferencia de la función de bienestar se escribe como

(3.8) $$W^0 = g(x_1) + g(x_2)$$

donde W^0 indica un valor fijo de bienestar. Diferenciado totalmente la ecuación anterior y reordenando, podemos hallar una expresión para la pendiente de la curva de indiferencia social

(3.9) $$\frac{dx_1}{dx_2} = -\frac{g'(x_2)}{g'(x_1)} < 0$$

Dado que $g(x)$ es creciente, la pendiente de la curva de indiferencia es negativa. Diferenciando una vez más respecto de x_2,

(3.10) $$\frac{d^2 x_1}{dx_2^{\,2}} = -\frac{1}{g'(x_1)}\left[g''(x_2) + \frac{g'(x_2)^2}{g'(x_1)^2}.g''(x_1)\right] \geq 0$$

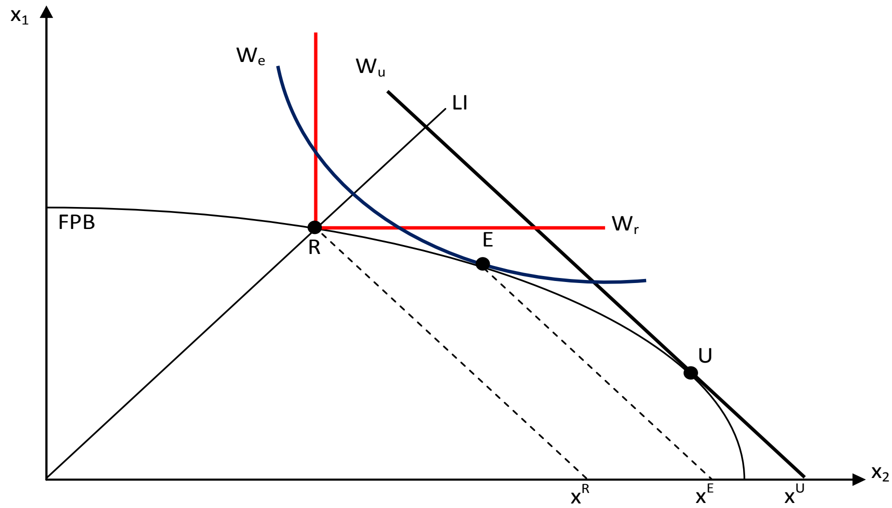
Puesto que $g(x)$ es cóncava, la pendiente de la curva de indiferencia social es decreciente en valor absoluto; es decir, estas curvas son convexas al origen. Esto no es de extrañar ya que (i) la función que estamos analizando es cóncava, (ii) todas las funciones cóncavas son también cuasi-cóncavas, y (iii) como hemos visto la cuasi-concavidad implica curvas de indiferencia sociales convexas.

Nótese a partir de (3.9) que en el caso en que x_1=x_2, y sólo en ese caso, la pendiente de la curva de indiferencia social es -1.[25] Intuitivamente esto significa que si los ingresos de las personas coinciden, para el evaluador es indiferente a quien se le asigna un peso adicional. En cambio, dada la convexidad de las curvas de indiferencia, si el ingreso de la persona 1 es inferior al del individuo 2, un peso adicional en manos de 1 es socialmente más valioso que en manos de 2.

Trade-offs

Consideremos ahora una frontera de posibilidades de bienestar entre dos personas con niveles de productividad diferentes. Sin pérdida de generalidad asumamos que la persona 2 es la más productiva, lo que vuelve a la FPB asimétrica como en la figura 3.6. Para determinar el óptimo social consideremos tres funciones alternativas: una utilitarista, una Rawlsiana y una intermedia.

Figura 3.6
***Trade-off* ingreso total - igualdad**



[25] Ignorando el caso de funciones de bienestar lineales.

Supongamos que en el equilibrio sin intervenciones la economía se sitúa en U, el punto de máximo ingreso total (es el punto en el cual la pendiente de la FPB es -1). Esta es una asignación de marcada desigualdad: el ingreso de 2, la persona más productiva, es claramente superior al de la persona 1. Es posible en esta economía transferir ingreso al individuo 1, pero a costa de reducir el ingreso de 2 en mayor magnitud, desplazándonos hacia la izquierda sobre la FPB (piénsese por ejemplo en un sistema fiscal que transfiere ingreso a 1 gravando el trabajo de 2, y por lo tanto generando desincentivos y distorsiones, y caída en el ingreso total). Dado que carece de preocupaciones distributivas, un utilitarista no aceptaría este movimiento, eligiendo quedarse en U, donde el ingreso nacional es máximo. En cambio, tanto el evaluador Rawlsiano como alguien con preferencias intermedias prefieren resignar algo de producto total a fin de moverse hacia una distribución más igualitaria.

Ahora bien, a medida que avanzamos sobre la FPB hacia la izquierda, por un lado la economía exige mayores sacrificios en el ingreso de 2 para obtener un mismo monto de incremento en el ingreso de 1, y por otro lado las ganancias de 1 son cada vez menos valoradas socialmente, a medida que el ingreso de 1 aumenta. Llega un punto en que el evaluador con preferencias intermedias *We* prefiere resignarse a una distribución algo desigual con tal de no seguir deteriorando más la productividad y el ingreso total, y elige así como óptimo un punto como E. En contraste, un Rawlsiano busca maximizar el ingreso del más pobre sin importar el costo económico agregado de esta meta, lo cual lo lleva a seguir moviéndose sobre la FPB hasta el punto de igualdad R.

Las tres asignaciones óptimas elegidas, R, E y U tienen asociadas tanto un nivel de igualdad, factible de medir como la distancia a LI, como un ingreso agregado X, el cual puede computarse gráficamente como la distancia entre el origen y el punto donde la recta de pendiente -1 que pasa por la asignación óptima elegida corta el eje horizontal (o vertical). Nótese que el ranking de las tres asignaciones R, E y U es exactamente el inverso si se las ordena por el ingreso total o por el grado de igualdad. Este ejemplo ilustra el *trade-off* entre ingreso agregado e igualdad. La igualdad tiene un costo en términos de ingreso agregado. Elegir asignaciones con ingreso más alto tiene costos en términos de igualdad. Nótese que el *trade-off* es entre ingreso e igualdad, no entre eficiencia y equidad: todos los puntos de la FPB del gráfico son eficientes y recuérdese de la sección anterior que equidad e igualdad de ingreso son dos conceptos diferentes.

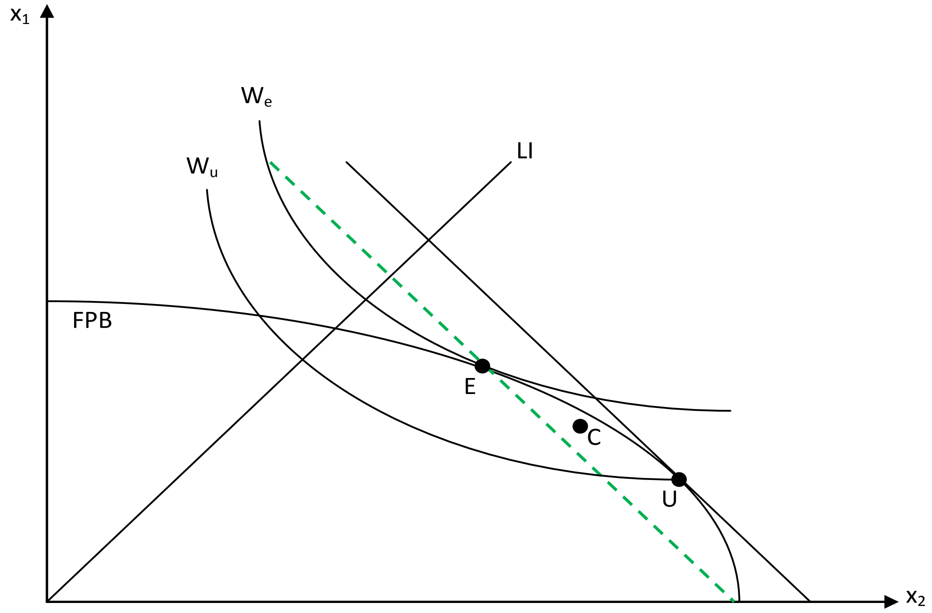
La discusión anterior es estática. En la realidad, la FPB puede expandirse (o contraerse) a medida que pasa el tiempo. Existen argumentos según los cuales elegir una asignación más igualitaria genera una mayor tasa de expansión de la frontera.[26] Si esto fuera así, el *trade-off* podría desaparecer al adoptar una perspectiva dinámica. Sin embargo, es factible que la asignación que maximiza la tasa de crecimiento de la FPB (la asignación dinámicamente eficiente) no sea exactamente la perfectamente igualitaria, lo que

[26] Ver Banco Mundial (2006) para una amplia discusión de estos argumentos.

devuelve relevancia al análisis anterior, esta vez originándose desde un punto diferente a U.

Volvamos al caso estático y supongamos una población cuyos miembros tienen todos preferencias sociales intermedias graficadas en la figura 3.7, y que elegirían la asignación E. Si se fuerza a esta población a maximizar el ingreso total en U se produce una pérdida de bienestar de W_e a W_u, originada en desconocer las preferencias por la igualdad de esta población. Es interesante analizar el punto C: se trata de un punto claramente ineficiente, por debajo de la FPB. Ese punto, sin embargo, resulta en términos de bienestar superior al punto eficiente en el que se maximiza el ingreso nacional U. Naturalmente, esa población no debería contentarse con C ya que existen puntos eficientes Pareto-superiores al alcance, pero es importante notar cómo una población sin preferencias sociales extremas como la graficada puede estar dispuesta incluso a situarse en puntos ineficientes, si ese es el costo de alcanzar un mayor grado de igualdad distributiva.

Figura 3.7
La elección del óptimo social



Luego de esta extensa recorrida por cuestiones conceptuales, abordemos ahora temas más concretos. Asumamos que nos interesa medir la desigualdad, ¿cómo lo hacemos en la práctica? El resto de las secciones de este capítulo están destinadas a brindar herramientas para ese objetivo.

4. MEDICIÓN DE LA DESIGUALDAD

El concepto de *desigualdad* hace referencia a *diferencias* entre personas. En esta sección nos restringimos a diferencias en variables económicas monetarias y para facilitar la exposición nos concentramos en la desigualdad de ingresos. La identificación de la existencia de desigualdad es un ejercicio trivial que sólo exige verificar que los ingresos de al menos dos personas difieran. Hay desigualdad en la distribución $x=(x_1,\ldots,x_N)$ si y sólo si existe al menos un par de individuos (i, j) tal que $x_i \neq x_j$. En la práctica, la existencia de desigualdad está descontada; el interés recae en la medición del *grado* de desigualdad de las distribuciones, con el propósito de hacer evaluaciones comparativas. ¿Fue la desigualdad en la distribución del ingreso de México 2008 superior o inferior que en 1992? ¿Es la desigualdad en Uruguay menor que en Chile? ¿Es la desigualdad en Ecuador menor si se considera el impacto de los impuestos y el gasto social?

En Economía y otras ciencias sociales se ha generalizado la aceptación de un axioma fundamental para contestar estas preguntas: el principio de las transferencias de Dalton-Pigou. Este principio establece que toda transferencia igualadora da origen a una distribución menos desigual. Para evitar ambigüedades se denominan *transferencias igualadoras* a aquellas desde personas más ricas a personas más pobres, lo suficientemente pequeñas como para no invertir el ranking de ingresos entre los individuos involucrados.

Supongamos una población de tres personas: P (el individuo más pobre), M (el de ingresos intermedios) y R (el más rico). Supongamos que en el año t_1 la distribución del ingreso es x_1=(2, 4, 12), mientras que en el año t_2 es x_2=(3, 6, 9). Las brechas de ingreso entre P y R, y entre M y R se han contraído en el tiempo, pero la brecha entre P y M se ha incrementado. ¿Es la nueva distribución más o menos desigual que la inicial? Para responder esta pregunta nótese que la distribución en t_2 puede obtenerse a partir de la distribución en t_1 mediante dos transferencias igualadoras: una transferencia de \$1 de R a P, y otra de \$2 de R a M. En consecuencia, si nos guiamos por el principio de Dalton-Pigou, el cambio distributivo ha implicado una reducción de la desigualdad.

En la práctica existen tres complicaciones que exigen ir más allá de la simple aplicación de Dalton-Pigou. En primer lugar, no siempre es posible pasar de una distribución a otra únicamente mediante transferencias igualadoras, como en el caso anterior. Supongamos que la distribución en el año t_2 es x_2 = (1, 8, 9). Esta nueva distribución surge de x_1 = (2, 4, 12) a partir de una transferencia igualadora de \$3 de R a M y de una transferencia desigualadora de \$1 de P a M. La primera hace a la distribución más igualitaria, pero la segunda la vuelve más desigual. El principio de Dalton-Pigou no nos dice cuál de los dos efectos predomina. Para obtener un resultado concreto debemos hacer más específico el criterio de evaluación y establecer alguna estructura de ponderaciones de las transferencias en distintos puntos de la distribución. Por ejemplo, si (y sólo si) decidimos asignar una ponderación fuerte sobre las transferencias que involucran a la persona más pobre, la distribución x_2 puede ser evaluada como más desigual que x_1.

En segundo lugar, la aplicación de Dalton-Pigou nos permite en el mejor de los casos establecer un *orden* entre distribuciones en términos de desigualdad, pero no nos brinda *magnitudes*. La distribución $x_1 = (2, 4, 12)$ es inequívocamente más desigual que $x_2 = (3, 6, 9)$ pero, ¿cuánto más desigual? En la práctica, estamos interesados no sólo en hacer comparaciones ordinales, sino también cardinales.

En tercer lugar, las comparaciones de desigualdad en el mundo real involucran vectores de muchos más de tres números. Las encuestas de hogares latinoamericanas tienen decenas de miles de observaciones, por lo que evaluar cambios en la desigualdad mediante una simple inspección de vectores, como hemos hecho hasta ahora, resulta impracticable.

Las tres dificultades discutidas dan origen a la necesidad de construir *índices de desigualdad*, es decir, medidas que resuman en un sólo número información relacionada con el grado de desigualdad de una distribución. Un índice de desigualdad es una función $I(x)$ que toma una distribución x, es decir un vector de N números, y la transforma en un sólo número real, interpretado como el nivel o grado de desigualdad de la distribución x.

(4.1) $$I(x): \Re^N \rightarrow \Re$$

La función $I(.)$ puede ser aplicada consistentemente a distintas distribuciones, obteniendo como resultado escalares que pueden compararse fácilmente entre sí, permitiendo realizar evaluaciones comparativas cardinales de desigualdad. Los índices $I(x)$ son formas funcionales que implícitamente contienen una estructura de ponderaciones de transferencias que resuelven (de una forma más o menos arbitraria) situaciones ambiguas como las discutidas en los párrafos previos.

Existe un enorme número de índices de desigualdad propuestos por la teoría y aplicados en la práctica. Antes de estudiar los más utilizados, es importante preguntarse ¿qué condiciones debe cumplir una función $I(x)$ para ser considerada genuinamente un índice de desigualdad?

4.1. Propiedades de los índices de desigualdad

Las propiedades de los índices son condiciones que los investigadores creen razonables y/o deseables a la hora de medir desigualdad. Dado que no se trata de axiomas universales, el conjunto de propiedades difiere entre autores. El conjunto mínimo está integrado por tres propiedades básicas: Dalton-Pigou, invarianza a la escala e invarianza a las réplicas.[27]

Propiedad 1: Dalton-Pigou

[27] Por convención, es usual construir índices de modo que valores más altos indican niveles de desigualdad más elevados.

Esta propiedad exige que todo indicador $I(x)$ cumpla con el principio de las transferencias de Dalton-Pigou: ante toda transferencia igualadora el índice debe reflejar una caída en el nivel de desigualdad (o al menos no aumentar). Se trata de la propiedad central que distingue a un indicador de desigualdad.

Formalmente, para todo par de distribuciones x_1, x_2 y un escalar δ tal que

(4.2) $$x_{2i} = x_{1i} + \delta,\ \ x_{2j} = x_{1j} - \delta,\ \ x_{2k} = x_{1k} \text{ para todo } k \neq i,j$$

entonces,

(4.3) $$x_{1i} < x_{2i} \leq x_{2j} < x_{1j} \ \Rightarrow I(x_2) \leq I(x_1)$$

El principio está formulado en sentido débil: una transferencia igualadora no debe nunca reflejarse en un aumento de la desigualdad, pero puede eventualmente no implicar ningún cambio en el indicador. Algunos autores prefieren escribir la propiedad en sentido estricto reemplazando la última desigualdad débil $\leq$ por una estricta $<$.

Propiedad 2: Invarianza a la escala

Esta propiedad exige que si los ingresos de toda la población se multiplican por un mismo escalar k, el grado de desigualdad no varía. Formalmente,

(4.4) $$I(kx) = I(x), \text{ con } k > 0$$

Esta propiedad, también conocida como homogeneidad de grado cero en los ingresos, indica que lo relevante a la hora de evaluar desigualdad son las diferencias *proporcionales* de ingreso entre las personas y no las absolutas. Si, por ejemplo, todos los ingresos se duplican, la desigualdad medida no debería cambiar, aunque las brechas absolutas de ingresos entre las personas crezcan (se dupliquen). A menudo se distingue entre desigualdad *relativa*, cuando interesan las diferencias proporcionales de ingreso, y desigualdad *absoluta*, cuando importan las diferencias absolutas.[28] En este caso la propiedad exigida en lugar de (4.4) es la invarianza a traslaciones $I(x+k)=I(x)$.

La propiedad de invarianza a la escala nos permite comparar el grado de desigualdad en dos países con monedas diferentes, sin necesidad de preocuparnos por llevar los ingresos a valores comparables. Si hiciéramos este ajuste, deberíamos multiplicar los ingresos de las personas de un país por algún tipo de cambio k que refleje diferencias de poder de compra de las monedas en las dos economías, pero por la propiedad de invarianza a la escala este ajuste no afectaría en nada el nivel de desigualdad medido en la moneda local.[29]

---

[28] Kolm (1976) distingue entre (i) medidas de desigualdad relativa, invariantes a cambios en la escala, y (ii) medidas de desigualdad absoluta, invariantes a traslaciones (transformaciones aditivas). Fields y Fei (1978) discuten las diferencias entre desigualdad relativa y absoluta.

[29] Otro ejemplo es el de un país que cambia su moneda eliminando ceros, un cambio enteramente nominal que no debería afectar el nivel medido de desigualdad, lo cual requiere de medidas invariantes a la escala.

Supongamos que tenemos dos distribuciones del ingreso de la misma población en dos momentos del tiempo. Es siempre posible pasar de una distribución x_1 a una distribución x_2 a través de un cambio de escala y de un conjunto de transferencias entre los individuos con ingresos re-escalados. El cambio de escala no modifica el grado de desigualdad, mientras que las transferencias lo hacen de acuerdo a la propiedad de Dalton-Pigou. Supongamos que una crisis modifica la distribución desde $x_1 = (2, 4, 12)$ a $x_2 = (1, 2, 3)$. ¿Qué ha pasado con la desigualdad? Es posible reescalar los ingresos en t_2 multiplicándolos por μ_1/μ_2 (el ratio de medias), de forma que la nueva distribución tenga la misma media que la anterior. Por la propiedad de invarianza a la escala, la distribución resultante $x_2' = (3, 6, 9)$ tiene asociado el mismo nivel de desigualdad que x_2. Ahora es posible estudiar el patrón de transferencias entre x_1 y x_2'. De hecho, este es el ejercicio que ya hicimos anteriormente, en el que concluimos que la nueva distribución es más igualitaria.[30]

Dadas estas características la aceptación de la propiedad de invarianza a la escala está muy extendida. Sin embargo, se trata de una propiedad fuerte con consecuencias no triviales, que en ocasiones van en contra del sentido de equidad de muchas personas. Supongamos una sociedad con dos individuos A y B cuyos ingresos son \$100 y \$1000, respectivamente, y donde el gobierno implementa un programa de transferencias monetarias que reparte \$3 para el más pobre (A) y \$7 para el más rico (B). Aunque este reparto del programa nos parezca "injusto" la distribución resultante {103, 1007} es menos desigual que la original {100, 1000} ya que en términos proporcionales la transferencia recibida por el más pobre fue superior. La incomodidad con este tipo de resultados provenientes de sostener la invarianza a la escala se acentúa al aplicarse sobre variables no monetarias (por ejemplo, años de educación o tasas de acceso a servicios sociales).[31] Los capítulos 7 y 9 se extienden sobre este punto.

Propiedad 3: Invarianza a las réplicas

Esta propiedad exige que el índice de desigualdad no varíe si la población se replica n veces.

$$I(x\ldots x) = I(x) \tag{4.5}$$

donde $I(x...x)$ es el indicador aplicado sobre una distribución que repite n veces la distribución original x. Esta propiedad es también conocida como *invarianza al tamaño*

[30] Como hemos discutido, la desigualdad es sólo una dimensión del bienestar a evaluar. Nótese que en este ejemplo x_2 es claramente una distribución "peor" en términos de bienestar agregado: todos los individuos están peor respecto de la situación inicial x_1, por lo que el cambio en el tiempo ha sido claramente negativo, y aún alguien con fuertes preferencias por la igualdad lo evaluaría negativamente. El capítulo 7 discute este punto más extensamente.

[31] Atkinson y Brandolini (2008) argumentan sobre la necesidad de introducir medidas que incorporen la preocupación por la desigualdad absoluta de ingresos, en especial en comparaciones internacionales. Ravallion (2003) resalta el papel que el supuesto de invarianza a la escala tiene en el debate sobre globalización, pobreza y desigualdad.

de la población y resulta útil para poder comparar el grado de desigualdad en poblaciones con distinto número de integrantes.

Hemos visto las tres propiedades fundamentales para toda medida de desigualdad. En lo que sigue vamos a presentar esquemáticamente el conjunto de indicadores más utilizados en la práctica distributiva. Lambert (2001) y Cowell (2008) son dos excelentes referencias para profundizar en el estudio de los índices de desigualdad.

4.2. Índices sencillos

Este grupo incluye índices de fácil construcción y comprensión como el cociente de ingresos y la participación de un estrato en el ingreso total. En ambos casos debe ordenarse a la población según su ingreso (o cualquier otra variable relevante) y dividirla en cuantiles o percentiles *p*.

El cociente de ingresos C_{Mm} es simplemente el ratio del ingreso medio del percentil superior *M* sobre el ingreso promedio del percentil inferior *m*.[32]

(4.6) $$C_{Mm} = \frac{\overline{x}_M}{\overline{x}_m}$$

El cuadro 4.1 muestra este ratio para diez países latinoamericanos, agrupando la población alternativamente en quintiles, deciles y centiles. Naturalmente, el valor de los indicadores aumenta a medida que incrementamos el nivel de desagregación. Por esta razón, las comparaciones de estos indicadores deben realizarse asegurándose siempre de mantener el mismo grado de desagregación. Nótese que el ranking de países no es robusto al cambio de indicador: Panamá es el país más desigual si se toma el ratio de quintiles o deciles, pero El Salvador y Paraguay lo superan si se trabaja con el ratio entre los percentiles extremos.

Cuadro 4.1
Cocientes de ingresos

[32] Como discutimos en el capítulo 2, un cuantil o percentil puede definir a un grupo o estrato de la población o a una observación. De esta forma, el cálculo del cociente de ingresos puede hacerse computando el ingreso promedio de los percentiles o, alternativamente, el ingreso de los individuos que limitan cada percentil. En la práctica, en general seguimos la primera opción.

Países	año	Quintil 5 / Quintil 1	Decil 10 / Decil 1	Percentil 100 / Percentil 1	Percentil 90/ Percentil 10
Brasil	2007	18.9	41.6	419.0	12.5
Costa Rica	2006	13.2	27.7	249.5	9.6
Rep. Dominicana	2006	14.3	28.3	202.4	9.7
El Salvador	2005	16.3	40.6	788.5	11.9
Guatemala	2006	18.2	38.7	378.9	11.7
México	2006	13.4	28.5	383.8	8.9
Panamá	2006	22.6	53.2	470.7	16.9
Paraguay	2007	17.2	40.2	600.3	11.4
Peru	2006	13.7	26.5	165.2	9.9
Venezuela	2006	10.0	19.1	152.5	7.5

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

El cociente de ingresos de estratos extremos cumple la propiedad de Dalton-Pigou, pero sólo en sentido débil.[33] Una política que, por ejemplo, implique una transferencia desde el decil 2 al decil 9 no afecta el ratio de ingresos de deciles extremos.

Algunos investigadores prefieren descartar los percentiles superiores e inferiores para construir el indicador, para evitar la posible contaminación proveniente de valores extremos, sujetos a mayores errores de medición. Por ejemplo, es común el uso del ratio de ingresos entre los percentiles 90 y 10.[34] Este indicador, sin embargo, no cumple con Dalton-Pigou: una transferencia igualadora del percentil 10 al 5 aumenta el grado de desigualdad medido a través de este índice.

Un indicador alternativo sencillo es la participación o *share* de algún percentil superior M en el ingreso total.

(4.7)
$$P_M = \frac{\sum_{i \in M} x_i}{\sum_i x_i}$$

Es usual también presentar la participación de algún percentil inferior (por ejemplo, la participación en el ingreso nacional del primer quintil), aunque en este caso debe tenerse en cuenta que un aumento del indicador refleja una caída de la desigualdad y no un incremento. Nótese que la participación de percentiles extremos tampoco cumple con Dalton-Pigou en sentido estricto, lo cual es visto por muchos analistas como una desventaja importante del índice.

El cuadro 4.2 muestra la participación de los quintiles, deciles y percentiles superiores e inferiores en diez países de la región. Brasil es el país más desigual a juzgar por la participación del quintil y decil superior, pero no de acuerdo al del percentil más rico, ni al de los cuantiles más pobres.

Cuadro 4.2

[33] Este indicador cumple con las propiedades de invarianza a la escala y a las réplicas.

[34] Otro indicador común es el ratio entre los percentiles 75 y 25.

Participación de percentiles superiores e inferiores

		Superiores			Inferiores		
País	año	quintil 5	decil 10	percentil 100	quintil 1	decil 1	percentil 1
Brasil	2007	59.4	43.4	12.2	3.1	1.0	0.03
Costa Rica	2006	54.6	38.2	10.0	4.1	1.4	0.04
Rep. Dominicana	2006	56.9	41.2	13.0	4.0	1.5	0.06
El Salvador	2005	53.9	37.3	9.6	3.3	0.9	0.01
Guatemala	2006	58.7	43.2	13.8	3.2	1.1	0.04
México	2006	55.2	39.5	11.2	4.1	1.4	0.03
Panamá	2006	58.8	41.7	10.7	2.6	0.8	0.02
Paraguay	2007	57.6	42.3	16.0	3.3	1.1	0.03
Peru	2006	54.3	38.0	10.3	4.0	1.4	0.06
Venezuela	2006	48.9	32.7	7.9	4.9	1.7	0.05

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

El problema con los indicadores sencillos discutidos en esta sección es que sólo utilizan información de una parte de la distribución, ignorando por completo lo que ocurre en el resto. La literatura ha desarrollado índices más sofisticados que incorporan información de toda la distribución. Aunque claramente parciales y analíticamente primitivos, los indicadores sencillos no deben descartarse tan rápidamente. Se trata de indicadores tangibles y fáciles de comunicar, por lo que habitualmente cumplen un papel importante en los debates distributivos no académicos y aun en algunos académicos.[35]

4.3. Índices basados en la curva de Lorenz

La curva de Lorenz, introducida en el capítulo 2, es un instrumento gráfico invariante a la escala y al tamaño de la población que resume una distribución. Transferencias igualadoras desplazan la curva de Lorenz en dirección a la línea de 45 grados, o línea de perfecta igualdad (LPI). En función de este comportamiento resulta natural la propuesta de medir la desigualdad como la distancia entre la curva de Lorenz y la LPI. Cuanto menor es esa distancia, menor resulta el grado de desigualdad.

Existen dos nociones de distancia entre las dos curvas implicadas en la comparación. La primera está basada en el área comprendida entre las curvas: cuanto mayor es el área, más distanciadas están las curvas. Esta noción de distancia da origen al índice de desigualdad de Gini. La segunda posibilidad es medir la máxima distancia vertical entre las dos curvas. Cuanto más desigual es una distribución, su curva de Lorenz se alejará más de la LPI y la máxima distancia vertical entre estas dos líneas se ampliará. Esta idea da origen al índice de desigualdad de Schutz. En lo que sigue repasamos las principales características de estos dos indicadores.

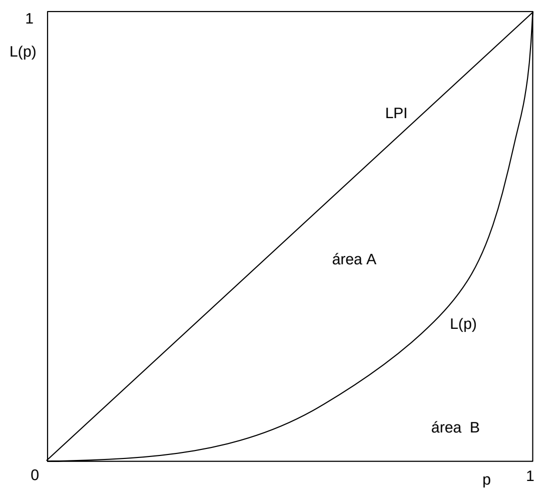
4.3.1. El coeficiente de Gini

Comencemos en esta sección por el famoso índice o *coeficiente de Gini*, introducido por Corrado Gini, un estadístico, demógrafo y sociólogo italiano. Gini propuso este

[35] Por ejemplo, es común el uso de indicadores de ratio de ingresos salariales en la literatura de Economía Laboral.

indicador en un artículo publicado en italiano en 1912, pero recién alcanzó la fama al publicarlo en inglés en el *Economic Journal* en 1921 (Gini, 1921). El índice propuesto es en principio muy sencillo, y se calcula como el área entre la curva de Lorenz y la línea de perfecta igualdad (área *A* en la figura 4.1), normalizado por el área debajo de la LPI (área *A*+*B*) con el objeto de obtener una proporción.

Figura 4.1
Derivación del coeficiente de Gini
a partir de la curvas de Lorenz



El coeficiente de Gini *G* es entonces

(4.8)
$$G = \frac{A}{A+B}$$

Notando que el área del triángulo *A*+*B* es 0.5 se llega a

(4.9)
$$G = 2A = 2(0.5 - B) = 1 - 2B$$

El coeficiente de Gini es entonces 1 menos dos veces el área debajo de la curva de Lorenz. Nótese que en un extremo la distribución es totalmente igualitaria, en cuyo caso la curva de Lorenz coincide con la LPI, el área *B* es 0.5 y el Gini se hace 0. En el otro extremo, si todo el ingreso se concentra en una sola persona – el caso de desigualdad total – la curva de Lorenz recorre los laterales de la caja, el área *B* desaparece y el Gini alcanza el valor máximo 1. El coeficiente de Gini entonces tiene la conveniente propiedad de moverse en el intervalo [0,1]. No se trata de una propiedad necesaria de los índices de desigualdad, pero resulta útil para su interpretación. En la práctica, a menudo se expresa el Gini en el intervalo [0,100]. El coeficiente de Gini se ha convertido en el principal indicador de desigualdad en el ámbito académico, e incluso su uso está muy extendido en las discusiones no técnicas. Buena parte de la evidencia empírica existente sobre desigualdad en América Latina está expresada en función de este coeficiente.

En términos continuos la ecuación (4.9) puede escribirse como

$$G = 1 - 2\int_0^1 L(p)dp \tag{4.10}$$

donde $L(p)$ es la curva de Lorenz. Resolviendo la integral por partes y operando,

$$G = -1 + 2\int_0^1 pL'(p)dp \tag{4.11}$$

Cambiando la variable de integración de p a y, (recordando que $p = F(y)$) y operando,

$$G = -1 + 2\int_0^\infty F(y).\frac{y}{\mu}.f(y)dy \tag{4.12}$$

La covarianza entre el ingreso y su rango se expresa como $cov(y,F(y))=E(yF(y))-E(y).E(F(y))=E(yF(y))-\mu/2$. Combinando esta ecuación con (4.12) se obtiene

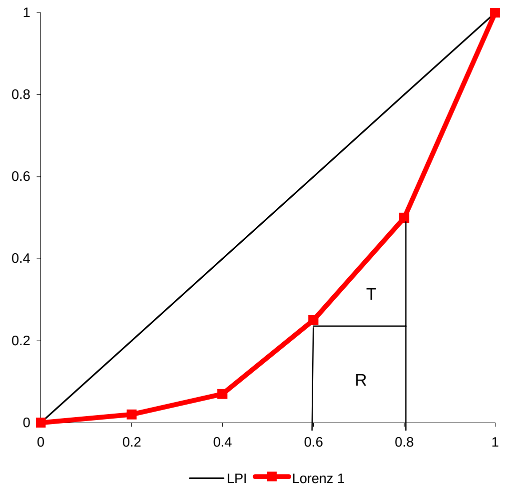
$$G = \frac{2}{\mu}\operatorname{cov}(y, F(y)) \tag{4.13}$$

De acuerdo a (4.13), el valor del coeficiente de Gini está asociado a la forma en la que van cambiando los ingresos a medida que vamos avanzando en el ranking de la distribución $F(y)$.[36]

Estas fórmulas corresponden al caso continuo. Para obtener una fórmula directamente aplicable al caso discreto, notemos a partir de la figura 4.2 que el área debajo de la curva de Lorenz discreta es una suma de rectángulos como R y triángulos como T.

Figura 4.2
Curva de Lorenz discreta

[36] Otra expresión que puede obtenerse a partir de (4.12) es $G = \int F(x)(1-F(x))dx/\mu$.



Es posible mostrar que esa suma puede reescribirse de la siguiente forma (Lambert, 2001):

(4.14) $$G = 1 + \frac{1}{N} - \frac{2}{\mu.N^2}\sum_i x_i(N+1-i) \quad \text{con } x_1 \leq x_2 \leq ... \leq x_N$$

Nótese que el cálculo de G exige primero ordenar y numerar a las personas de acuerdo a su ingreso x. El Gini resulta una función de la suma ponderada de los ingresos, donde el ponderador de cada individuo es (N+1-i), un valor que captura su posición en la escala de ingresos. La persona más rica ocupa el último lugar en esa escala, por lo que $i = N$ y luego (N+1-i) = 1. En el otro extremo, la persona de menor ingreso tiene un ponderador igual a N. Dado que los ponderadores son decrecientes en el ingreso, una transferencia igualadora aumenta la sumatoria en (4.14) y, en consecuencia, reduce el coeficiente de Gini. Volveremos a este punto en breve.

Si bien no hemos probado (4.14) – la prueba es algo engorrosa –, vamos a mostrar que esa ecuación converge a (4.12) – que sí hemos derivado ordenadamente – cuando el número de observaciones tiende a infinito; es decir, cuando el caso discreto converge al continuo. A partir de (4.14) cuando N tiende a infinito el Gini tiende a

(4.15) $$G = -1 + \frac{2}{\mu.N^2}\sum_i x_i i = -1 + 2\sum_i \frac{i}{N}\frac{x_i}{\mu}\frac{1}{N}$$

Esta ecuación es el equivalente discreto a la versión continua de G en (4.12), donde la sumatoria opera como la integral, la frecuencia relativa 1/N es semejante a la densidad $f(y)$, y el porcentaje de personas con ingreso inferior a x_i (i/N) semejante al valor de la función de distribución F en ese valor de ingreso.

Existen decenas de fórmulas equivalentes aplicables a casos discretos. A continuación presentamos dos de las más usuales. La primera es una variación cercana a la ecuación (4.14), (4.16) $$G = -1 - \frac{1}{N} + \frac{2}{\mu . N^2} \sum_i x_i i$$

mientras que la segunda es la doble sumatoria de las diferencias de ingreso, en valor absoluto, entre todas las personas de la población.

(4.17) $$G = \sum_i \sum_j \frac{|x_i - x_j|}{2N^2 \mu}$$

Nótese que esta fórmula implica que si se toman dos personas al azar y se computa su distancia de ingresos (en proporción a la media), en promedio el valor será dos veces el Gini. Si el valor del coeficiente del Gini fuera 0.5 (un valor en el rango de los observados en América Latina), entonces la diferencia de ingreso esperada entre dos personas elegidas aleatoriamente será semejante al ingreso promedio de la población.

Volvamos a la ecuación (4.14), que es la que implementaremos en el Apéndice, y veamos qué ocurre si se produce una transferencia igualadora de una persona más rica *k* hacia una más pobre *j*

(4.18) $$dx_j = -dx_k > 0; \qquad x_j < x_j + dx_j \leq x_k + dx_k < x_k$$

El cambio en el Gini resultante es

(4.19) $$dG = -\frac{2}{\mu N^2} \left[(N + 1 - j) dx_j + (N + 1 - k) dx_k \right]$$

Dado que $dx_j = -dx_k$, el cambio puede reescribirse como

(4.20) $$dG = \frac{2}{\mu N^2} \left[j - k \right] dx_j$$

Dado que $x_j < x_k$, entonces $j < k$, por lo que $dG < 0$. Ante una transferencia igualadora el Gini cae, cumpliendo con el principio de Dalton-Pigou. Es posible mostrar que el Gini también cumple con las propiedades de invarianza a la escala y a las réplicas, por lo que se trata de un genuino indicador de desigualdad.

La ecuación (4.20) nos proporciona una idea de los factores que determinan el cambio del Gini ante una determinada transferencia igualadora de tamaño *dx*. La caída del Gini es menor cuanto mayor es el ingreso medio μ, lo cual resulta lógico: una transferencia de 1 peso es muy relevante si el ingreso medio de la economía es, digamos, 10, pero es casi irrelevante si el ingreso medio es 1.000.000. Un argumento parecido explica la dependencia inversa de *N*. Una transferencia entre dos personas *j* y *k* es importante en una sociedad de pocas personas, pero se hace casi irrelevante en una población de millones de personas.

El punto más interesante de la ecuación (4.20) surge de notar que la caída del Gini ante una transferencia igualadora depende de la diferencia [*j* - *k*], es decir de la diferencia en el *rango* de las dos personas involucradas en la transferencia. Es importante insistir en este punto: la magnitud de la caída no depende de la brecha de ingresos entre las personas, sino de la diferencia en sus posiciones en el ranking de ingresos. Supongamos el siguiente ejemplo de una población con 5 personas.

Cuadro 4.3
Ejemplo hipotético de dos distribuciones

Personas	t1	t2
A	100	50
B	200	200
C	3000	3100
D	4000	4000
E	5000	4950

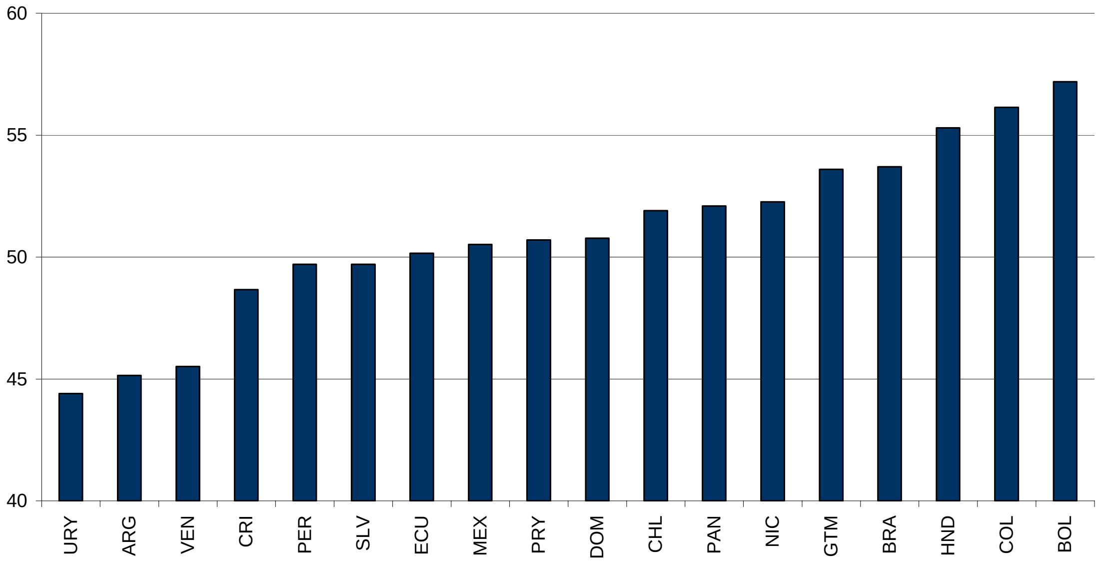
Asumamos que entre dos años t_1 y t_2 una política económica implica un aumento de \$100 para la persona C, que pasa a ganar \$3000 a \$3100; una caída de \$50 para la persona más pobre A, cuyo ingreso se reduce a la mitad; y una reducción de \$50 para E, la persona más rica. Si el lector tuviera que ordenar las dos distribuciones en términos de equidad (y se aceptara la idea de equidad como igualdad de ingresos) en función de sus propios juicios de valor, ¿cuál de las dos distribuciones elegiría como más equitativa, o menos desigual? ¿Aprobaría un cambio de t_1 a t_2? Nuestra experiencia indica que la gran mayoría de las personas prefiere la distribución t_1. Si bien al movernos de t_1 a t_2 se produce una transferencia igualadora (\$50 de E a C), las personas tienden a focalizar su preocupación en la transferencia desigualadora de \$50 de A a C. El cambio de t_1 a t_2 es rechazado como inequitativo. De hecho, ese es el resultado si se toma al ratio de ingresos extremos como indicador de desigualdad. Pero, ¿qué nos dice el coeficiente de Gini? Este indicador arroja exactamente el mismo resultado en las dos distribuciones (0.4423). Este resultado es esperable: la distribución t_2 surge de t_1 a partir de una transferencia igualadora y una desigualadora de la misma magnitud (\$50) y, lo que es crucial para el Gini (y sólo para el Gini), entre personas separadas por la misma distancia en el ranking de ingresos: 2 lugares entre A y C y 2 lugares entre C y E. En consecuencia, para el Gini la transferencia desigualadora entre A y C se compensa perfectamente con la transferencia igualadora entre E y C.

Este ejemplo ilustra un punto central en la medición de la desigualdad. Para evaluar si una distribución se ha vuelto más o menos desigual tenemos que ponderar los cambios que se producen en distintos puntos de la distribución, dando más relevancia a ciertos cambios y desestimando otros. Cada indicador de desigualdad hace este procedimiento de manera mecánica, respondiendo a una fórmula particular. El cociente de ingresos extremos, por ejemplo, desestima los cambios producidos en el centro de la distribución, mientras que el Gini pondera las transferencias en función de las posiciones relativas de los individuos involucrados. De alguna forma, cada índice tiene implícitos juicios de valor con los cuales evaluar una distribución e identificar ciertos cambios como igualadores o desigualadores. Naturalmente, esos juicios de valor no tienen porqué coincidir con los del analista. De hecho, seguramente muchos no acordarían en ignorar las transferencias entre percentiles intermedios, como lo hace el cociente de estratos extremos, o en evaluar las dos distribuciones del cuadro 4.3 como semejantes en términos de equidad, como hace el coeficiente de Gini.

¿Deben entonces descartar el Gini quienes no coinciden con los resultados del ejemplo? Posiblemente, si tomamos una postura estricta de escoger un índice que respete siempre nuestros juicios de valor. Sin embargo, debe reconocerse a favor del Gini que las distribuciones del ejemplo no se parecen a las reales y que el ejemplo fue construido para generar controversia. Es posible que en la mayoría de los casos reales nuestras evaluaciones no difieran mucho de las generadas al aplicar la fórmula del Gini. Adicionalmente, como se comentó, el coeficiente de Gini se ha convertido en el indicador de desigualdad por excelencia, por lo que su cálculo resulta importante, al menos con fines comparativos con otros estudios.

En la práctica, el Gini tiene un rango de variación acotado. La figura 4.3 muestra los valores estimados del coeficiente de Gini (reescalado de 0 a 100) para los países de América Latina alrededor de 2009. El coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar oscila entre 44 para el caso de Uruguay y 57 para Bolivia. En el mundo el rango de variación es más amplio. Ferreira y Ravallion (2009) reportan un valor mínimo de 20 en Eslovaquia y un máximo de 74 en Namibia. Los cambios distributivos se manifiestan en general en pequeños cambios del Gini. Por ejemplo, el fuerte deterioro distributivo experimentado por Argentina en la década del noventa implicó un aumento del Gini de aproximadamente 5 puntos.

Figura 4.3
Coeficientes de Gini, circa 2009
Distribución del ingreso per cápita familiar



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

Frontera de posibilidades de desigualdad, tasa de extracción y Gini potencial

El máximo valor de la desigualdad se produce cuando toda la población, menos una persona, tiene ingresos nulos. Esta situación es irreal, ya que nadie sobreviviría en ese contexto. Milanovic, Lindert y Williamson (2000) proponen medir el nivel máximo de desigualdad alcanzable en una sociedad, otorgando a toda la población un mínimo de subsistencia *s*, con excepción de una pequeña *elite*. Ese nivel máximo de desigualdad es naturalmente creciente con el nivel de ingreso de la economía, lo cual da origen a una frontera de posibilidades de desigualdad. Supongamos, siguiendo a Milanovic *et al*. (2009), que la proporción de la población *N* perteneciente a la elite es un número pequeño ε. El máximo ingreso medio de ese grupo privilegiado que asegura la subsistencia del resto de la población es

$$x_e = \frac{\mu N - sN(1-\varepsilon)}{\varepsilon N} = \frac{1}{\varepsilon}[\mu - s(1-\varepsilon)]$$

Si no hay desigualdad interna en la elite, el máximo Gini alcanzable es

$$G^* = \frac{1}{\mu}(x_e - s)\varepsilon(1-\varepsilon)$$

Combinando ambas ecuaciones y definiendo $\alpha = \mu/s \geq 1$,

$$G^* = \frac{\alpha - 1}{\alpha}(1-\varepsilon)$$

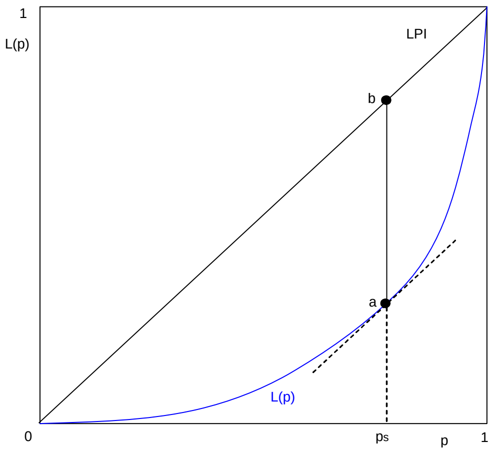
El máximo Gini posible es una función creciente y cóncava del grado de desarrollo del país, aproximado por α. El ratio entre el Gini real y el Gini máximo de origen a la llamada *tasa de extracción* y es propuesta por Milanovic *et al*. (2009) para realizar comparaciones de desigualdad entre economías con distinto grado de desarrollo.

4.3.2. El índice de Schutz

Como mencionamos, una alternativa para medir la cercanía entre la curva de Lorenz y la línea de perfecta igualdad es a través de la máxima distancia vertical entre esas curvas, lo cual da origen a un nuevo indicador: el índice de Schutz. La máxima distancia se alcanza cuando la pendiente de la curva de Lorenz es igual a la pendiente de la LPI, es decir 1. A partir de la figura 4.4 el índice de Schutz *S* es

(4.21) $$S = ab = p^s b - p^s a$$

Figura 4.4
El índice de Schutz



Nótese que la distancia $p^s b$ es simplemente p^s ya que b se halla sobre la recta con pendiente 1. Recuérdese que $p = F(y)$, por lo que

(4.22) $$S = p^s - L(p^s) = F(y^s) - L(F(y^s))$$

En p^s la pendiente de la curva de Lorenz es 1. Recordando que la pendiente de la Lorenz es y/μ se llega a que $y^s = \mu$, por lo que

(4.23) $$S = F(\mu) - L(F(\mu))$$

El índice de Schutz es entonces la proporción de personas cuyo ingreso es inferior a la media, $F(\mu)$, menos el ingreso acumulado en esa subpoblación, $L(F(\mu))$. S puede variar entre 0 en el caso de perfecta igualdad, o 1 en el caso en que una persona tenga todo el ingreso nacional. Aplicando las definiciones de función de distribución F y de curva de Lorenz L y operando, se tiene que:

(4.24) $$S = \int_0^{\mu} f(x)dx - \int_0^{\mu} \frac{xf(x)dx}{\mu} = \int_0^{\mu} \frac{(\mu - x) f(x)dx}{\mu}$$

Al multiplicar el numerador del último término por N obtenemos una magnitud interesante; se trata de la suma de las transferencias que deberíamos otorgarles a todos los individuos cuyos ingresos están por debajo de la media para que alcancen el valor μ. Ese monto es idéntico a la suma de lo que deberíamos extraer de cada persona con ingreso superior al promedio para igualarlos en μ. En resumen, S es la proporción del ingreso total que habría que transferir para igualar a toda la población en el ingreso medio. Este índice mide la magnitud del esfuerzo redistributivo para alcanzar una situación igualitaria. Debido a esta interpretación, a este índice se lo suele conocer también como de *Robin Hood* (Atkinson y Micklewright, 1992). La interpretación, naturalmente, es simplemente ilustrativa: en la realidad es difícil que exista la posibilidad de un esquema de transferencias masivas igualadoras que mantengan el valor de μ constante.

El Schutz parece un índice interesante, con orígenes semejantes al Gini, pero tiene un problema para muchos fundamental: no cumple el principio de las transferencias de

Dalton-Pigou en sentido estricto. Esto es fácil de notarlo en la ecuación (4.24). Las transferencias entre personas con ingreso superior a μ no afectan el índice, y tampoco lo hacen transferencias entre personas con ingreso inferior a μ. El Schutz es sólo afectado por transferencias que involucran personas cuyos ingresos están a un lado y otro de la media. Nótese una vez más cómo un índice aparentemente inocuo tiene implícitos juicios fuertes sobre cómo evaluar la desigualdad. Es posible que muchos no compartan la idea de que sólo ciertos cambios distributivos – los que involucran cruces de la media – deban ser consideradas a la hora de evaluar la desigualdad de una población.

4.4. Índices estadísticos

El concepto de desigualdad está asociado al de dispersión de una distribución. Cuanto más se parecen los ingresos entre las personas, menor es la dispersión y la desigualdad. Esa intuición lleva a considerar medidas estadísticas de dispersión de una distribución como potenciales índices de desigualdad.

La varianza y el desvío estándar, las dos medidas estadísticas más usuales de dispersión, no son invariantes a la escala. Una simple modificación da origen al coeficiente de variación *CV* que sí cumple con todas las propiedades deseables para un indicador de desigualdad

(4.25)
$$CV = \frac{\sqrt{\sum_i \frac{(x_i - \mu)^2}{N}}}{\mu}$$

El cambio de esta medida ante una transferencia $dx_j = - dx_k > 0$ es

(4.26)
$$dCV = \frac{1}{N\mu}\left[\frac{\sum_i (x_i - \mu)^2}{N}\right]^{-1/2}\left[x_j - x_k\right]dx_j$$

Si el individuo j que recibe la transferencia es el de menor ingreso, entonces *dCV* en (4.26) es negativo, indicando el cumplimiento de la propiedad de Dalton-Pigou. Nótese que el cambio en *CV* depende de la diferencia de ingresos entre las dos personas involucradas en la transferencia $[x_j - x_k]$. Si bien en principio esto parece razonable, genera inconvenientes al aplicarse a las distribuciones asimétricas del mundo real. Supongamos una población de tres personas, *P*, *M* y *R*, con distribución inicial $x_1 = (2, 8, 30)$, y asumamos que *M* gana 1 a expensas tanto de *P* como de *R*, por lo que la nueva distribución es $x_2 = (1, 10, 29)$. ¿Cree el lector que éste ha sido un cambio favorable a la equidad? Seguramente la mayoría dará una respuesta negativa, que surge, al menos implícitamente, de otorgar un peso superior en la evaluación a la transferencia desigualadora de *P* a *M*. Sin embargo, nótese que el coeficiente de variación evalúa el cambio como igualitario (*CV* cae de 1.106 a 1.072), ya que pondera especialmente la transferencia entre aquellas personas cuya diferencia de ingreso es más grande, en este caso la transferencia igualadora entre *R* y *M*. Dado que en la realidad las distribuciones son asimétricas con colas superiores largas, el *CV* tiende a poner especial énfasis en los cambios en esa parte de la distribución. Una vez más, un índice aparentemente inocuo, tiene implícitos juicios que nos llevan a evaluar las distribuciones en formas que posiblemente no se ajusten a nuestras preferencias sociales.

Un indicador estadístico de uso extendido es el desvío medio logarítmico definido como

(4.27) $$DML = \frac{1}{N}\sum_i \ln\left(\frac{\mu}{x_i}\right)$$

El cambio de esta medida ante una transferencia $dx_j = - dx_k > 0$ es

(4.28) $$dDML = \frac{1}{N}\left[-\frac{1}{x_j} + \frac{1}{x_k}\right]dx_j$$

Si la transferencia es igualadora el cambio en el DML es negativo, lo que indica el cumplimiento de Dalton-Pigou. El indicador DML pondera a los individuos involucrados en la transferencia de acuerdo a la inversa de sus ingresos.

Otra medida estadística de uso ocasional es el desvío medio relativo, definido como

(4.29) $$DMR = \frac{1}{N}\sum_i \left|\frac{x_i - \mu}{\mu}\right|$$

Esta medida, a semejanza del Schutz, es sensible sólo a transferencias que cruzan la media, lo cual la convierte en un indicador demasiado restrictivo. Existen otras dos medidas estadísticas de dispersión usuales en la literatura distributiva: la varianza logarítmica,

(4.30) $$VL_1 = \frac{1}{N}\sum_i (\ln x_i - \ln \mu)^2$$

y la varianza de los logaritmos,

(4.31) $$VL_2 = \frac{1}{N}\sum_i \left(\ln x_i - \sum_i \ln x_i . \frac{1}{N}\right)^2$$

Estos indicadores suelen aparecer en modelos analíticos sencillos. Por ejemplo, es usual asumir un modelo log-lineal para los salarios *w* en función de la educación *e*,[37] $ln(w_i) = \beta e_i$, donde β es un parámetro que capta el cambio proporcional en el salario ante un cambio de una unidad en la educación. Aplicando varianzas a ambos lados,

(4.32) $$VL_2(w) = \beta^2 Var(e)$$

[37] Ignoremos en este ejemplo todo el resto de los factores, observables e inobservables, que determinan *w*.

Si aceptamos a VL_2 como un índice válido de desigualdad, la ecuación (4.30) nos ofrece un sencillo modelo estimable de desigualdad salarial. En contraste, es difícil elaborar un modelo analítico simple que genere un índice como el Gini o el Schutz.

Ahora bien, es posible probar que estas dos varianzas no cumplen con la propiedad básica de Dalton-Pigou.[38] En realidad, estas varianzas violan el principio para transferencias en la cola superior de la distribución, por lo que algunos analistas la consideran una "falta menor" y continúan usando estos indicadores. Otros, en cambio, prefieren evitar el uso de medidas que violan el principio fundamental que define un indicador de desigualdad.[39]

4.5. Índices de entropía

Este grupo de indicadores, cuyo integrante más conocido es el índice de Theil, proviene de la teoría de la información. Llamemos p_i a la probabilidad de que ocurra un evento i, y $h(p_i)$ al valor de saber que ocurrió i antes de que el resto de la gente lo sepa. Naturalmente $h(p_i)$ debe ser decreciente en p_i: no es muy útil saber con anticipación que ocurrió un evento muy probable que todos esperaban. Asumamos que $h(p_i) = -\ln(p_i)$. Esta función es conveniente dado que es decreciente en p_i y cumple con la propiedad $h(p_1p_2) = h(p_1) + h(p_2)$.

Pensemos ahora en un conjunto de N eventos, o "sistema". La información contenida en ese sistema, conocida también como *entropía*, puede definirse como

$$\text{(4.33)} \qquad entropía = \sum_i p_i h(p_i)$$

En un extremo, si todos los eventos tienen probabilidad 0, salvo un evento j con probabilidad 1, la entropía es 0. En este caso no tiene ningún valor la información anticipada sobre ese sistema, ya que todos sabemos con certeza que va a ocurrir j. En el otro extremo, si todos los eventos tienen igual probabilidad, el valor de la información anticipada sobre ese sistema es máximo. Nótese el parecido formal de esta discusión con el de desigualdad mínima y máxima. A partir de esta semejanza, el econometrista holandés Henri Theil sugirió dos pasos para llegar a un índice de desigualdad. El primero es reinterpretar a p_i como la participación de la persona i en el ingreso total. Si se introduce todo el ingreso nacional en una bolsa y se saca aleatoriamente un peso, ¿cuál es la probabilidad de que pertenezca a la persona i? La respuesta es,

$$\text{(4.34)} \qquad p_i = s_i = \frac{x_i}{N\mu}$$

El segundo paso es escribir el índice como la diferencia entre la máxima entropía y la real.

---

[38] Puede probarse este resultado siguiendo el mismo camino que en la ecuación (4.26).

[39] Ver la discusión en Foster y Ok (1999).

(4.35) $$T = \sum_i \frac{1}{N} h\left(\frac{1}{N}\right) - \sum_i s_i h(s_i)$$

Usando $h(p_i) = -\ln(p_i)$ y operando

(4.36) $$T = \frac{1}{N} \sum_i \frac{x_i}{\mu} \ln\left(\frac{x_i}{\mu}\right), \qquad T \in [0, \ln N]$$

A esta medida se la conoce como índice de Theil. Diferenciando y usando $dx_j = -dx_k > 0$

(4.37) $$dT = \frac{1}{N\mu}\left[\ln x_j - \ln x_k\right] dx_j$$

Esta ecuación muestra que el índice de Theil cumple con la propiedad de Dalton-Pigou, y que es sensible a las diferencias *proporcionales* de ingresos entre las personas involucradas en la transferencia. Esto atenúa el problema mencionado en el coeficiente de variación, pero no lo elimina, dada la forma de las distribuciones reales con colas superiores muy largas.

El Theil es en realidad un caso particular de una familia de indicadores de entropía. Es posible resumir esta familia en un *índice de entropía generalizado*

(4.38) $$E(c) = \frac{1}{N.c.(c-1)} \sum_i \left[\left(\frac{x_i}{\mu}\right)^c - 1\right] \quad \text{con} \quad c \neq 0,1$$

donde c es un parámetro distinto de 0 y 1. Se trata de una familia, ya que hay un índice de entropía por cada valor de c. Es posible mostrar que $E(c)$ converge al índice de Theil a medida que el parámetro c se acerca a 1; $E(c)$ converge al desvío medio logarítmico (DML) cuando c se acerca a 0, y $E(c)$ es igual a ½ del cuadrado del coeficiente de variación cuando c=2. Volveremos a los indicadores de entropía en este capítulo, pero antes veamos en el cuadro 4.4 algunos ejemplos concretos para una muestra de países de América Latina. Los resultados del cuadro revelan que, si bien a rasgos generales el ranking se mantiene, existen significativos reordenamientos al variar el valor de c; por ejemplo, la desigualdad en Panamá resulta máxima con $E(-1)$ e intermedia con el Theil o $E(2)$.

Cuadro 4.4
Índices de entropía
América Latina

País	año	E(-1)	Theil	E(2)
Brasil	2007	1.134	0.605	1.382
Costa Rica	2006	0.706	0.472	0.969
Rep. Dominicana	2006	0.705	0.563	1.430
Guatemala	2006	0.942	0.633	1.963
México	2006	0.935	0.504	1.148
Panamá	2006	1.286	0.574	1.079
Paraguay	2007	1.001	0.711	2.137
Peru	2006	0.684	0.479	0.990
Venezuela	2006	0.671	0.349	0.560

Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de las encuestas de hogares.
Nota: El índice de Theil es igual al valor de *E* cuando *c* converge a 1.

4.6. Índices basados en la teoría del bienestar: Atkinson

Como discutimos anteriormente, un indicador de desigualdad es una fórmula que otorga diferentes pesos a los cambios que se producen en distintos puntos de la distribución. De alguna forma, cada indicador tiene implícitos juicios de valor con los cuales analizar un conjunto de transferencias. En un famoso artículo, Atkinson (1970) propone hacer esos juicios explícitos. La idea de Atkinson es construir un índice lo suficientemente flexible para permitirle al analista elegir la estructura de ponderaciones que más se acerque a los juicios de valor con los que le gustaría analizar los cambios distributivos.

El índice de Atkinson se define como

(4.39) $$A = 1 - \frac{x^*}{\mu}$$

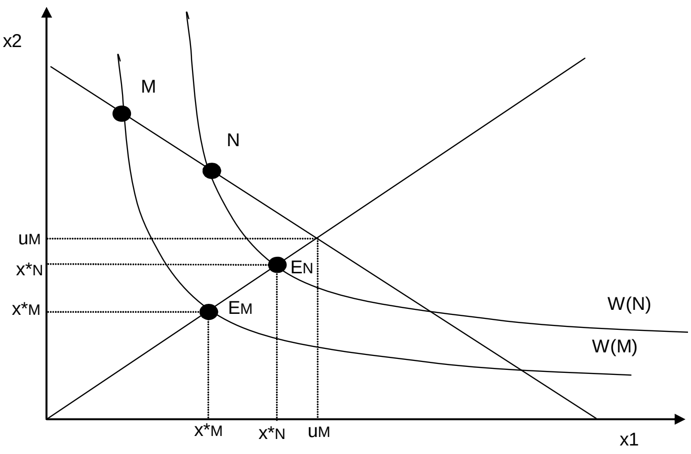
donde x^* es el "ingreso igualmente distribuido", definido como el valor del ingreso x tal que

(4.40) $$W(x_1,...,x_N) = W(x^*,...,x^*)$$

W es una función de bienestar social que refleja los juicios de valor de quien está realizando el análisis. Usualmente se asume que W es simétrica y cóncava. Nótese que x^* es el valor del ingreso tal que si es asignado a todos los individuos de la población por igual implica un bienestar social idéntico al resultante de la distribución real $(x_1,\ldots x_N)$.

Analicemos cómo funciona este indicador en un sencillo gráfico para una población de dos personas (figura 4.5). La distribución inicial está ilustrada en el punto M, en el que el ingreso de la persona 2 es superior a la persona 1. El ingreso medio de esta economía está dado por las coordenadas del punto donde se cruzan la recta de 45 grados con la recta de pendiente -1 que pasa por M. Por su parte, el ingreso igualmente distribuido x^* se encuentra en el punto en el que la curva de indiferencia social que pasa por *M* corta a la recta de 45 grados (punto E_M). Si las dos personas del ejemplo tuvieran el mismo ingreso x^*_M, el bienestar social sería semejante al correspondiente a la distribución inicial del ingreso *M*.

Figura 4.5
El índice de Atkinson



Ahora bien, nótese que si se produce una transferencia igualadora que mueve la distribución de M a N, el ingreso medio obviamente no cambia, pero el ingreso igualmente distribuido aumenta a x^*_N, generando una caída del índice de Atkinson, de acuerdo a lo esperable para un indicador de desigualdad.

Veamos analíticamente si el indicador de Atkinson cumple con la propiedad de Dalton-Pigou. Para ello implementemos el mismo ejercicio que en casos anteriores: simulemos una transferencia igualadora y veamos cómo reacciona el indicador. Asumiendo $dx_j=-dx_k>0$ y $x_j<x_k$,

(4.41) $$dA = -\frac{1}{\mu}\left[\frac{\partial x^*}{\partial x_j}dx_j + \frac{\partial x^*}{\partial x_k}dx_k\right] = -\frac{1}{\mu}\left[\frac{\partial x^*}{\partial x_j} - \frac{\partial x^*}{\partial x_k}\right]dx_j$$

De la definición de x^*,

(4.42) $$\frac{\partial W}{\partial x_j} = N.\frac{\partial W}{\partial x^*}.\frac{\partial x^*}{\partial x_j}$$

por lo que

(4.43) $$\frac{\partial x^*}{\partial x_j} = \frac{\partial W}{\partial x_j}\Big/ N.\frac{\partial W}{\partial x^*}$$

Reemplazando (4.43) en (4.41) y operando,

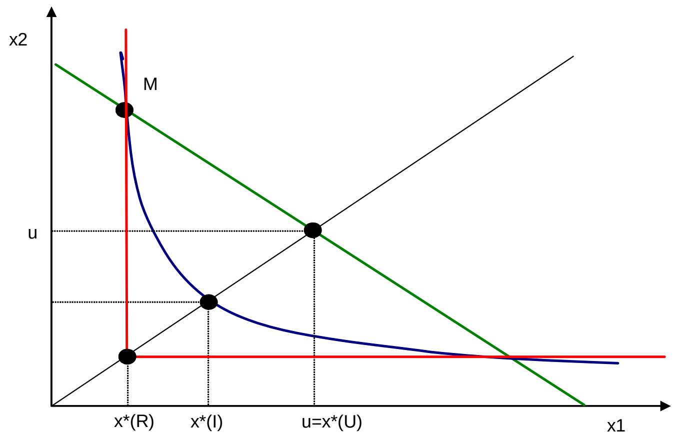
(4.44) $$dA = -\frac{1}{\mu N}.\frac{1}{\partial W/\partial x^*}\left[\frac{\partial W}{\partial x_j} - \frac{\partial W}{\partial x_k}\right]dx_j$$

El signo del cambio en el Atkinson depende del término entre corchetes. La derivada $\delta W/\delta x_i$ es la utilidad social marginal del ingreso, e indica cuánto aumenta el bienestar social si se asigna un peso adicional al individuo *i*. Si se asumen preferencias por la igualdad, y recordando que $x_j < x_k$, entonces un peso adicional en manos de *j* vale más que un peso adicional en manos de *k*, y el corchete entonces es positivo. Analíticamente, si *W* es cóncava la utilidad social marginal del ingreso es no creciente, lo que asegura que el término entre corchetes sea no negativo y que, por ende, *A* caiga o al menos permanezca igual ante una transferencia igualadora. En consecuencia, el índice de Atkinson cumple con la propiedad de Dalton-Pigou; lo hace de manera estricta si se asume una función estrictamente cóncava con utilidad social marginal siempre decreciente.

¿De qué depende la magnitud de la caída en *A* ante una transferencia igualadora? Como en casos anteriores depende negativamente del tamaño de la población *N* y del ingreso medio de la economía μ. Pero a diferencia de otros índices, el cambio en el Atkinson es función de la diferencia entre la utilidad social marginal del ingreso de las dos personas involucradas en la transferencia (el término entre corchetes). Intuitivamente, el Atkinson caerá más cuanto mayor sea la diferencia en la valuación social de un peso adicional en manos de cada una de esas dos personas. Esta diferencia naturalmente depende de la función evaluadora *W*, es decir, de los juicios de valor de quien lleva adelante el análisis.

El valor del índice de Atkinson depende de la función de bienestar propuesta. Veámoslo con un gráfico que ilustra una distribución *M* (figura 4.6). El ingreso igualmente distribuido asociado a *M* difiere de acuerdo a la forma de las curvas de indiferencia social correspondientes a cada función de bienestar. Si el evaluador fuera Rawlsiano, y por consiguiente las curvas de indiferencia social tuvieran forma de L, el ingreso igualmente distribuido estaría en x^*(R). En el otro extremo, para un utilitarista con curvas de indiferencia social rectas con pendiente -1 el ingreso igualmente distribuido x^*(U) coincide exactamente con el ingreso medio μ. Para un evaluador con preferencias sociales intermedias el valor es x^*(I). Dada una distribución cualquiera *M*, el índice de Atkinson *A* es siempre 0 para un utilitarista, y máximo (entre los resultantes para las posibles *W*) para un Rawlsiano. El rango de variación del índice de Atkinson *A* es entre 0 y 1. El mínimo de 0 se alcanza para cualquier función de bienestar si la distribución es igualitaria, o para una función utilitarista con cualquier distribución. El máximo de 1 se alcanza con una función Rawlsiana y una distribución en la que existen personas con ingreso nulo.

Figura 4.6
El índice de Atkinson con diferentes funciones de bienestar



El índice de Atkinson tiene una interpretación interesante: es la proporción del ingreso que el evaluador estaría dispuesto a sacrificar para alcanzar una distribución igualitaria. Si estuviera disponible alguna medida económica que igualara los ingresos (asumiendo que concebimos a la equidad como igualdad de ingresos), ¿cuánto estaría dispuesto a sacrificar del ingreso medio de la economía? Supongamos como ilustración que el índice de Atkinson de una distribución hipotética es 0.1 utilizando una determinada función evaluadora *W*. Eso significa que x^* es un 90% del valor de μ (recordemos que $A = 1 - x^*/\mu$), lo que implica que, siempre en función de esa *W*, se aprobaría una medida que iguale los ingresos en x^* al costo de reducir el ingreso medio a un 90% de su valor original, es decir resignando un 10% del ingreso de esa población. El índice de Atkinson (0.1) es entonces precisamente la máxima proporción del ingreso nacional que el evaluador acepta pagar como precio por alcanzar una distribución perfectamente igualitaria.

A la luz de esta interpretación, recordemos que para un utilitarista el índice de Atkinson es siempre 0: alguien indiferente a las cuestiones distributivas no está dispuesto a sacrificar nada en pos de una distribución más igualitaria. En el otro extremo un evaluador Rawlsiano es propenso a realizar mayores sacrificios en términos de ingreso nacional por alcanzar una distribución igualitaria.

Para implementar el índice de Atkinson en la práctica es necesario postular una función de bienestar *W*. Si bien en teoría hay plena libertad para hacerlo, en tanto ésta refleja las posiciones éticas de cada evaluador, en la práctica y siguiendo la sugerencia de Atkinson (1970) se utiliza una función sencilla de tipo CES (elasticidad de sustitución constante).[40]

$$W = \frac{1}{N}\sum_i \frac{x_i^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} \tag{4.45}$$

[40] La forma CES facilita los cálculos, pero implica un supuesto controversial sobre la sustituibilidad entre ingresos en distintos puntos de la distribución (constante). Ver una extensa discusión en Atkinson y Brandolini (2008).

con $\varepsilon \geq 0$ y $\varepsilon \neq 1$. Cuando $\varepsilon = 1$ la función es

(4.46) $$\ln W = \frac{1}{N}\sum_i \ln x_i$$

El parámetro ε regula el grado de concavidad de la función y, por consiguiente, el grado de convexidad de las curvas de indiferencia. En un extremo, cuando $\varepsilon = 0$, $W = \mu$, 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 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.

A ε se lo conoce comúnmente como el parámetro de "aversión a la desigualdad". El nombre no es totalmente satisfactorio. Cuanto mayor es ε más relevancia se le otorga a las transferencias en el extremo inferior de la distribución. Por ejemplo, un Rawlsiano aceptaría una combinación de una mínima transferencia de ingreso de personas pobres a personas muy pobres, junto con fuertes transferencias de personas pobres a ricas. Esta combinación posiblemente sería rechazada como inequitativa por otras personas con juicios menos extremos que los Rawlsianos, pero no por eso menos "aversas a la desigualdad".

Tomemos ahora la función CES propuesta en (4.45) para obtener el índice A. Para ello debe calcularse el valor de x^* a partir de la ecuación $W(x_1,\ldots x_N) = W(x^*,\ldots x^*)$.

(4.47) $$\frac{1}{N}\sum_i \frac{x_i^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} = \frac{1}{N}\sum_i \frac{x^{*1-\varepsilon}}{1-\varepsilon}$$

Despejando x^* y aplicándolo a la fórmula de A, resulta[41]

(4.48) $$A = 1 - \frac{\left[\frac{1}{N}\sum_i x_i^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}}{\mu} \quad , \varepsilon \geq 0,\ \varepsilon \neq 1$$

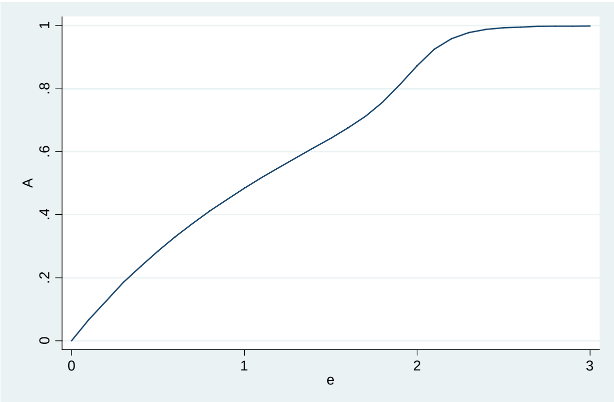
Como el resto de los indicadores, el Atkinson es una suma ponderada de los ingresos de las personas, pero a diferencia del resto, la forma de ponderar no está implícita en el índice sino que debe ser explicitada a través de la elección del parámetro ε.

De la fórmula anterior, nótese que cuando $\varepsilon = 0$, A se hace 0; mientras que si ε tiende a infinito A converge a $1\text{-}x_m/\mu$. En el primer caso ningún cambio alterará la evaluación de la desigualdad, mientras que en el segundo sólo lo hará un cambio en el ingreso relativo de la persona más pobre.

[41] Cuando $\varepsilon = 1$, A es igual a 1 menos el ratio de la media geométrica y aritmética.

La figura 4.7 muestra el índice de Atkinson de Colombia considerando valores alternativos de ε. Nótese cómo el valor de *A* converge rápidamente a medida que ε aumenta, por lo que en la práctica no es necesario elegir valores de ε muy altos, aún si se tienen juicios de valor Rawlsianos.

Figura 4.7
Índice de Atkinson, Colombia 2006



Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de la GEIH 2006.

En las aplicaciones empíricas los investigadores suelen tomar ε en el rango (0,2]. Algunos han tratado de inferir el valor de ε a partir de estimaciones de preferencias sociales implícitas en las estructuras tributarias (Stern, 1977) y otros a partir de evidencia experimental (Amiel, Creedy y Hurn, 1999), obteniendo en general valores en ese rango. El cuadro 4.5 presenta el índice de Atkinson para valores alternativos de ε para un conjunto de países latinoamericanos. Las comparaciones de índices de Atkinson entre países deben naturalmente hacerse manteniendo constante el valor de ε, es decir, dentro de una misma columna del cuadro.[42] Si bien el ordenamiento de países es aproximadamente el mismo, hay diferencias en el ranking de acuerdo al valor de ε. Por ejemplo, ordenados de menor a mayor desigualdad Paraguay está noveno (sobre nueve países) con ε=0.5, sexto con ε=1 y séptimo con ε=2.

Cuadro 4.5
Índices de Atkinson
América Latina

[42] El índice de Atkinson con valores altos de ε es muy sensible a los ingresos de la cola inferior de la distribución. Como vimos, con ε tendiendo a infinito el índice vale 1 toda vez que alguien tenga un ingreso cero. Como en la práctica eso muchas veces ocurre (por las razones discutidas en el apéndice III) se suelen eliminar los ingresos cero antes de iniciar el análisis. Aun sin llegar a ese extremo, la presencia de valores de *x* extremadamente bajos generan valores del índice muy altos si ε es alto.

País	año	A(0.5)	A(1)	A(2)
Brasil	2007	0.251	0.427	0.694
Costa Rica	2006	0.201	0.353	0.585
Rep. Dominicana	2006	0.226	0.378	0.585
Guatemala	2006	0.250	0.419	0.653
México	2006	0.210	0.364	0.652
Panamá	2006	0.250	0.443	0.720
Paraguay	2007	0.252	0.413	0.667
Peru	2006	0.203	0.355	0.578
Venezuela	2006	0.157	0.288	0.573

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

El índice de Atkinson y el de entropía guardan una estrecha relación, dada por la siguiente ecuación,

(4.49) $$A(\varepsilon) = 1 - \left[(\varepsilon^2 - \varepsilon)E(1-\varepsilon) + 1\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad \text{para } 0 < \varepsilon \neq 1$$

lo que sugiere una interpretación semejante para ε y 1-c. Nótese por ejemplo como es posible reproducir los valores de la columna A(2) en el cuadro 4.5 a partir de la columna de E(-1) en el cuadro 4.4, aplicando la ecuación anterior.

4.7. Otros índices flexibles

Acorde con la idea de Atkinson (1970) de construir índices flexibles, Yitzhaki (1983) propuso un coeficiente de Gini generalizado calculado como

(4.50) $$G(a) = 1 - a(a-1)\int_0^1 (1-p)^{a-2} L(p)dp, \quad a>1$$

Nótese que cuando a = 2, el Gini generalizado es el usual coeficiente de Gini, en el que las ordenadas de la curva de Lorenz $L(p)$ se suman de forma no ponderada. La elección de distintos valores de a permite considerar estructuras de ponderación distintas. Por ejemplo $a \rightarrow 1$ aproxima el caso utilitarista, mientras que $a \rightarrow \infty$ capta el caso Rawlsiano.

Kolm (1976) propone un índice de desigualdad absoluta flexible

(4.51) $$K = \frac{1}{\tau}\ln\left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} e^{\tau(\mu - x_i)}\right], \quad \tau > 0$$

donde el parámetro τ capta la "aversión a la desigualdad" y otorga flexibilidad al índice. Nótese que una transformación aditiva no modifica el valor del índice, pero sí lo hace un cambio de escala.

4.8. Los índices en acción: un ejemplo

El ejemplo presentado en el cuadro 4.6 busca reforzar la comprensión del funcionamiento de los índices de desigualdad. Por simplicidad, supongamos una población de 5 personas. La distribución A es la inicial en un determinado país.[43] Supongamos que hay un cambio de *A* a *B* por el que el individuo 3 pierde $20, el más pobre gana $15 y el más rico $5. Nótese las diferencias en la evaluación de ese cambio: el cociente de ingresos extremos, el Gini, algunos índices de entropía y todos los de Atkinson considerados reportan una caída en la desigualdad. En cambio, de acuerdo a la participación del quintil 5, el índice de Schutz y el coeficiente de variación, la desigualdad aumenta.

Cuadro 4.6
Ejemplo de índices de desigualdad

	A	B	C	D
1	27	42	35	29
2	58	58	58	58
3	91	71	71	71
4	149	149	149	149
5	475	480	487	493
promedio	160	160	160	160
Indicadores de desigualdad				
cociente q5/q1	17.6	11.4	13.9	17.0
share q5	0.59	0.60	0.61	0.62
Gini	0.494	0.484	0.498	0.510
Schutz	0.394	0.400	0.409	0.416
CV	1.14	1.15	1.17	1.20
Entropía				
E(0)	2.74	2.45	2.62	2.81
E(1) - Theil	0.435	0.430	0.452	0.473
E(2)	0.516	0.526	0.551	0.572
Atkinson				
A(0.5)	0.206	0.198	0.209	0.221
A(1)	0.374	0.348	0.369	0.391
A(2)	0.578	0.511	0.545	0.581
A(20)	0.816	0.714	0.762	0.803

Consideremos ahora el paso de *A* a *C* por el que la persona 3 pierde $20, el más pobre gana $8 y el más rico $12. La estructura de transferencias ahora está más desbalanceada a favor del rico, por lo que muchos indicadores reportan un aumento de la desigualdad entre *A* y *C*. Otros, sin embargo, evalúan el cambio como igualador: es el caso del cociente de ingresos, el índice de entropía con parámetro 0 y el Atkinson con parámetro 1 o superior.

Analicemos finalmente el paso de *A* a *D*: éste es un caso en el que de los $20 que pierde la persona 3, $18 van a la persona más rica y sólo $2 a la más pobre. Nótese que todos los indicadores evalúan este cambio como desigualador, salvo el cociente de ingresos extremos y el Atkinson con ε muy alto. Para un Rawlsiano el elemento central de la nueva distribución *D* es la ganancia del más pobre.

[43] Aunque el ejemplo es hipotético, la distribución inicial está tomada de la observada en Ecuador, 2007.

5. ROBUSTEZ Y SIGNIFICATIVIDAD

Supongamos que en un país el coeficiente de Gini ha caído un par de puntos entre dos momentos del tiempo. Antes de elogiar el desempeño distributivo de esta economía, es importante contestar tres preguntas metodológicas importantes: (i) ¿es robusto el resultado a cambios metodológicos, en particular a la elección de índices alternativos?, (ii) ¿es el cambio estadísticamente significativo?, (iii) ¿es el cambio cuantitativamente relevante en términos económicos? En esta sección estudiamos algunos instrumentos con los que abordar estas preguntas.

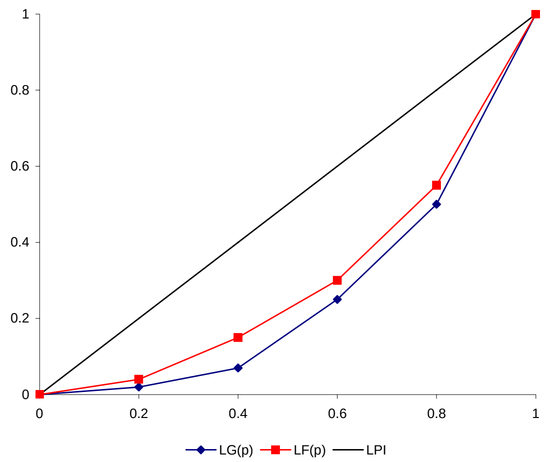
5.1. Robustez y dominancia de Lorenz

Como hemos visto en la sección anterior, índices diferentes pueden generar ordenamientos distintos de las distribuciones analizadas. Existe una condición que asegura coincidencia (robustez) en las evaluaciones cualitativas de desigualdad para un amplio conjunto de indicadores: la dominancia de Lorenz.

Una distribución *F* domina en sentido de Lorenz a una distribución *G* si la curva de Lorenz de *F* no está en ningún punto por debajo de la de *G* (figura 5.1). Formalmente,

$$F \succ_L G \ si \, L_F(p) \geq L_G(p) \ \forall p \in [0,1], \ L_F \neq L_G$$

Figura 5.1
Dominancia de Lorenz



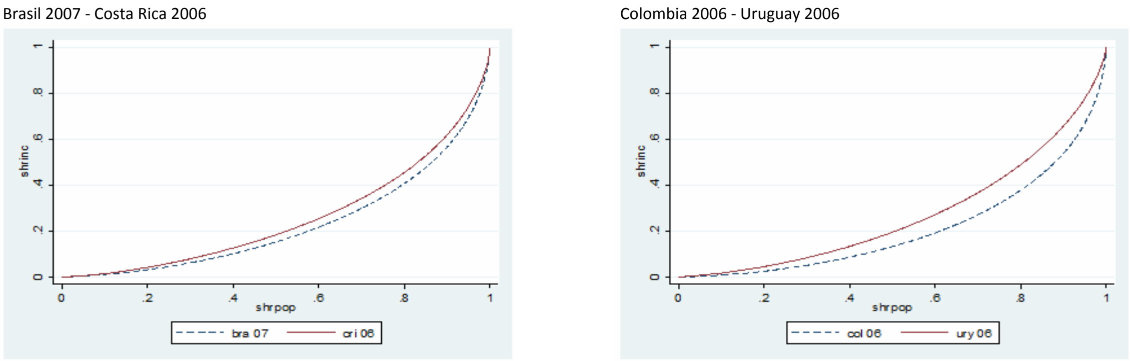
Es posible probar un teorema que indica que para todo indicador de desigualdad *I* que cumpla con la propiedad de Dalton-Pigou en sentido estricto, si $F \succ_L G \Rightarrow I(F) < I(G)$, donde *I*(*F*) indica el valor del indicador de desigualdad *I* aplicado a la distribución *F*.[44] El teorema es intuitivamente claro. Si *F* domina a *G* en sentido de Lorenz, es posible pasar de *G* a *F* a través de transferencias igualadoras.

[44] Puede consultarse la prueba en Lambert (2001).

Estos movimientos hacen caer al índice de desigualdad, siempre que éste cumpla con Dalton-Pigou, por lo que el índice de desigualdad de *F* será menor que el de *G*.

El teorema indica que si una curva de Lorenz está por encima de otra, los resultados cualitativos de las comparaciones de desigualdad van a coincidir entre todos los índices. Dominancia de Lorenz es entonces el criterio de robustez de las comparaciones de desigualdad ante cambios de indicadores. El teorema resulta muy útil para ordenar el análisis distributivo: si estamos interesados en comparar dos distribuciones en términos de desigualdad, lo ideal es chequear inicialmente dominancia de Lorenz. Si existe dominancia, el resultado de la comparación queda establecido, con independencia del índice utilizado. La magnitud del cambio en la desigualdad sí va a depender del indicador elegido, pero no el signo de la comparación. La figura 5.2 muestra un par de casos donde se cumple la dominancia de Lorenz. Todos los indicadores calculados confirman la menor desigualdad en la distribución Lorenz-dominante.

Figura 5.2
Dominancia de Lorenz



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

Existe un teorema que extiende el resultado anterior a comparaciones de bienestar. El teorema indica que para toda función de bienestar *W* creciente, simétrica y estrictamente cuasi-cóncava, si $\mu_F = \mu_G$ y $F \succ_L G \Rightarrow W(F) > W(G)$. Este teorema también es intuitivamente claro: si dos distribuciones tienen la misma media, pero la desigualdad es inequívocamente inferior en una, ésa será la distribución preferida por todo evaluador averso a la desigualdad. Este teorema es una extensión del inicialmente formulado por Atkinson (1970).

Teorema de Atkinson:

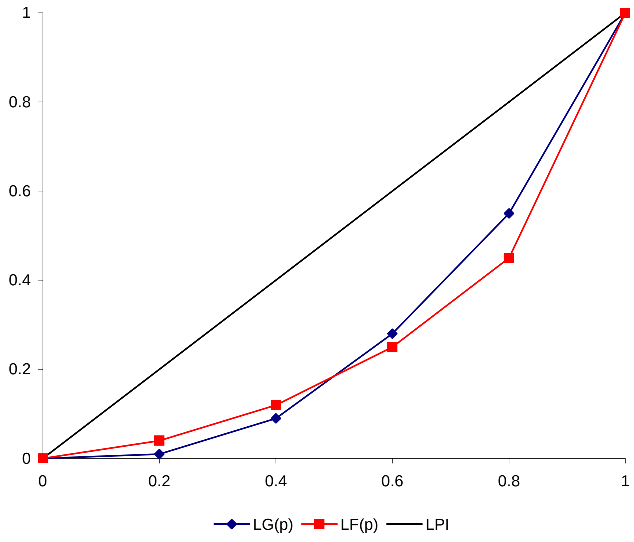
Si $\mu_F = \mu_G$ y $F \succ_L G \Rightarrow \int \alpha(x) f(x)dx > \int \alpha(x) g(x)dx \quad \forall \alpha(x)\ t.q.\ \alpha'(x) > 0\ ,\ \alpha''(x) < 0$

Si *F* es una distribución con idéntica media a *G*, pero menor desigualdad, será preferida por todo evaluador con una función de bienestar aditiva separable, simétrica y estrictamente cóncava. Esta función es un caso particular de la *W* cuasi-cóncava, por lo que el teorema de Atkinson es un caso particular del teorema anterior.

Atkinson (1970) nota la similitud formal del teorema con las elecciones bajo incertidumbre. Si F y G fueran las distribuciones de dos activos financieros distintos y $\alpha(.)$ una función de utilidad de Bernoulli sobre el ingreso, el teorema establecería que si los dos activos tienen el mismo ingreso medio, pero la dispersión en F es menor que en G, todo agente averso al riesgo prefiere el activo F. La aversión al riesgo toma el lugar de la aversión a la desigualdad en el caso del teorema original de Atkinson.

Todos los teoremas anteriores parten de que una distribución que domina en sentido de Lorenz a otra. ¿Por qué es importante que las curvas no se crucen? La figura 5.3 ilustra un caso hipotético de cruce de curvas de Lorenz. En la distribución F el 40% más pobre tiene una mayor participación en el ingreso nacional que en la distribución G, lo que induce a pensar que se trata de una distribución más igualitaria; conclusión que podría revertirse si advertimos que el 40% más rico en F acumula más ingreso que el grupo equivalente en G. De hecho, es posible pasar de F a G a través de combinaciones de transferencias igualadoras de los estratos medios a los más bajos y transferencias desigualadoras de los medios a los sectores más ricos. Como discutimos extensamente antes, éste es un caso ambiguo en el que la evaluación agregada del cambio dependerá de la estructura de ponderaciones dadas a cada transferencia, la cual depende de los juicios de valor del analista.[45]

Figura 5.3
Cruces de curvas de Lorenz



¿Cuán usual es encontrar en la práctica dominancia de Lorenz? El cuadro 5.1 compara las distribuciones de todos los países de América Latina para un año cercano a 2007. En el 51% de las 153 comparaciones posibles existe dominancia de Lorenz.

[45] Existe una literatura que busca introducir condiciones bajo las cuales es posible ordenar distribuciones con curvas de Lorenz que presentan intersecciones entre sí. El criterio más conocido es el de dominancia de Lorenz de segundo grado ascendente, que exige integrar las curvas desde el origen. Ver Aaberge (2008) para un resumen y propuestas.

Cuadro 5.1
Dominancia de Lorenz entre países

País	año	domina	dominada	cruces	total
Argentina	2006	8	2	7	17
Bolivia	2005	0	13	4	17
Brasil	2007	2	6	9	17
Chile	2006	5	1	11	17
Colombia	2006	0	11	6	17
Costa Rica	2006	8	2	7	17
República Dominicana	2006	4	1	12	17
Ecuador	2006	3	6	8	17
El Salvador	2005	1	3	13	17
Guatemala	2006	0	6	11	17
Honduras	2006	1	8	8	17
México	2006	6	2	9	17
Nicaragua	2005	1	3	13	17
Panamá	2006	2	5	10	17
Paraguay	2007	0	9	8	17
Perú	2006	9	1	7	17
Uruguay	2006	16	0	1	17
Venezuela	2006	13	0	4	17

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

5.2. Significatividad estadística

En la práctica, los indicadores de desigualdad son estimaciones puntuales calculadas sobre datos de una muestra de la población, lo cual genera el problema de la significatividad estadística discutido en el capítulo 2. La forma usual de abordar este problema consiste en acompañar a las estimaciones puntuales con alguna medida de su variabilidad muestral (su desvío estándar, por ejemplo), o reemplazar las estimaciones puntuales por intervalos. El problema de medir la variabilidad muestral para los índices de desigualdad es más delicado que para las medidas simples discutidas en capítulos anteriores, como el ingreso medio o la tasa de incidencia de la pobreza, dado que los índices de desigualdad son funciones relativamente complejas de los datos y no simples promedios.

Las fórmulas desarrolladas en este capítulo para los índices de desigualdad deben ser entendidas como estimadores que son consistentes para sus valores poblacionales en base a algún principio estadístico, como el método de momentos. En este marco analítico es posible mostrar que los estimadores son, además de consistentes, asintóticamente normales. Las fórmulas para las varianzas asintóticas son complejas y de uso infrecuente en la práctica. Referimos a Maasoumi (1997) para una discusión pormenorizada de este tema.

A la luz de la discusión del capítulo 2, las técnicas de remuestreo o *bootstrap* constituyen una alternativa adecuada para la cuantificación de la variabilidad muestral. El uso de versiones simples del *bootstrap* para el caso de las medidas de desigualdad se inicia con un trabajo de Mills y Zandvakili (1997), quienes documentan la conveniencia y simplicidad de esta aproximación.[46] Existen versiones más sofisticadas que permiten mejorar el desempeño del *bootstrap* simple. En el caso del índice de Theil, Davidson y Flachaire (2007) sugieren que el *bootstrap* simple puede tener problemas si la distribución del ingreso presenta "colas pesadas", es decir, si la probabilidad de que ocurran valores extremos (en particular, valores altos) es relativamente elevada.[47] Más concretamente, si los ingresos fuesen mejor representados por distribuciones de colas pesadas como las de Pareto o Singh-Maddala, en vez de distribuciones como la log normal de "colas livianas", el *bootstrap* simple pierde confiabilidad. Estos autores proponen reemplazar el *bootstrap* simple por un procedimiento donde se remuestrean m en vez de las n observaciones originales, con $m<n$.[48] Para el caso del coeficiente de Gini, los resultados de Davidson (2009) también sugieren que la performance del *bootstrap* simple es relativamente buena, a menos que las distribuciones subyacentes tengan colas muy pesadas. Adicionalmente, Davidson (2009) deriva una fórmula simplificada para la varianza asintótica, la cual además puede ser utilizada para mejorar el *bootstrap* simple, en base a un procedimiento basado en percentiles de estadísticos t.

Los resultados del *bootstrap* simple son mejorables, pero en base a métodos sofísticados de compleja implementación práctica, lo que genera un *trade-off* entre confiabilidad estadística y simplicidad computacional. Existen propuestas que desde un punto de vista puramente estadístico son superiores, pero que en la práctica son relegadas ya que resultan más difíciles de implementar y/o comunicar. Davidson (2009) presenta una visión clara de estas alternativas en el contexto del problema de inferencia para el coeficiente de Gini.[49]

La figura 5.4 muestra estimaciones puntuales del coeficiente de Gini de la distribución del ingreso per cápita familiar en Brasil y México, junto con sus intervalos de confianza al 95% computados en base a un *bootstrap* simple con 200 repeticiones. A modo de ejemplo, el Gini de Brasil se redujo de 59.3 a 59.2 entre 1997 y 1998. Si bien la estimación puntual cae, los intervalos de confianza (al 95% de confiabilidad) se superponen: [59.2, 59.6] para 1997 y [59.0, 59.5] para 1998. Esta superposición sugiere aceptar la hipótesis nula de ausencia de variaciones en la desigualdad. En cambio, la estimación puntual para 1999 es 58.6 y su intervalo [58.4, 58.8], lo que permite aseverar

---

[46] Sosa Escudero y Gasparini (2000) presentan una aplicación de estos métodos para el caso de la desigualdad en Argentina.

[47] Esta es la razón por la cual el *bootstrap* es más confiable para el problema de la medición de la pobreza que para la desigualdad. La primera usa relativamente poca (si alguna) información de la cola derecha de la distribución del ingreso, cuyos valores extremos son los que afectan la performance del *bootstrap*.

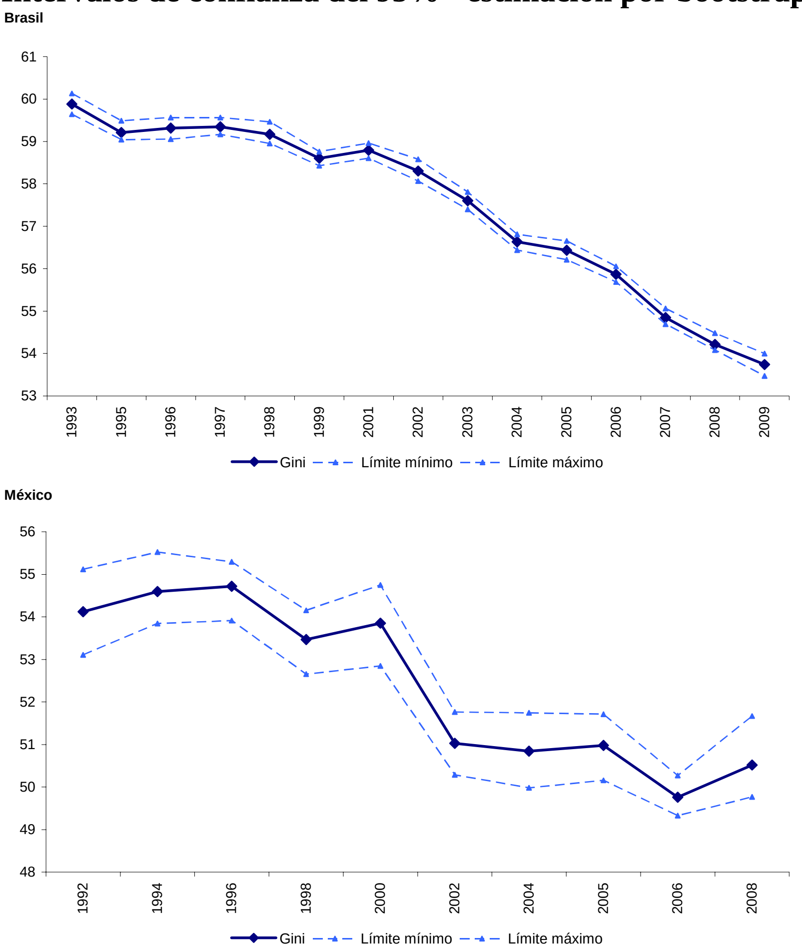
[48] Ver Davidson y Flachaire (2007) para más detalles y para un procedimiento simple para elegir el valor de m.

[49] Este *trade-off* no es propio del problema de este capítulo, sino en general de la práctica económica, que muchas veces prefiere sacrificar optimalidad estadística en pos de simplicidad o comunicabilidad. Al respecto, e irónicamente, Peter Kennedy (2008, pp. 68) menciona que *"…los econometristas teóricos trabajan arduamente para diseñar tests sofisticados, con alta potencia, pero, como señala McAleer (1994), un test que nadie usa tiene potencia nula, sugiriendo que los procedimientos tienen que ser sencillos para que esta ganancia en potencia se efectivice en la práctica"*.

con gran confiabilidad que en Brasil la desigualdad de ese año (medida por el Gini) fue inferior a la de los años anteriores.

Dado el menor número de observaciones en la encuesta de hogares, en México los intervalos de confianza son más anchos (más de un punto y medio del Gini frente a medio punto en promedio en el caso de Brasil). El Gini estimado en ese país en 2008 fue inferior al de 2002, pero la diferencia no es estadísticamente significativa. En cambio, la diferencia con cualquiera de los años de la década de 1990 sí es lo suficientemente grande como para reportar con confianza una caída de la desigualdad entre las dos décadas en México.

Figura 5.4
Coeficientes de Gini de la distribución del ingreso per cápita familiar
Intervalos de confianza del 95% - estimación por bootstrap simple



Fuente: elaboración propia sobre la base de SEDLAC.

5.3. Significatividad económica

Aun cuando el cambio en un indicador de desigualdad sea estadísticamente significativo, queda por evaluar si se trata de un cambio *económicamente* significativo. ¿Es el cambio observado en el Gini de un país determinado "grande"? La pregunta es ambigua y las respuestas lo son más. La magnitud de un cambio distributivo puede evaluarse en función de la historia pasada del país, en función de la experiencia de otras economías, en base a su impacto sobre medidas del bienestar social, o sobre otras variables. La evaluación de la relevancia de un cambio también dependerá de los juicios de valor del analista.

La práctica en el análisis distributivo ayuda a formarse una idea de cuándo se trata de cambios económicamente relevantes. Por ejemplo, como se mencionó anteriormente, el cambio de un par de puntos en el Gini en un período corto (por ejemplo, de 48 a 50) es indicio de un cambio distributivo económicamente considerable. Si dividimos el período 1992-2006 en tres sub-períodos y computamos para cada uno el valor absoluto del cambio en el Gini en cada país latinoamericano, encontramos que el promedio es 2 y la mediana 1.7.

Otra posibilidad para evaluar la relevancia económica del cambio en la desigualdad es simular el impacto de ese cambio sobre la pobreza o el bienestar agregado, asumiendo que el crecimiento económico es nulo. Por ejemplo, entre 2003 y 2006 en Chile el coeficiente de Gini de la distribución del ingreso per cápita familiar se redujo 3 puntos (de 54.8 a 51.8). Si el ingreso medio no hubiera variado en ese período, la tasa de pobreza medida con la línea oficial moderada chilena habría caído en alrededor de 3 puntos, lo cual parece un cambio económicamente relevante. El capítulo 8 trata extensamente la relación entre pobreza, desigualdad y crecimiento, y desarrolla instrumentos para realizar simulaciones como la propuesta.

6. DESCOMPOSICIONES

Uno de los instrumentos más utilizados para el análisis de la desigualdad es el de las *descomposiciones*. En esta sección presentamos dos tipos de descomposiciones sencillas – por grupo y por componente – que resultan útiles para caracterizar el nivel y los cambios en la desigualdad.

6.1. Descomposiciones por grupo

Supongamos que nos interesa caracterizar la desigualdad de ingresos y que dividimos a las personas en grupos, por ejemplo, según la región en la que habitan. Comencemos por un punto simple pero importante: a diferencia de la pobreza, la desigualdad en un agregado no es simplemente alguna suma o promedio ponderado de las desigualdades en cada grupo. Supóngase que todos los habitantes de la región *A* tienen un ingreso de 10, mientras que en *B* todos gozan de un ingreso de 200. La desigualdad en cada región es nula y, por ende, también es nula cualquier suma o promedio de las dos desigualdades regionales, pero es claro que la desigualdad en el país es significativa, ya que las disparidades de ingreso *entre regiones* son considerables.

Las descomposiciones por grupo buscan mensurar la proporción de la desigualdad total en una población proveniente de (i) ingresos medios distintos entre grupos e (ii) ingresos desiguales al interior de cada grupo. Para varios propósitos esta partición resulta relevante. Si, por ejemplo, el componente inter-regional de la descomposición fuera el que predomina, un estudio de la desigualdad agregada en el país debería prestar particular atención a las razones de las diferencias regionales de ingreso, más que a las disparidades internas en cada región.

El primer paso en toda descomposición por grupo es asignar a cada individuo *i* a un grupo *g* (y sólo a un grupo). La(s) variable(s) que determinan la asignación entre grupos deben ser escogidas entre los factores asociados a la diversidad de ingresos, como la ubicación geográfica, el nivel educativo o la pertenencia étnica. Descomponer un índice de desigualdad *I* es expresarlo como una función de (i) la desigualdad entre los ingresos medios de cada grupo *g* y (ii) un promedio ponderado de las desigualdades dentro de cada grupo *g*. El primer factor es llamado desigualdad intergrupal (*between inequality*) y el segundo es la desigualdad intragrupal (*within inequality*).

Una propiedad natural que se le exige a un índice de desigualdad *I* es ser *consistente ante las descomposiciones por grupos*: si entre dos distribuciones la desigualdad en cada grupo medida por el índice *I* no decrece y la desigualdad entre grupos tampoco cae, la desigualdad agregada medida por *I* no puede disminuir.

Existen algunos indicadores que no cumplen con esta propiedad. El caso del coeficiente de Gini es el más conocido. El cuadro 6.1 propone un ejemplo, suponiendo seis personas en un país agrupadas en dos regiones: Norte y Sur.

Cuadro 6.1
Ejemplo de inconsistencia ante descomposiciones del Gini

	t1	t2	Cambio
Región Norte			
a	180	180	0
b	210	190	-20
c	240	290	50
Media	210	220	10
Región Sur			
d	80	40	-40
e	100	170	70
f	390	360	-30
Media	190	190	0

Entre t_1 y t_2 el coeficiente de Gini registra un aumento tanto en el Norte del país (de 0.063 a 0.111) como en el Sur (de 0.363 a 0.374), a la vez que registra una suba en la desigualdad entre regiones (nótese que sólo aumenta el ingreso medio en la región más rica). Sin embargo, la desigualdad total según el Gini cae (de 0.278 a 0.267). La clave de la inconsistencia está en el patrón de transferencias de la región Sur. Entre t_1 y t_2 se ha producido una transferencia desigualadora de $40 (desde la persona *d* a la persona *e*) y una igualadora de $30 (desde *f* hacia *e*). El Gini del Sur aumenta ya que la transferencia desigualadora es mayor y la ponderación que el Gini otorga a las dos transferencias es idéntica, ya que ambas involucran personas cuya diferencia en el ranking de ingresos en el Sur es la misma (1 lugar). Al extender la evaluación al total del país, la distancia en el ranking nacional entre *d* y *e* se mantiene mientras que la distancia entre *f* y *e* aumenta (de 1 lugar a 4 lugares), lo que incrementa la ponderación de la transferencia igualadora entre esas dos personas. El cambio en la ponderación de esta transferencia termina afectando fuertemente la evaluación final de la desigualdad agregada que hace el Gini. Nótese que la inconsistencia que genera el Gini se produce cuando existen superposiciones entre las distribuciones de cada grupo, como en el ejemplo.

Es posible probar el siguiente teorema que caracteriza el conjunto de índices que cumplen con la consistencia ante descomposiciones: cualquier medida de desigualdad que satisfaga simultáneamente las propiedades de (i) Dalton-Pigou, (ii) invarianza a la escala, (iii) invarianza a las réplicas y (iv) consistencia frente a descomposiciones debe expresarse como

(6.1) $$E(c) = \frac{1}{N.c.(c-1)} \sum_i \left[\left(\frac{x_i}{\mu} \right)^c - 1 \right] \quad \text{con } c \neq 0,1$$

ó como una transformación ordinalmente equivalente *J*(*E*(*c*)). *E*(*c*) es el índice de entropía generalizado presentado anteriormente. Existen indicadores que pueden escribirse como transformaciones monótonas crecientes de este índice y, por lo tanto, son parte de la familia de medidas que cumplen las tres propiedades básicas más la consistencia ante descomposiciones. El índice de Atkinson, por ejemplo, tiene una estrecha relación con el de entropía (ver ecuación 4.47) y cumple con el teorema. En cambio, otros índices como el coeficiente de Gini no pueden escribirse como función del indicador de entropía, por lo que el teorema sugiere que no cumple al menos una de las cuatro propiedades enunciadas en la premisa. De hecho, acabamos de mostrar que el Gini no cumple con la consistencia ante descomposiciones.

El índice de entropía generalizado no sólo cumple con el teorema sino que, a diferencia de otros indicadores (como el Atkinson), admite una descomposición muy conveniente: la simple suma de dos términos (i) la desigualdad entre grupos, $E_B(c)$, y (ii) un promedio ponderado de la desigualdad dentro de cada grupo, $E_W(c)$.

(6.2) $$E(c) = E_B(c) + E_W(c)$$

donde la desigualdad intergrupal es

(6.3) $$E_B(c) = \frac{1}{c.(c-1)} \left[\sum_j \left(\left(\frac{\mu_j}{\mu} \right)^c - 1 \right) f_j \right]$$

siendo f_j la participación del grupo *j* en la población. La desigualdad intragrupal es un agregado de la desigualdad al interior de cada grupo *g*. Formalmente,

(6.4) $$E_W(c) = \sum_j E_j(c) \varpi_j$$

Para que la descomposición sea la simple suma de $E_B(c)$ y $E_W(c)$ los ponderadores deben ser

(6.5) $$\varpi_j = h_j^c f_j^{1-c}$$

donde h_j es la participación del grupo j en el ingreso total. Nótese que ϖ es la media geométrica de las dos participaciones f y h con ponderador c. Sólo en los casos especiales que c sea 0 o 1, los ponderadores suman 1. De hecho, las descomposiciones por grupo más populares son las que se realizan con el índice de Theil, que coincide con E, con c tendiendo a 1.

El cuadro 6.2 toma la distribución de los ingresos laborales para la población empleada de varios países de América Latina e implementa una descomposición del índice de Theil dividiendo a la población en 6 grupos educativos. En promedio, alrededor del 25% de la desigualdad laboral total corresponde a diferencias entre niveles educativos, mientras que el restante 75% corresponde a desigualdad interna a cada grupo.

Cuadro 6.2
Descomposición del índice de Theil de los ingresos laborales
Descomposición por grupo educativo

		Theil			Participaciones		
País	año	Inter	Intra	Total	Inter	Intra	Total
Bolivia	2005	0.143	0.479	0.622	23.0	77.0	100.0
Colombia	2006	0.192	0.402	0.594	32.3	67.7	100.0
Costa Rica	2006	0.126	0.284	0.410	30.8	69.2	100.0
Ecuador	2006	0.175	0.444	0.619	28.3	71.7	100.0
El Salvador	2005	0.095	0.330	0.425	22.3	77.7	100.0
Guatemala	2006	0.157	0.508	0.666	23.6	76.4	100.0
México	2006	0.162	0.358	0.520	31.1	68.9	100.0
Perú	2006	0.123	0.405	0.528	23.3	76.7	100.0
Uruguay	2006	0.115	0.366	0.481	23.8	76.2	100.0
Venezuela	2006	0.054	0.235	0.289	18.6	81.4	100.0

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

Dado que el Gini es el indicador de desigualdad más difundido algunos autores han estudiado sus propiedades ante descomposiciones. En el caso que haya superposición en el soporte de las distribuciones de los grupos g el Gini puede escribirse como

(6.6) $$G = \sum_j f_j h_j G_j + G_B + R$$

donde G_B es el Gini entre grupos y R un residuo que depende del grado de superposición entre las distribuciones.[50] El cuadro 6.3 muestra los resultados de aplicar una descomposición del Gini de la distribución del ingreso per cápita familiar por regiones. En promedio el componente inter-regional es semejante al intra-regional,

[50] Ver Pyatt (1976), Lambert (2001), Dagum (1997) y Mussard y Richard (2008) para interpretaciones del residuo y propuestas sobre la descomposición del Gini.

aunque existe una marcada heterogeneidad entre países. En Bolivia, Guatemala y Perú las diferencias inter-regionales determinan buena parte de la desigualdad global, mientras que en Chile, Costa Rica, Panamá y Uruguay las diferencias al interior de cada región son más determinantes. El residuo de la descomposición resulta relevante en todos los casos, lo cual es señal de fuerte superposición de ingresos entre regiones.

Cuadro 6.3
Descomposición por grupo del coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar
Descomposición por regiones

País	año	Inter	Intra	Residuo	Gini
Bolivia	2005	0.179	0.116	0.288	0.583
Brasil	2007	0.143	0.157	0.248	0.548
Chile	2006	0.097	0.130	0.291	0.518
Costa Rica	2006	0.092	0.237	0.163	0.492
Guatemala	2006	0.257	0.160	0.127	0.544
Nicaragua	2005	0.153	0.134	0.236	0.523
Panamá	2006	0.121	0.254	0.158	0.533
Perú	2006	0.253	0.091	0.151	0.496
Uruguay	2006	0.115	0.201	0.143	0.460
Venezuela	2006	0.086	0.070	0.278	0.435

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

6.2. Descomposición por componente o fuente

En la sección anterior dividimos a la población en grupos y evaluamos diferencias en el ingreso. En esta sección, en cambio, trabajamos con toda la población sin desagregar pero dividimos el ingreso de cada persona en montos provenientes de diferentes componentes o fuentes; por ejemplo, ingresos provenientes del trabajo asalariado formal, informal, del trabajo por cuenta propia, ingresos de capital, subsidios estatales, etc. Sea entonces

(6.7) $$x = \sum_{k=1}^{K} x_k$$

donde *k* indexa a las distintas fuentes de ingreso. A diferencia de la descomposición por grupos, el Gini sí se puede descomponer de manera consistente por fuentes de ingresos. Recordemos de la ecuación (4.13) que el Gini puede escribirse en función de la covarianza del ingreso y su rango, $G(x) = 2cov(x,F(x))/\mu$. A partir de esa expresión, Lerman y Yitzhaki (1985) proponen la siguiente descomposición

(6.8) $$G(x) = \sum_{k=1}^{K} \left[\frac{\text{cov}(x_k, F(x))}{\text{cov}(x_k, F(x_k))}\right]\left[\frac{2\,\text{cov}(x_k, F(x_k))}{\mu_k}\right]\frac{\mu_k}{\mu}$$

que se resume a

(6.9) $$G(x) = \sum_{k=1}^{K} R_k . G(x_k) . s_k$$

donde $G(x_k)$ es el Gini del ingreso de la fuente k, $s_k = \mu_k / \mu$ es la participación de la fuente k en el ingreso total, y

(6.10) $$R_k = \frac{\mathrm{cov}(x_k, F(x))}{\mathrm{cov}(x_k, F(x_k))}$$

es la llamada correlación-Gini entre el ingreso de la fuente k y el ingreso total. El denominador de esta expresión es la covarianza entre el ingreso individual en la fuente k y la posición de la persona en la distribución de esa variable, por lo que se trata de un valor positivo. El numerador en (6.10) es la covarianza entre el ingreso de la persona en la fuente k y su posición en la distribución del ingreso total. Esta covarianza no necesariamente es positiva. Un ejemplo de covarianza negativa es el de ingresos provenientes de un programa social muy focalizado que entrega montos decrecientes en el ingreso per cápita de la persona.

Volvamos a la expresión de la descomposición del Gini (6.9). El aporte de cada fuente k a la desigualdad total depende del grado de desigualdad en el ingreso de esa fuente $G(x_k)$, de la relevancia de la fuente en el ingreso total s_k, y del grado de correlación-Gini R_k: ciertas fuentes con correlación negativa, de hecho, contribuyen a una reducción de la desigualdad global.

Supóngase que se multiplica el ingreso de una fuente k por $(1+e_k)$ con e_k arbitrariamente pequeño. En este caso Stark, Taylor y Yitzhaki (1986) muestran que

(6.11) $$\frac{\partial G(x)}{\partial e_k} = s_k (R_k . G(x_k) - G(x))$$

En términos de elasticidades,

(6.12) $$\frac{\partial G(x)}{\partial e_k} \frac{1}{G(x)} = s_k (\eta_k - 1)$$

donde η es la elasticidad-Gini de la fuente de ingreso k definida como

(6.13) $$\eta_k = \frac{R_k . G_k}{G}$$

De (6.12), si η>1, un incremento en los ingresos de la fuente k se traduce en un aumento de la desigualdad, medida por el Gini.

Medina y Galván (2008) realizan una descomposición del coeficiente de Gini por fuentes de ingreso en los países de la región y encuentran que los ingresos laborales dan cuenta de más del 70% de la desigualdad total en todos los países de América Latina. La contribución de los ingresos del capital es relativamente pequeña (5% en promedio en 2005, según ese estudio), dado que a pesar de tratarse de una fuente con alta desigualdad, su importancia relativa es menor, en parte como consecuencia de los problemas de captación de este tipo de ingresos en las encuestas de hogares. El cuadro 6.4 reproduce las elasticidades Gini para cuatro fuentes en que se divide el ingreso de los hogares. Las elasticidades resultan cercanas a 1 para los ingresos laborales, en varios casos inferiores a 1 para las transferencias, y en general significativamente superiores a 1 en el caso del capital.

Cuadro 6.4
Elasticidad-Gini de fuentes de ingreso

	Ingreso laboral	Transferencias	Capital	Alquiler imputado
Argentina	0.99	0.54	1.82	0.99
Bolivia	0.95	1.11	1.44	1.16
Brasil	1.00	1.97	0.91	-
Chile	1.02	0.84	1.52	0.65
Colombia	0.96	2.22	1.28	-
Costa Rica	0.98	1.03	1.63	1.03
Ecuador	0.97	0.98	1.60	-
El Salvador	1.02	0.90	1.50	-
Guatemala	1.04	0.96	1.58	-
Honduras	0.96	1.10	1.41	0.99
México	1.02	1.58	1.67	0.94
Nicaragua	1.01	0.76	1.36	-
Panamá	0.99	1.01	1.36	1.00
Paraguay	0.99	1.04	1.61	0.79
Rep. Dominica	1.00	0.53	1.57	1.02
Uruguay	0.97	1.40	1.99	0.89
Venezuela	0.97	0.82	1.64	0.99

Fuente: Medina y Galván (2008) sobre la base de datos de CEPAL, año 2005.

7. ALGUNOS ASPECTOS PRÁCTICOS

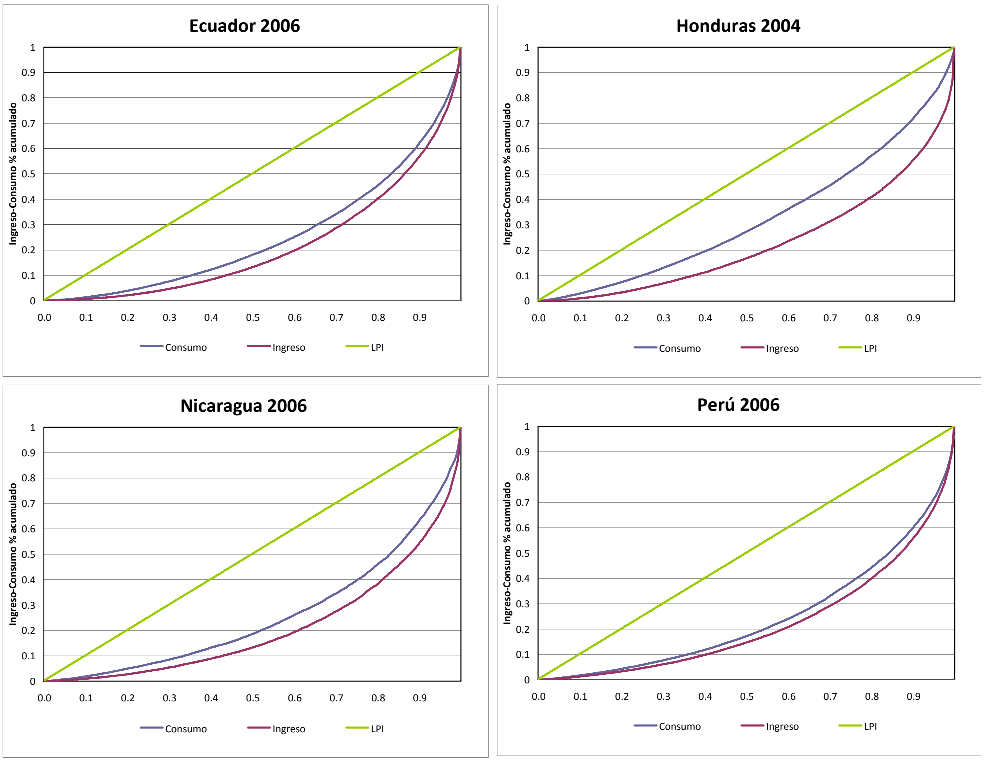
La implementación de las medidas de desigualdad está plagada de problemas prácticos, en buena parte originados en la definición y cómputo de la variable de interés, un tema extensamente discutido en el capítulo 3. Esta sección ilustra cuatro de los más relevantes: la elección ingreso-consumo, el ajuste por factores demográficos, el problema de la subdeclaración y la ausencia de personas muy ricas en las encuestas. El lector interesado en cuestiones de implementación puede continuar el estudio de temas prácticos en el Apéndice III, donde se tratan los problemas ocasionados por la no respuesta, los errores de medición, los valores cero y extremos, y los ajustes de precios.

7.1. Ingreso y consumo

Como se discutió extensamente en el capítulo 3, la variabilidad temporal del ingreso y el consumo son diferentes, lo cual implica en la práctica diferencias significativas en la desigualdad computada con una u otra variable. En particular, las encuestas de hogares de América Latina típicamente captan las variables monetarias como flujos mensuales, lo que provoca que las estimaciones de desigualdad de ingresos sean mayores a las de consumo. La figura 7.1 atestigua la dominancia de Lorenz de la distribución del consumo sobre la del ingreso per cápita familiar en algunos países de América Latina.

Figura 7.1

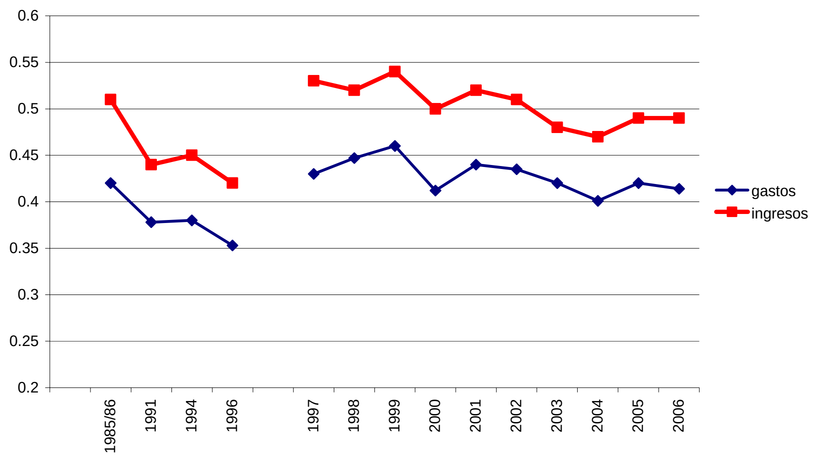
Curvas de Lorenz
Distribuciones del consumo y el ingreso per cápita familiar



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

A menudo el análisis se focaliza en los patrones temporales más que en los niveles de desigualdad. En este caso, las evaluaciones suelen no diferir sustancialmente cuando se monitorean las disparidades económicas con el ingreso o el consumo. La figura 7.2, tomada de Jaramillo y Saavedra (2009), sugiere una evolución semejante de la desigualdad en Perú ya sea que se la mida sobre la distribución del ingreso o del gasto per cápita familiar (el coeficiente de correlación es 0.96). En un reciente trabajo, Aguiar y Bils (2011) construyen dos medidas cuidadosas de los gastos de consumo en Estados Unidos y encuentran que la desigualdad del consumo sigue el mismo patrón que la desigualdad de ingresos con ambas medidas.

Figura 7.2
Coeficientes de Gini
Distribuciones del gasto y del ingreso per cápita familiar
Perú



Fuente: Jaramillo y Saavedra (2009).
Nota: Estimaciones de 1985/6, 1991, 1994 y 1996 en base a la ENNIV. Estimaciones desde 1997 en base a la ENAHO.

A la hora de realizar comparaciones de desigualdad entre países es conveniente evitar incluir estimaciones provenientes de las distribuciones del ingreso y el consumo en el mismo análisis. Si se lo hace, debe al menos practicarse algún ajuste que capte las diferencias promedio entre las dos estimaciones. Por ejemplo, es típico en regresiones que involucran variables distributivas incorporar alguna variable binaria que indique la variable de bienestar usada para el cálculo (ingreso o consumo). A su vez, si el estudio se concentra en la distribución del ingreso en varios países o años, es necesario asegurarse que el período de reporte sea semejante. Las estimaciones de desigualdad son inferiores si, por ejemplo, las personas reportan sus ingresos semestrales en lugar de mensuales. El cuadro 7.1 documenta este hecho para el caso de México, donde la encuesta releva información mensual y semestral. En el caso mexicano los resultados van en la dirección esperada (mayor desigualdad en la estimación mensual), aunque las diferencias no son estadísticamente significativas.

Cuadro 7.1
Indicadores de desigualdad calculados sobre la distribución del ingreso mensual y semestral México

	Semestral	Mensual
Gini	0.481	0.482
Theil	0.490	0.499
CV	2.311	2.327
A(.5)	0.195	0.198
A(1)	0.331	0.339
A(2)	0.522	0.586
E(0)	0.402	0.414
E(2)	2.671	2.709

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

Una alternativa al ingreso o consumo como variable de interés distributiva es la riqueza. Si bien es difícil argumentar a favor de la riqueza como indicador de bienestar individual, su estudio se justifica ya que constituye un medio para suavizar consumo (ver capítulo 3). La desigualdad en la distribución de la riqueza monetaria es usualmente mayor que la desigualdad del ingreso. Las estimaciones de desigualdad en la riqueza no son usuales, dada la escasez de información. Champernowne y Cowell (1998) reportan que en el Reino Unido la distribución de la riqueza medible (aquellos activos transables en el mercado y captados por la autoridad impositiva) es claramente más desigual que la distribución del ingreso. Davies *et al.* (2008) encuentran que la distribución de la riqueza está más concentrada que el ingreso, tanto a nivel individual como nacional.

Las estimaciones de la desigualdad en la distribución de algún componente de la riqueza, como la dotación de tierra, son más comunes. Deininger y Olinto (2002), por ejemplo, estiman la desigualdad en la distribución de tierras agrícolas con datos del Censo Mundial de Agricultura de la FAO y encuentran que es superior a la desigualdad en la distribución del ingreso. Jaramillo y Saavedra (2009) reportan que de acuerdo a los censos agropecuarios nacionales, el Gini de la distribución de la tierra en Perú habría caído desde 0.94 en 1961 a 0.61 en 1994, un valor que es aun superior al Gini de la distribución del ingreso.

7.2. Ajustes demográficos

Como discutimos extensamente en el capítulo 3, el nivel de vida de una persona está afectado por la conformación del hogar en el que vive. Una alternativa sencilla para tener en cuenta estos factores demográficos es definir un ingreso equivalente

(7.1) $$x_{ih} = \frac{Y_h}{(M_h + \alpha C_h)^{\theta}} \quad \forall i \in h$$

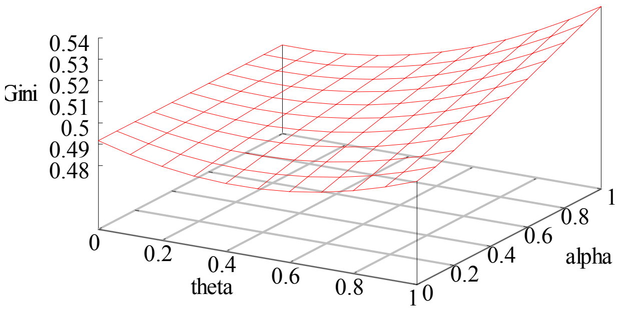
donde Y_h es el ingreso del hogar, M_h es el número de adultos y C_h el número de niños. El parámetro $\alpha \in [0,1]$ indica la proporción en la que cada niño equivale a un adulto, mientras que el parámetro $\theta \in [0,1]$ regula la intensidad de las economías de escala internas al hogar.

La figura 7.3 muestra el coeficiente de Gini de la distribución del ingreso familiar ante ajustes demográficos alternativos para Ecuador 2006. La evaluación de la desigualdad crece monótonamente a medida que aumenta el valor de α. Dado que las familias más pobres suelen tener muchos niños, el aumento del peso de los niños en la conformación familiar castiga particularmente a estos hogares, por lo que la desigualdad se incrementa. Algo semejante sucede al reducir la relevancia dada a las economías de escala internas al hogar (θ acercándose a 1).[51]

Figura 7.3

[51] El impacto del cambio en θ, de hecho, es inicialmente levemente decreciente. Coulter, Cowell y Jenkins (1992) discuten las razones detrás de esta forma de U invertida.

Coeficiente de Gini para ajustes demográficos alternativos
Ecuador, 2006



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

7.3. Subdeclaración

Las personas tienden a sub-declarar sus niveles de consumo e ingreso en las encuestas de hogares.[52] Este comportamiento no sería un problema para la evaluación de la desigualdad si el grado de subdeclaración fuera proporcional al verdadero ingreso, ya que en este caso las medidas de desigualdad invariantes a la escala no se verían afectadas. Sin embargo, en la práctica difícilmente éste sea el caso. Se afirma que el ingreso no declarado como proporción del ingreso real es menor en el centro de la distribución y mayor en sus extremos. Las razones son diferentes: mientras que los pobres tienen trabajos esporádicos, a menudo con pagos en especie y por ende más difíciles de recordar y valorizar correctamente, las personas más afluentes suelen ser temerosas de declarar sus verdaderas ganancias y/o tener dificultades para recordar todas sus fuentes de ingresos, en especial las rentas del capital.

El procedimiento más típico para considerar heterogeneidades es el ajuste por subdeclaración diferencial por fuentes de ingreso. Este surge de comparar el total del ingreso por cada fuente de Cuentas Nacionales (CN) con un agregado similar calculado con datos de la encuesta. De esta comparación surgen coeficientes de subdeclaración diferenciales por fuente, los que se aplican a los ingresos individuales. Por ejemplo, si la masa salarial es 100 en CN y 75 en la encuesta, se multiplican por 1.3333 los ingresos laborales de todos los asalariados captados por la encuesta. Procedimientos semejantes se repiten para otras fuentes de ingresos. Es común encontrar coeficientes de ajuste inferiores para las pensiones y transferencias, captadas con más precisión por la encuesta, y coeficientes superiores para los ingresos por cuenta propia, y en especial los ingresos de capital, seriamente subestimados en las encuestas.

[52] El Apéndice III discute algunas razones detrás de este comportamiento y los problemas generados en las evaluaciones de pobreza.

CEPAL tradicionalmente ha ajustado los ingresos para intentar aliviar el problema de la sub-declaración (Altimir, 1987, CEPAL, 1995). El procedimiento consiste en cinco etapas (i) crear una cuenta de hogares en las CN, (ii) imputar ingresos cero y no reportados en la encuesta, (iii) agrupar ingresos en CN y en las encuestas en seis grupos – ingresos laborales netos de impuestos y contribuciones a la seguridad social, beneficios empresariales, pensiones y otros beneficios de la seguridad social, rentas de la propiedad, renta imputada de la vivienda propia y transferencias-, (iv) comparar el valor per cápita de cada uno de los seis agregados en CN y las encuestas de hogares para obtener un coeficiente de ajuste, y (v) multiplicar el ingreso de cada fuente de cada hogar por el correspondiente coeficiente de ajuste para obtener los ingresos ajustados, sobre cuya distribución se computan las estadísticas sociales.[53] Una variante de uso poco frecuente consiste en comparar los ingresos en CN y las encuestas de hogares por sector de actividad, obteniendo coeficientes de ajuste diferenciales, según el sector en que obtiene ingresos cada persona.[54]

El cuadro 7.2 muestra resultados del ajuste diferencial por fuentes para el caso de Argentina. Como el ajuste de ingresos es superior en los estratos más ricos, donde los ingresos de capital son más relevantes, la desigualdad calculada con los ingresos ajustados es mayor. De hecho, los cambios en los niveles de desigualdad resultan muy grandes. El coeficiente de Gini de la distribución del ingreso per cápita familiar reportado en 1992 es 44.5 con los datos brutos y 56.7 al realizar el ajuste por subdeclaración diferencial por fuente. Si bien la principal conclusión cualitativa no cambia al practicar ajustes -la desigualdad de ingresos creció sustancialmente en la Argentina urbana entre 1992 y 2003-, el incremento estimado es significativamente menor al considerar el ajuste.

Cuadro 7.2
Desigualdad en Argentina
Ajuste por subdeclaración diferencial por fuentes

	Gini
1992	
Sin ajuste	44.5
Con ajuste	56.7
2003	
Sin ajuste	51.7
Con ajuste	61.2
Cambio 1992-2003	
Sin ajuste	7.2
Con ajuste	4.5

Fuente: Gasparini (2005).

[53] La excepción a este procedimiento son los ingresos de la propiedad, que se imputan totalmente al quintil superior de la distribución del ingreso.

[54] Ver Ganuza, Taylor y Morley (1998).

Ajustes tan simples como los comentados necesariamente están sujetos a críticas. Por ejemplo, la subdeclaración en una fuente puede no ser uniforme como el ajuste asume. Supóngase que algunas personas pobres tienen algunos escasos ingresos de capital que declaran correctamente, mientras que los individuos ricos subestiman groseramente ese tipo de ingresos. Al practicar un ajuste homogéneo los ingresos de los pobres con alguna entrada de capital se multiplican exageradamente, pudiendo desplazarlos artificialmente fuera de la pobreza.

Adicionalmente a Cuentas Nacionales pueden utilizarse registros administrativos para corregir los ingresos de algunas observaciones. Dos fuentes potencialmente útiles son los registros salariales, usualmente mantenidos por oficinas de empleo o seguridad social, y los registros impositivos. De cualquier forma, estos ajustes pueden ser practicados sólo sobre un conjunto, usualmente minoritario, de la población – los empleados registrados y los contribuyentes del impuesto a la renta –, por lo que aun cuando sean exitosos pueden implicar sesgos sustanciales en las medidas de desigualdad, dada su cobertura parcial.

Una estrategia alternativa a las mencionadas consiste en explotar encuestas con información tanto de ingreso como de consumo. Si la encuesta identifica casos de familias similares, en similares condiciones laborales y con similares patrones de gasto de consumo, pero con ingresos declarados diferentes, existe la presunción de subdeclaración de ingresos. Sosa Escudero y Alaimo (2001) exploran esta idea para estimar subdeclaración de ingresos en el Gran Buenos Aires. Finalmente otra alternativa sugerida consiste en asumir formas funcionales para la distribución, lo que según algunos permite aliviar el sesgo de subdeclaración en los muy pobres y muy ricos (Pinkovskiy y Sala-i-Martin, 2009).

¿Qué hacer finalmente en la práctica con los ajustes por subdeclaración? Nuestra posición, compartida por muchos investigadores pero ciertamente cuestionable, es utilizar los datos en bruto, sin practicar ajustes que requieren de un gran número de decisiones metodológicas discutibles y difíciles de documentar plenamente. Nos parece que los ajustes sí nos acercan más a la realidad, pero a la vez reducen significativamente la transparencia y replicabilidad de los resultados, generando sospechas y suspicacias en el lector o audiencia, lo cual atenta contra los objetivos buscados al computar y difundir estadísticas sociales.

Esto no implica abandonar la búsqueda de formas satisfactorias de ajustar ingresos y consumos. Por el contrario, el problema de subdeclaración es central en las mediciones distributivas y cualquier esfuerzo para aliviarlo es bienvenido. Sin embargo, mientras los remedios no estén tan desarrollados, encontramos preferibles no aplicarlos, y esperar avances en el futuro. Lo que siempre resulta recomendable es realizar un análisis de robustez de los resultados. Si mostramos que la desigualdad ha caído en un país utilizando los datos en bruto y ajustando por subdeclaración, la credibilidad de nuestros resultados aumentará significativamente.

7.4. Ausencia de muy ricos

Por diversas razones, las encuestas de hogares de América Latina y el resto del mundo raramente captan a millonarios, terratenientes o poderosos empresarios. Las personas de ingresos altos incluidas en las encuestas son mayoritariamente profesionales urbanos o empresarios de firmas no necesariamente muy grandes.[55]

El cuadro siguiente muestra el ingreso total individual promedio mensual en dólares de 2008 de las dos personas más ricas relevadas en las encuestas de hogares de una muestra de países. Es probable que el lector pueda pensar en personas en su país con ingresos seguramente superiores a esos montos. El cuadro también resalta la importancia de los ingresos del trabajo en la estructura de ingreso de los ricos captados por las encuestas.

Cuadro 7.3
Ingreso individual promedio de las dos personas de mayores ingresos individuales y proporción de ingresos laborales

Países	año	Ingreso individual	share ingreso laboral
Argentina	2006	13,461	15
Bolivia	2005	7,018	71
Brasil	2007	69,433	100
Chile	2006	141,700	96
Colombia	2006	19,054	100
Costa Rica	2006	23,193	7
Rep. Dominicana	2006	44,122	2
Ecuador	2006	17,624	100
El Salvador	2005	89,399	100
Guatemala	2006	35,110	100
Honduras	2006	59,324	50
México	2006	37,754	100
Nicaragua	2005	16,535	100
Panamá	2006	11,668	100
Paraguay	2007	92,455	99
Peru	2006	17,430	51
Uruguay	2006	27,162	98
Venezuela	2006	10,651	50

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

En parte la ausencia de altos ingresos es debida a la subdeclaración discutida arriba, en particular sobre los ingresos de capital y renta de la tierra. Pero existen otros dos factores adicionales. Por un lado, la ausencia de personas muy ricas puede ser la consecuencia natural del muestreo aleatorio: existen en proporción tan pocos millonarios que la probabilidad de seleccionar aleatoriamente uno en toda la población es muy baja. En segundo lugar, si por casualidad el muestreo escoge uno, la probabilidad de que rechace contestar la encuesta es alta.

La omisión del grupo de las personas muy ricas implica una subestimación de la desigualdad. Atkinson (2007) muestra que si un grupo R es infinitesimal en número, pero con una participación finita en el ingreso total s_R, entonces el Gini puede ser aproximado por

[55] Ver Székely and Hilgert (1999), entre otros.

(7.2) $$G \approx s_R + (1 - s_R)G_{-R}$$

donde G_{-R} denota el Gini del resto de la población. Si el Gini captado por la encuesta fuera 0.50 y la participación en el ingreso del grupo omitido fuera 10%, el Gini real sería 0.55.[56]

Algunos estudios recientes usan información oficial sobre el impuesto al ingreso para tratar de incluir a las personas ricas faltantes en la encuesta.[57] Alvaredo (2010), por ejemplo, estima un aumento del Gini del 7% en Argentina entre 1997 y 2004 al usar sólo información de encuestas de hogares, y un aumento del 9.5% al incluir estimaciones de los ingresos altos.

Un punto a tener en cuenta al analizar las estadísticas distributivas provenientes de las encuestas de hogares es que, aun en el caso en que se incluyan a las personas millonarias, su proporción es muy baja, por lo que el "decil más rico de la distribución" en un país latinoamericano incluye una importante fracción de personas que típicamente se consideran en el lenguaje usual de "clase media" o "clase media-alta". El cuadro 7.4 ubica el decil al que pertenecen un conjunto de tipos de familias en distintos países de la región. Por ejemplo, supongamos una familia compuesta por un hombre de 40 años con educación terciaria completa que trabaja como empleado en un cargo administrativo en el sector público, su pareja de 35 años con estudios secundarios que trabaja en la industria manufacturera y tres niños (columna 3). Si estimamos los ingresos de esa familia en función de los observados en las encuestas, encontramos que los integrantes de una familia típica con esa conformación pertenecen al 10% más rico de la población en la mitad de los países de la región y al siguiente 10% en el resto.[58]

Cuadro 7.4
Ubicación en la escala de ingresos de tipos de familias, por deciles.

País	año	Familia Nº 1	Familia Nº 2	Familia Nº 3	Familia Nº 4
Argentina	2006	10	9	9	7
Bolivia	2005	10	10	10	9
Brasil	2007	10	9	9	8
Chile	2006	10	9	9	7
Colombia	2006	10	10	9	8
Costa Rica	2006	10	10	9	8
Rep. Dominica	2006	10	9	10	8
Ecuador	2006	10	10	10	8
El Salvador	2005	10	10	10	9
Guatemala	2006	10	10	10	10
Honduras	2006	10	10	10	9
México	2006	10	10	10	8
Nicaragua	2005	10	10	10	9
Panamá	2006	10	10	10	7
Paraguay	2007	10	10	9	8
Peru	2006	10	9	9	8
Uruguay	2006	10	9	9	7
Venezuela	2006	10	10	9	8

[56] La relación entre la medición de la desigualdad y los ingresos altos es explorada por Leigh (2007).

[57] Atkinson, Piketty y Saez (2009), Atkinson y Piketty (2005), Alvaredo (2010).

[58] Una aplicación dentro del sitio web del CEDLAS permite al usuario conocer su ubicación en la distribución del ingreso en cada país latinoamericano (http://cedlas.econo.unlp.edu.ar/esp/distribucion-del-ingreso.php). Es usual que las personas de ingresos medios y altos piensen que se encuentran en escalones más bajos de la distribución de lo que realmente están (Cruces, Pérez Truglia y Tetaz, 2011).

Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de las encuestas de hogares.
Familia 1: Hombre de 40 años con educación superior completa que trabaja en administración pública, mujer de 35 con educación superior completa que trabaja en el sector de educación, 1 hijo.
Familia 2: Ídem familia 1, con 3 hijos.
Familia 3: Ídem familia 2, cónyuge con educación secundaria trabajando en industria.
Familia 4: Jefe y cónyuge con educación secundaria, jefe en la industria y cónyuge en el comercio minorista, 2 hijos.
Todas las familias habitan áreas urbanas.

El espacio de análisis de la desigualdad

El espacio de análisis típico para un estudio distributivo es un país. Un país es un espacio geográfico sujeto a una misma política (en particular, política redistributiva), con mayor movilidad interna que con el exterior y sobre el que se manifiestan con más intensidad las preferencias sociales. Sin embargo, con ciertos propósitos puede ser relevante variar el espacio de análisis y concentrarse en la desigualdad al nivel de ciudades, regiones o el mundo entero.

Las ciudades son ámbitos donde los contrastes propios de la desigualdad se hacen más evidentes, al estar próximos en el espacio. Platón hace ya 2500 años señalaba que *"toda ciudad, por pequeña que sea, está dividida en dos: una es la ciudad de los pobres y la otra de los ricos"*. El análisis de la desigualdad por ciudades o áreas urbanas es más relevante en tanto se trate de mercados laborales relativamente separados, pertenezcan a jurisdicciones diferentes y estén sujetos a políticas económicas distintas, o si coinciden aproximadamente con el espacio geográfico en que la gente manifiesta sus preocupaciones distributivas con más intensidad. En la práctica, la información por ciudad también es usada para incrementar el número de observaciones de la desigualdad y sus posibles covariables, y permitir un análisis empírico más rico.[59]

Posiblemente en correspondencia con el fenómeno de la globalización, se ha intensificado el interés por la desigualdad mundial. La idea es considerar a todos las personas como habitantes de la misma "aldea global" y computar la desigualdad entre ellos. Previamente, todos los ingresos (o consumos) deben ser llevados a una misma moneda comparable. La desigualdad mundial puede descomponerse, de acuerdo a lo estudiado en la sección anterior, en desigualdad intergrupal e intragrupal. La primera involucra las diferencias entre los ingresos medios de los países. En este caso cada país es una unidad de la que se sólo se considera el ingreso medio.[60] El segundo componente de la desigualdad mundial es el agregado de las desigualdades internas nacionales, ponderadas de alguna forma.

---

[59] Glaeser, Resseger y Tobio (2008) exploran la desigualdad entre ciudades en Estados Unidos, sus determinantes y consecuencias.

[60] Esta noción de desigualdad constituye un eje central sobre el que gira buena parte de la investigación en Desarrollo Económico, pero en la literatura distributiva tiene una importancia menor, dado que ignora todas las diferencias socioeconómicas al interior del país.

De la misma manera, podemos estudiar la desigualdad global en una región. La desigualdad en la distribución del ingreso entre todos los latinoamericanos es una función de la desigualdad al interior de cada país y de la desigualdad entre los ingresos medios de los países.

8. DESIGUALDAD MONETARIA EN AMÉRICA LATINA

Esta sección incluye una breve revisión de la evidencia empírica sobre niveles y tendencias de la desigualdad monetaria en América Latina. La distribución del ingreso es el resultado de múltiples factores entrelazados difíciles de aislar y mensurar cuantitativamente. De hecho, aun en los países donde la evidencia empírica es más abundante y los patrones distributivos han sido claros, existe debate acerca de la relevancia relativa de las explicaciones alternativas. En esta sección nos restringimos a presentar evidencia empírica de los niveles y cambios en la desigualdad, sin ahondar en el estudio de sus determinantes. De cualquier forma, realizar un diagnóstico preciso de la distribución constituye un paso fundamental para entender sus causas e intentar modificarla.

8.1. Fuentes de información

La desigualdad en la distribución personal del ingreso debe ser estimada a partir de microdatos de encuestas de hogares. Casi todos los países latinoamericanos comenzaron a realizar encuestas de hogares en los 70s y 80s, pero no fue hasta la década del 90 en que la mayoría logró estabilizar un sistema de encuestas realizadas periódicamente y con representatividad nacional. Para la mayoría de los países de la región es entonces difícil contar una historia distributiva con cierta rigurosidad y comparabilidad, que se extienda en el tiempo.

Para conocer sobre la desigualdad en un país particular lo ideal es consultar las estadísticas oficiales, la literatura especializada en el país y los reportes específicos de centros de investigación y organismos internacionales. Para realizar estudios comparativos de la desigualdad entre países de América Latina pueden consultarse algunas bases de datos que se esfuerzan en homogeneizar la información proveniente de las encuestas de hogares nacionales. CEPAL es la institución pionera en el cálculo de indicadores de desigualdad en la región. Actualmente reporta coeficientes de Gini nacionales a través de su *Anuario Estadístico* y la base *Badeinso*, y frecuentemente produce informes sobre la desigualdad en la región (ej. CEPAL, 2010).[61] El Banco Mundial anualmente reporta coeficientes de Gini para todos los países de América Latina (y el resto del mundo) en sus *World Development Indicators*, habitualmente

[61] Desde CEPAL, Oscar Altimir ha sido pionero en el estudio de la desigualdad en América Latina con microdatos de encuestas de hogares.

produce reportes de pobreza (*Poverty Assessments*) en los países de la región que contienen información distributiva, y ocasionalmente genera informes sobre la desigualdad en la región y el mundo (*World Development Report* y *Flagships* de América Latina). El BID también se involucra en el análisis de la desigualdad en la región a través de informes regionales y estudios de sus investigadores.[62] Naciones Unidas, a través de su programa para el desarrollo (UNDP), también realiza periódicamente estudios sobre la desigualdad que abarcan a toda la región.[63] Existen centros de investigación independientes que contribuyen con evidencia empírica de carácter regional. El CEDLAS de la Universidad Nacional de La Plata, junto al Grupo de Pobreza y Género de América Latina y el Caribe del Banco Mundial, es responsable de la base *SEDLAC*, donde se reporta un amplio conjunto de indicadores de desigualdad calculados sobre la base de microdatos de todos los países de América Latina. Buena parte de la evidencia empírica de esta sección (y del resto del libro) proviene de la base de datos *SEDLAC*.

La principal fuente de información sobre coeficientes de Gini en el mundo es la base *UNU/WIDER World Income Inequality Database* (WIDER, 2007) realizada a partir del trabajo de Deininger y Squire (1996). A diferencia de las bases citadas anteriormente, WIDER no produce información propia, sino que reproduce estudios realizados en todo el mundo y califica a la información recibida sobre la base de un conjunto de criterios que facilitan las comparaciones.

8.2. América Latina y el mundo

Uno de los rasgos más salientes de las sociedades latinoamericanas es la alta desigualdad. La mención al alto grado de disparidades económicas no puede faltar en ninguna descripción de esta región. De hecho, a menudo se sostiene que América Latina es el área geopolítica más desigual del mundo.[64] En esta sección revisamos la evidencia sobre desigualdad en América Latina en el contexto mundial. Naturalmente, este tipo de estudios enfrenta importantes problemas de comparabilidad, por lo que los resultados deben ser tomados con prudencia.

La figura 8.1 muestra los coeficientes de Gini de la distribución del ingreso per cápita familiar en un amplio conjunto de países del mundo, agrupados por región. Las observaciones incluidas en el análisis son aquellas calificadas como de alta calidad (categorías 1 o 2) en la base WIDER.[65] Las economías latinoamericanas se destacan por sus altos niveles de desigualdad de ingresos. La comparación es clara con los países desarrollados y los países de Europa del Este, con los cuales no hay superposición en términos de desigualdad. Algunos países de Asia Central (Uzbekistan y Tajikistan)

[62] Ver Londoño y Székely (2000), Székely (2001), Hilgert y Székely (1999) entre otros.

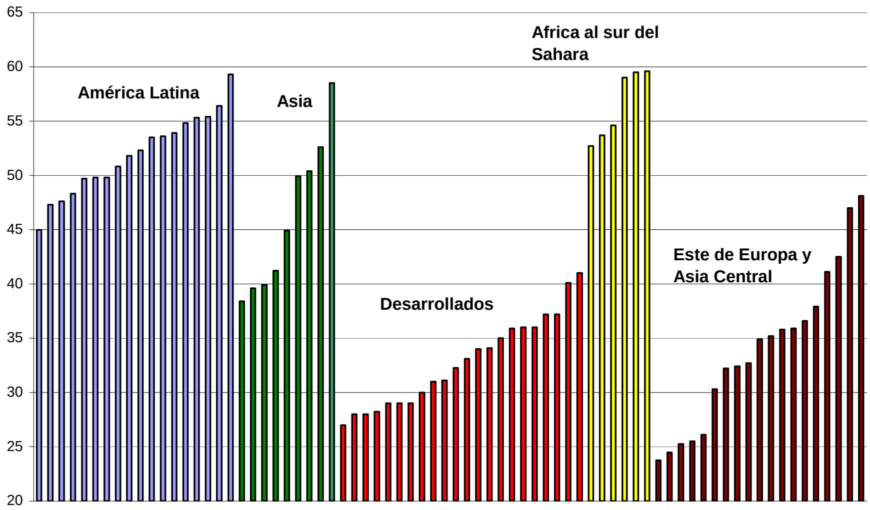
[63] López Calva y Lustig (eds) (2009).

[64] BID (1998), Banco Mundial (2003), Morley (2001), Bourguignon y Morrison (2002), entre otros.

[65] Se realizaron ajustes para tener en cuenta diferencias metodológicas (por ejemplo, ingreso per cápita o equivalente, o ingresos antes o después de impuestos).

parecen tener niveles de desigualdad semejantes a los mínimos en América Latina. El resto de los países asiáticos en desarrollo tienen economías de muy variado grado de desigualdad, aunque en promedio inferior a América Latina. La comparación con África al sur del Sahara es difícil, ya que la gran mayoría de los países de esa región no relevan información de ingreso. Los cinco países africanos incluidos en el gráfico tienen niveles de desigualdad muy altos, comparables con los máximos en Latinoamérica.

Figura 8.1
Desigualdad en el mundo
Coeficiente de Gini



Fuente: elaboración propia sobre la base de Gasparini, Cruces y Tornarolli (2011).
Nota: Distribución del ingreso per cápita familiar, mediados de los 2000s.

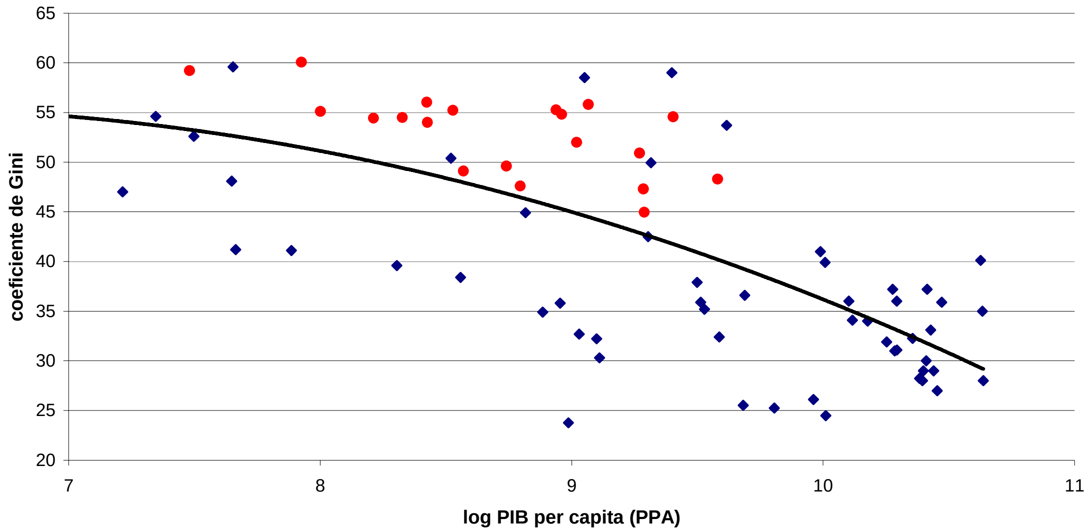
De acuerdo a información de la base WIDER para el año 2005, el Gini promedio de los ingresos en América Latina es alrededor de 20 puntos superior al de los países desarrollados y los países del antiguo bloque soviético, 6 puntos superior al de Asia y 5 puntos inferior al promedio de los pocos países africanos incluidos en la comparación.

Cuando se utiliza al consumo como base para el cómputo del Gini, las conclusiones no varían significativamente. Los 5 países de América Latina con información relativamente reciente de desigualdad de consumo incluidos en la base WIDER (Bolivia, Ecuador, México, Nicaragua y Perú) figuran entre los 13 países más desiguales del mundo de acuerdo a esa fuente de información.

Un estudio del Banco Mundial – el *World Development Report 2006* – recolectó coeficientes de Gini en todo el mundo, dividiendo a los países en dos grupos según la desigualdad se compute en función de la distribución del consumo o del ingreso. América Latina participa del primer grupo, sólo con tres observaciones – Panamá, Perú y Nicaragua – ubicadas en las posiciones 6, 10 y 28 en el ranking de desigualdad (de mayor a menor) sobre un total de 82 economías. Los 5 países con un coeficiente de Gini superior a Panamá (uno de los países latinoamericanos más desiguales) pertenecen todos a África al sur del Sahara, lo cual sugiere que es posible que los países de esa región sean en promedio algo más desiguales que los de América Latina. En la muestra de países donde la desigualdad se calcula a partir de la distribución del ingreso la presencia latinoamericana en los primeros lugares es abrumadora. Haití ocupa el primero lugar seguido de 11 países de América Latina continental. Si bien este hecho es ilustrativo de la alta desigualdad en la región, es importante tener en cuenta que la muestra de países con Ginis de ingreso está integrada casi enteramente por los latinoamericanos, los del este de Europa y de Asia central, y los países desarrollados.

Existe una vasta literatura iniciada por Kuznets (1955) que vincula a la desigualdad con el desarrollo económico. Esa literatura sistemáticamente encuentra que el nivel de desigualdad de los países de América Latina es mayor al esperable de acuerdo al nivel de desarrollo de los mismos, usualmente medido a partir del PIB o consumo per cápita.[66] La figura 8.2 ilustra este "exceso de desigualdad" sobre la base de datos de WIDER: los países de América Latina están todos arriba de la línea de regresión. El coeficiente de una variable binaria que identifica a los países de América Latina en una regresión del Gini contra el PIB per cápita es positivo y altamente significativo.

Figura 8.2
El exceso de desigualdad de América Latina
PIB per cápita (PPP) y coeficiente de Gini, 2003



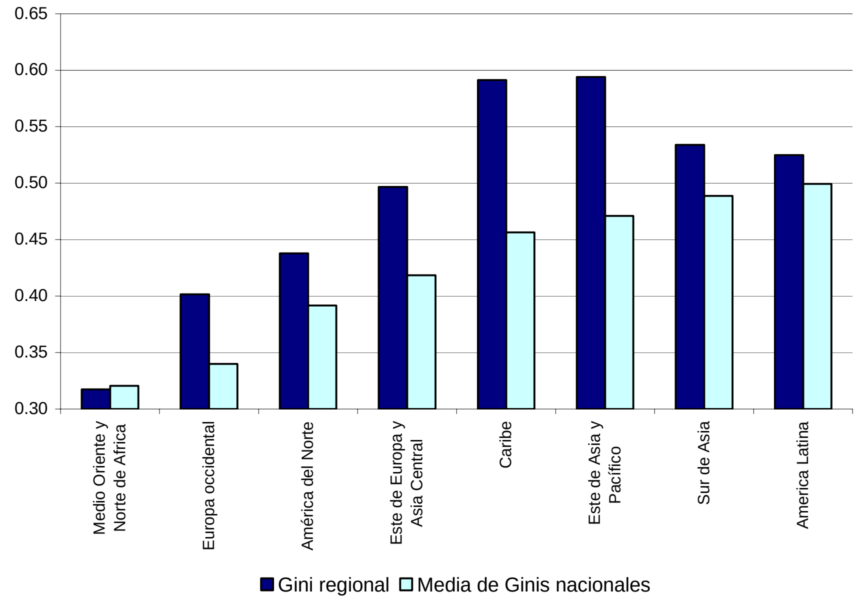
Fuente: Gasparini, Cruces y Tornarolli (2011).
Nota: países de América Latina marcados con círculos rojos.

La reciente encuesta mundial de Gallup (*Gallup World Poll*) provee nueva evidencia sobre la desigualdad internacional. Aunque las encuestas de Gallup en cada país no son tan extendidas y precisas como las encuestas de hogares nacionales, tienen la gran ventaja de compartir el mismo cuestionario en 132 países del mundo, incluyendo todos los de América Latina. La figura 8.3 reproduce los resultados de Gasparini y Glüzmann

[66] Ver, por ejemplo, Londoño and Székely (2000).

(2011), basados en la ronda 2006 de la encuesta mundial de Gallup. Las barras más claras ilustran el promedio no ponderado de los Ginis nacionales de cada región. De acuerdo a este criterio, América Latina sería la región en el mundo con países más desiguales, excluyendo África dada la escasez de datos de ingreso en la Gallup en esa región.

Figura 8.3
La desigualdad en el mundo
Coeficientes de Gini
calculados de la Gallup World Poll 2006

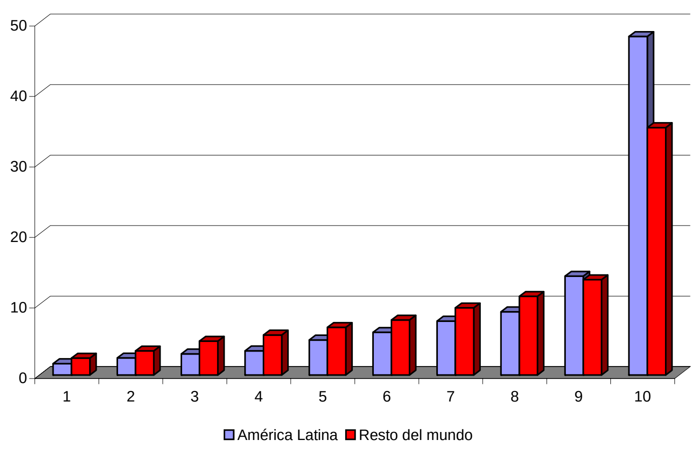


Fuente: Gasparini y Glüzmann (2011).

Cuando se computa la desigualdad global en cada región – es decir, el Gini sobre la distribución del ingreso de todos los individuos que habitan la región, ignorando el país del que provienen y traduciendo sus ingresos a una moneda común – América Latina no resulta la región más desigual: ese lugar lo ocupan ahora el Caribe y el Este de Asia. La razón de este cambio en el ranking de desigualdad mundial es que, si bien los países de América Latina son relativamente muy desiguales, la dispersión de ingresos medios entre los países de América Latina es menor que en otras regiones del mundo. De los datos de Gallup, mientras que el ratio de ingresos medios entre el país más rico y el más pobre en América Latina es menor a 5 (Bolivia y Chile), este ratio es mayor que 8 en el Este de Asia (Camboya y Hong Kong), y más de 10 en el Caribe (Haití y Puerto Rico). Milanovic (2002) encuentra un resultado parecido al estimar la distribución mundial a partir de encuestas de hogares. Milanovic y Yitzhaki (2002) reportan que mientras que sólo el 7% de la desigualdad global en América Latina proviene de la desigualdad entre países, la proporción en Asia es 72%. Gasparini y Glüzmann (2011) reportan una descomposición de la desigualdad por regiones del índice de Theil en base a información de la encuesta de Gallup: la proporción de la desigualdad intergrupal (entre países) es apenas 8% en América Latina, frente a un 47% en el Caribe, 32% en el Este de Asia y Pacífico, y 26% en Europa del Este y Asia Central. Los autores encuentran que del total de la desigualdad mundial, aproximadamente la mitad corresponde a desigualdad entre países y la mitad a la desigualdad dentro de los países. Para entender la desigualdad mundial parecen ser tan importantes las desigualdades internas – las mayoritariamente estudiadas por la Economía de la Distribución a nivel micro – como las desigualdades entre países – las estudiadas a nivel macro en Desarrollo Económico y Crecimiento.

La evidencia sugiere que los países de América Latina están entre los más desiguales del mundo, posiblemente sólo algo por debajo de los de África al sur del Sahara. Es interesante averiguar con más profundidad cuáles son las diferencias en la forma de las distribuciones que terminan traduciéndose en indicadores de desigualdad relativamente más elevados. Un aumento de la desigualdad es consistente con una reducción en la participación de los más pobres a expensas de ganancias semejantes en toda la distribución, o de ganancias sólo en los más ricos a expensas de pérdidas semejantes en toda la distribución, o a otras combinaciones alternativas. Desafortunadamente, el análisis comparativo de distribuciones entre países de distintas regiones del mundo aún se encuentra en una etapa incipiente. La figura 8.4, basada en Bourguignon y Morrison (2002), indica que las distribuciones latinoamericanas se caracterizan por una substancial mayor participación en el ingreso del decil superior. La participación de ese decil es 13 puntos superior en América Latina que en el resto del mundo. La contraparte de esa diferencia es una menor participación en los 8 primeros deciles, en magnitudes semejantes. La participación del decil 9 es semejante en América Latina y el resto del mundo. Aunque el resultado es interesante, es importante recordar que proviene de información frágil y resulta de un conjunto importante de supuestos, lo cual es inevitable dada la escasa disponibilidad de información. Con el avance en la difusión y homogeneización de las bases de datos de las encuestas de hogares del mundo, este tipo de estudios irá ganando en confiabilidad y robustez.

Figura 8.4
Desigualdad en el mundo
Participación de deciles



Fuente: Gasparini (2003) basado en Bourguignon y Morrison (2002).

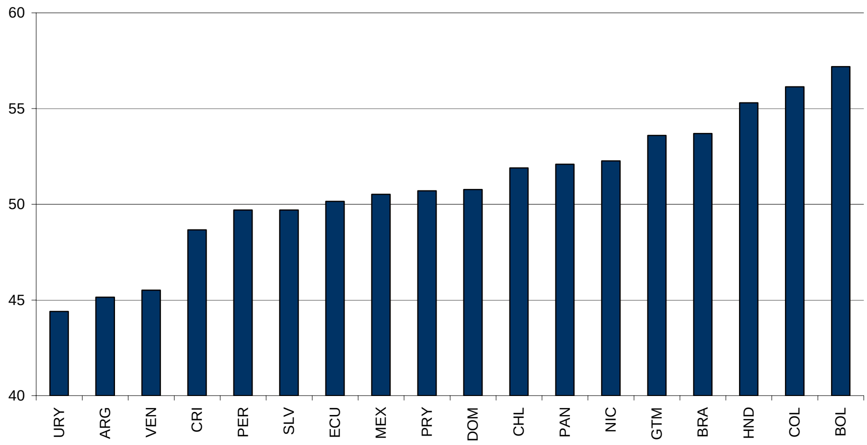
8.3. El ranking de desigualdad en América Latina

Los países de América Latina difieren marcadamente en términos de desigualdad. Mientras que el coeficiente de Gini de la distribución del ingreso per cápita familiar es inferior a 45 en Uruguay, ese indicador es casi 60 en Bolivia, una diferencia no sólo estadísticamente, sino económicamente muy grande.

El ranking de desigualdad no es completamente robusto a la elección de indicador (las curvas de Lorenz de muchos países se cruzan) o de la variable de nivel de vida escogida, y además varía en el tiempo. El ranking de la figura 8.5 es entonces solamente indicativo.[67] Para construir un ranking actualizado deben consultarse las bases de datos sobre indicadores distributivos mencionadas anteriormente. De cualquier forma, existen algunos rasgos que se repiten sistemáticamente en los estudios. Uruguay y Argentina son países de baja desigualdad relativa en América Latina, tanto en términos de ingreso como de otras variables. Venezuela y Costa Rica aparecen también como economías de baja desigualdad, aunque no en todos los indicadores ni en todos los estudios. En el otro extremo, Bolivia es el país con indicadores de desigualdad más altos. Durante algún tiempo, muchos estudios consideraban a Brasil como la economía más desigual de la región (e incluso, del planeta). Esta evaluación ha ido cambiando, en particular gracias al patrón de paulatina reducción de la desigualdad en Brasil. De cualquier modo, el país más grande de América Latina sigue caracterizándose por su alto grado de disparidades de ingreso, al igual que en otras variables monetarias y no monetarias. Otros países que sistemáticamente se ubican en posiciones altas en la escalera de la desigualdad son Colombia en América del Sur y Panamá, Honduras, Nicaragua y Guatemala en América Central. México y Perú aparecen generalmente en posiciones intermedias.

Figura 8.5
La desigualdad en América Latina
Coeficientes de Gini, circa 2009
Distribución del ingreso per cápita familiar

[67] Vimos ya este gráfico antes (figura 4.3) para ilustrar la variabilidad del Gini.



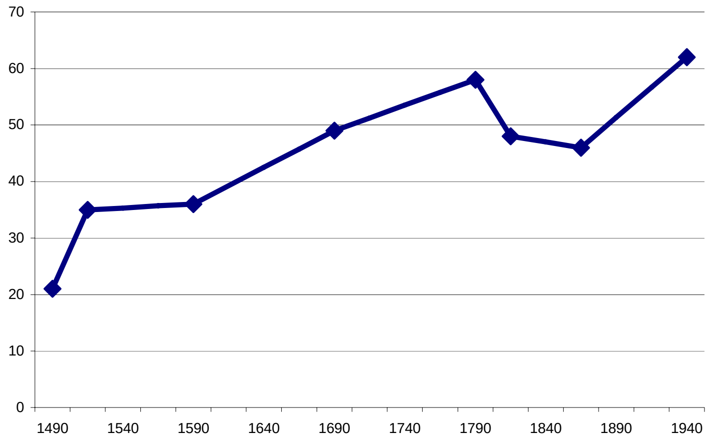
Fuente: elaboración propia sobre la base de microdatos de las encuestas de hogares.

La encuesta mundial de Gallup incluye información sobre los dos territorios latinoamericanos caribeños usualmente ignorados en estudios internacionales: Cuba y Puerto Rico. Según los datos de esa encuesta, que están sujetos a varios problemas y son de menor calidad que los de las encuestas de hogares, Cuba es un país de baja desigualdad de ingresos, la menor de América Latina; mientras que Puerto Rico presentaría desigualdad intermedia (Gasparini y Glüzmann, 2011). Este ordenamiento contrasta con el de pobreza, donde Puerto Rico se ubica como un territorio de baja pobreza monetaria y de otras variables, mientras que Cuba aparece como un país con un grado de privaciones materiales relativamente alto. Desafortunadamente, las restricciones sobre la disponibilidad de información en Cuba impiden realizar comparaciones más rigurosas, basadas en datos de mejor calidad. Esto es especialmente lamentable, dado el lugar central que el caso cubano ha ocupado en el debate político y socioeconómico en América Latina por tanto tiempo.

8.4. La evolución de la desigualdad en América Latina

Existe un apasionante debate acerca de la persistencia histórica de la desigualdad en América Latina. Una corriente argumenta que las sociedades latinoamericanas han sido altamente desiguales, en términos absolutos y relativos al resto del mundo, desde la época de la conquista por los europeos, lo cual habla de una característica estructural enraizada durante siglos, difícil de cambiar y que atenta contra el desarrollo de la región (Engerman y Sokoloff, 1997; Engerman, Haber y Sokoloff, 2000; Robinson y Sokoloff, 2003). En contraste, hay quienes sostienen que los niveles de desigualdad de la región no fueron particularmente altos sino hasta el período de desarrollo que experimentó la región hacia fines del siglo XIX y, en consecuencia, son más optimistas sobre las posibilidades de reversión de esa característica. Williamson (2009) por ejemplo, estima que la desigualdad se incrementó fuertemente con la conquista, pero sin llegar a niveles excepcionalmente altos comparados con los de otras regiones en estados de desarrollo semejantes.[68] Durante el siglo XVI, la desigualdad se contuvo, principalmente por la enorme mortandad de la población indígena, pero creció en los dos siglos siguientes. Las revoluciones y el estancamiento económico de la primera mitad del siglo XIX redujeron los niveles de desigualdad, que se dispararon con la inserción de América Latina en la economía global hacia fines de ese siglo.[69] Según Williamson (2009), a diferencia de otras regiones del mundo (como Europa o Asia), las mejoras distributivas en el siglo XX fueron modestas. La figura 8.6 resume esta evolución histórica.

Figura 8.6
Evolución histórica de la desigualdad en América Latina
Estimaciones del coeficiente de Gini de Williamson (2009)



Fuente: Williamson (2009).

El debate sobre la desigualdad histórica de América Latina no está saldado. Lo cierto es que los datos usados son tan frágiles que no pasarían ningún estándar actual sobre mediciones distributivas. Esto no implica de ninguna forma desechar los estudios históricos, que pueden ser muy iluminadores sobre las realidades presentes, sino simplemente ser conscientes de sus limitaciones.

Focalicemos la atención ahora en el período más reciente del cual tenemos microdatos relativamente confiables y comparables. La evidencia sugiere que la desigualdad en los 1970s sólo aumentó significativamente en el Cono Sur, mientras que descendió en varios países (México, Panamá, Colombia, Perú y Venezuela). Los 1980s han sido caracterizados como la "década perdida" dados los magros resultados en términos de crecimiento económico en la región. También fueron una década perdida en términos distributivos: la mayoría de los países sufrió incrementos en los niveles de desigualdad

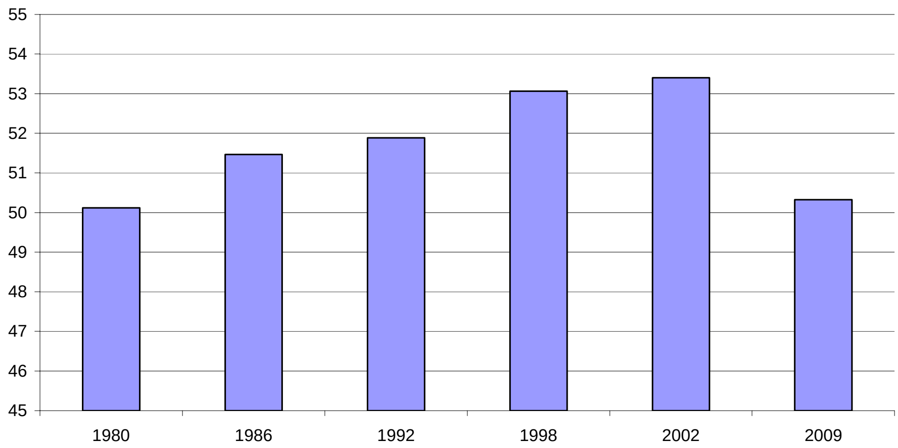
---

[68] Williamson (2009) hace las comparaciones fundamentalmente con la Europa occidental pre-industrial.
[69] Ver también Bértola *et al.* (2009) y Prados de la Escosura (2007).

de ingresos.[70] Los 1990s tampoco fueron exitosos en el avance hacia la igualdad de ingresos. La evidencia para ese período, ya mucho más robusta que para las décadas anteriores dada la consolidación de las encuestas de hogares en varios países, indica un ligero aumento del promedio de las desigualdades nacionales. Las desigualdades de ingreso se redujeron desde principios de la década del 2000 hasta 2010, última fecha para la que se tienen datos a la hora de escribir este libro. Considerando estos patrones, es posible conjeturar que los niveles de desigualdad en América Latina a comienzos de la segunda década del milenio no son muy diferentes de los prevalecientes en la década del setenta.

La figura 8.7 muestra estimaciones propias de la evolución del promedio de los Ginis nacionales desde principios de 1a década del ochenta. La desigualdad aumentó durante esa década y la siguiente y en el período de crisis económicas de comienzos de los 2000s, para luego experimentar una caída considerable. Estas conclusiones son robustas a un conjunto de decisiones metodológicas (como cambios en los indicadores de desigualdad y variables de ingreso utilizados) y se mantienen si en lugar de la media consideramos la mediana o la media ponderada por población de los Ginis nacionales. Numerosos autores han remarcado la fuerte caída de la desigualdad en los 2000s y la han asociado a una reducción de la brecha salarial entre trabajadores calificados y no calificados (vinculada a un aumento de la oferta relativa de calificados y una desaceleración de su demanda) y a políticas sociales y laborales más activas, entre otros fenómenos.[71] La implementación de masivos programas de transferencias monetarias condicionadas resulta un factor relevante en muchos países.

Figura 8.7
Desigualdad en América Latina
Coeficiente de Gini
Distribución del ingreso per cápita familiar, promedios no ponderados



[70] Los 1980s no fueron una "década perdida" en términos políticos, ya que muchos países recuperaron sus democracias luego de dictaduras militares.

[71] Ver Gasparini, Cruces y Tornarolli (2011), López Calva y Lustig (2009) y Cornia (2010), Gasparini y Lustig (2011), Banco Mundial (2011).

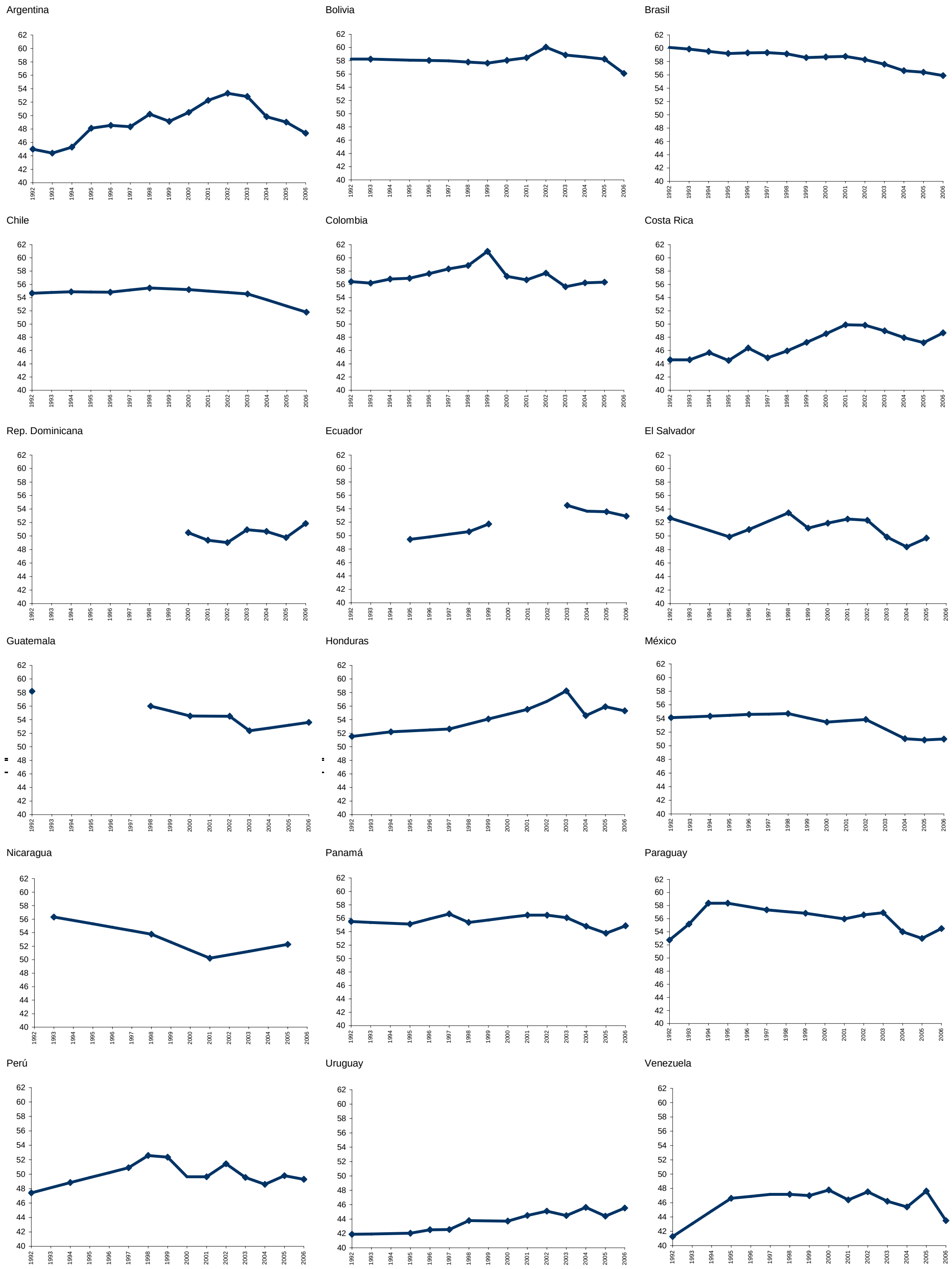
Fuente: elaboración propia en base a microdatos de encuestas de hogares. Los valores de 1980 y 1986 se proyectan en función de datos para 8 y 14 países, respectivamente. Para el resto del período se cuenta con datos para los 17 países de América Latina continental más la República Dominicana.

Nótese que los aumentos de la desigualdad en promedio para la región no fueron cuantitativamente muy grandes en cada período, pero acumularon más de 3 puntos del Gini a lo largo de dos décadas, entre 1980 y 2002. La caída en los 2000s fue inédita tanto en términos de signo, como de magnitud.

Mostrar cambios en la media es ilustrativo, pero esconde las realidades nacionales. El aumento de la desigualdad en los noventa, por ejemplo, fue generalizado pero no extendido a todos los países. Gasparini *et al*. (2011) reportan que en 7 de los 17 países considerados la desigualdad no aumentó en esa década. Los autores encuentran que si bien el promedio de los Ginis nacionales resultó casi igual en 1992 y 2006, este resultado fue producto del aumento de la desigualdad en 7 países, la caída en 6 y cambios no significativos en el resto.

La figura 8.8, tomada de ese mismo trabajo, muestra la evolución del coeficiente de Gini en los países de la región en el período 1992-2006. La desigualdad aumentó con claridad en los noventa y principios de los 2000s en Argentina, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Honduras, Perú, Uruguay y Venezuela. Pocos países experimentaron caídas significativas de la desigualdad en el período 1992-2006: Brasil y México son dos de los ejemplos más claros.

Figura 8.8
Evolución del coeficiente de Gini en los países de América Latina



Fuente: Gasparini, Cruces y Tornarolli (2011).

Distribución funcional

Como discutimos en el capítulo 3, es relevante monitorear la distribución funcional, computando la participación de cada fuente en el ingreso nacional. Desafortunadamente, los estudios distributivos con este enfoque que abarcan toda la región son escasos. El siguiente cuadro reporta la participación del salario en el PIB. En casi todos los países, esa participación ha disminuido o se ha mantenido aproximadamente constante desde los 1980s.[72]

Remuneración de los asalariados como porcentaje del PIB

	1985	1990	1995	2000
Argentina			35.5	35.8
Bolivia		34.9	33.0	
Brasil		45.4	38.3	37.9
Chile	35.6	33.8	35.4	
Colombia			35.0	
Costa Rica		43.4	45.7	42.4
Honduras	48.8	48.8	41.8	
México		29.5	31.1	31.3
Panamá	49.0	52.9	47.8	49.8
Paraguay	31.0	24.3	32.6	31.0
Perú			25.2	24.9
Venezuela	35.2	30.7	31.5	29.2

Fuente: Elaboración propia en base a datos de CEPAL.

¿Cómo se compara la evolución de la desigualdad de ingresos en América Latina respecto de otras regiones del mundo? El cuadro 8.1 muestra coeficientes de Gini provenientes de una muestra común de países en el mundo y un número pequeño de estudios metodológicamente consistentes. Según estas estimaciones, la media del Gini en América Latina ha sido significativamente mayor que en Asia, los países desarrollados y Europa del Este en las últimas cuatro décadas.[73] Hay indicios de una pequeña reducción en la brecha de desigualdad con los países de Asia y Europa del Este, dos regiones que experimentaron fuertes transformaciones económicas potencialmente desigualadoras en los 1990s.

Cuadro 8.1
Desigualdad en el mundo
Cambio en el coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar

[72] Existen estudios que tratan de armar series de distribución funcional más largas. Lindenboim, Graña y Kennedy (2005), por ejemplo, reportan una caída de la participación del salario desde la década del 50 en Argentina.

[73] Ver Bourguignon y Morrison (2002) y Deininger y Squire (1996) quienes arriban a semejantes conclusiones.

Región	1970s	1980s	1990s	2000s
Niveles				
América Latina y el Caribe	48.8	51.2	52.5	52.1
Asia	39.0	39.3	40.1	44.2
Países desarrollados	28.2	28.4	29.8	30.3
Europa del Este	25.6	26.5	29.7	34.1
Variaciones		70s-80s	80s-90s	90s-00s
América Latina y el Caribe		2.4	1.3	-0.5
Asia		0.2	0.8	4.1
Países desarrollados		0.2	1.4	0.4
Europa del Este		0.9	3.2	4.4
Diferencia en puntos del Gini: ALC vs.				
Asia	9.8	11.9	12.5	7.9
Países desarrollados	20.6	22.8	22.7	21.8
Europa del Este	23.3	24.7	22.9	18.0

Fuente: Gasparini, Cruces y Tornarolli (2011).

Las comparaciones antes de los 1970s se vuelven más difíciles, dada la escasez o inexistencia de encuestas de hogares. Es posible estudiar algunos aspectos de la distribución del ingreso utilizando datos de declaraciones impositivas, disponibles en algunos casos desde hace más de 100 años. Atkinson, Piketty y Saez (2009) resumen esa literatura, especialmente relevante en los países desarrollados, concluyendo que la participación de los ingresos altos se redujo en todos los países en la primera mitad del siglo XX, afectada por las guerras y la Gran Depresión, y se incrementó nuevamente en varios de ellos en las últimas décadas del siglo, especialmente, a partir del aumento de la participación de los ingresos salariales altos (por ejemplo, los honorarios de ejecutivos). Alvaredo (2009) encuentra un patrón semejante en el único país latinoamericano estudiado con esta metodología (Argentina).

Las comparaciones más atrás en el tiempo son naturalmente aun más difíciles, a menudo con resultados poco confiables y robustos. Es creciente el uso de *tablas sociales*, con información de ingresos medios de grupos sociales. En base a estas tablas Milanovic, Lindert y Williamson (2009) han estimado coeficientes de Gini para varias sociedades pre-industriales.[74] Lamentablemente, ninguna de estas estimaciones incluye a las sociedades americanas pre-colombinas, aunque sí algunas del siglo XIX (Nueva España, 1790, Chile 1861, Brasil, 1872 y Perú, 1876). Las estimaciones para años anteriores provienen de fuentes fragmentarias y de estimaciones sobre la base de regresiones o extrapolaciones de resultados para otras regiones (Williamson, 2009).

[74] Los autores sostienen que el Gini de las sociedades antiguas no era muy diferente del de las sociedades pre-industriales actuales, pero que el ratio de extracción, es decir cuánto de la desigualdad potencial se convierte en desigualdad real, era mucho mayor en la antigüedad.

8.5. Desigualdad global en América Latina

Consideremos a América Latina como una gran unidad política ("el sueño bolivariano"), ignorando sus divisiones en naciones independientes. La desigualdad global en esa extensa área geográfica es el resultado de la desigualdad al interior de cada país y de la desigualdad entre naciones, cálculo que exige llevar los ingresos nacionales a monedas comparables. Londoño y Székely (2000) computan indicadores de desigualdad para la región a partir de las curvas de Lorenz en percentiles de cada país y concluyen que la desigualdad cayó en los 1970s y se incrementó en los 1980s y primera mitad de los 1990s. El ratio de ingresos medios en los quintiles extremos pasó de 22.9 en 1970 a 18.0 en 1982, para volver a 22.9 en 1991 y subir a 24.4 en 1995. Los autores concluyen que tanto el nivel como el cambio de la desigualdad global son principalmente el resultado de diferencias al interior de cada país, más que entre países.

Utilizando microdatos de todos los países de la región para el período 1992-2006 Gasparini, Glüzmann, Sánchez y Tornarolli (2008) encuentran aproximadamente el mismo patrón para la desigualdad global que para el promedio de las desigualdades nacionales: incremento en los 1990s y caída en los 2000s.

Los cambios en la desigualdad global pueden ser analizados a través de una descomposición. Los resultados del primer panel del cuadro 8.2 muestran que la desigualdad entre países da cuenta de una fracción pequeña, aunque creciente, de la desigualdad latinoamericana global. El segundo panel muestra los resultados de una descomposición del cambio en el Theil (Tsakloglou, 1993). La desigualdad global, medida por el Theil cayó 4.2 puntos entre 1992 y 2006. Esa reducción se explica enteramente por la caída en las desigualdades internas, dado que el componente inter-países es positivo.

Estos resultados merecen una inspección más cercana. El componente intragrupal de la desigualdad global es un promedio ponderado de los cambios en los Theils nacionales. Dado que los ponderadores son las participaciones de cada nación en el ingreso total latinoamericano, Brasil y México juegan un papel decisivo en ese resultado (los dos países reúnen el 72% del ingreso en la muestra de encuestas de hogares utilizada). La caída en el componente intragrupal está fuertemente afectada por la significativa caída de la desigualdad en las dos principales economías latinoamericanas.

Cuadro 8.2
Desigualdad global en América Latina
Descomposición de la desigualdad, por país
Índice de Theil

A. Descomposición del nivel	Total	Inter-grupal	Intra-grupal	% Inter-grupal
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	63.0	2.0%
2006	60.7	2.5	58.3	4.1%

B. Descomposición del cambio	Total	Inter-grupal	Intra-grupal	% Inter-grupal
Nacional	-4.2	-7.2	-0.2	3.3
Urbano	-3.5	-5.8	0.0	2.4

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

8.6. Desigualdad global en el mundo

En los últimos años, gracias a la mayor disponibilidad de datos y el debate sobre la globalización, se ha intensificado el estudio de la desigualdad entre todos los habitantes del mundo considerado como una unidad sin divisiones políticas.[75] Existen dos enfoques metodológicos para realizar estos cálculos. El primero usa datos exclusivamente de encuestas de hogares en, idealmente, todos los países del mundo (Milanovic, 2002, 2009). El segundo estima la distribución del ingreso en cada país (i) anclando el ingreso a la evolución del PIB o consumo per cápita y (ii) estimando la forma de la distribución a partir de datos de participaciones de cuantiles o coeficientes de Gini, asumiendo en general distribuciones log-normales (Bourguignon y Morrison, 2000; Pinkovskiy y Sala-i-Martin, 2009).[76] En ambos casos es clave el papel de los ajustes por paridad de poder adquisitivo (PPA) en las mediciones de desigualdad global (Deaton, 2010).

Utilizando microdatos de encuestas de hogares Milanovic (2009) encuentra que el coeficiente de Gini mundial ha aumentado desde 68.4 en 1988 a 70.8 en 2002, un valor superior al de cualquier país. El 5% más rico de la población mundial obtiene cerca de un tercio del ingreso global. La participación del componente intergrupal es muy grande: aproximadamente el 70% de la desigualdad global proviene de diferencias de ingreso entre países.[77]

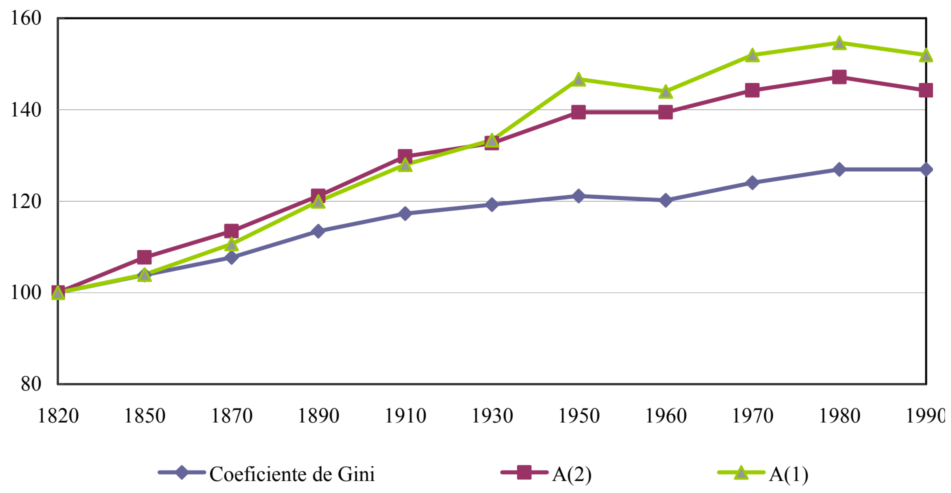
[75] Milanovic (2005) distingue tres enfoques posibles para estudiar desigualdad internacional: (i) comparar los ingresos medios de cada país, (ii) comparar los ingresos medios de cada país ponderados por su población y, (iii) comparar ingresos de toda la población mundial ignorando la división en países. Este tercer criterio, que recibe el nombre de desigualdad global, es el estudiado en esta sección.

[76] Anand y Segal (2008) resumen y discuten esta literatura.

[77] Usando el marco conceptual del comienzo del capítulo, el país de residencia es en gran medida una variable dada para los individuos y, por ende, la desigualdad mundial, en tanto determinada por diferencias entre países, es en gran parte inequitativa.

El enfoque basado en Cuentas Nacionales y datos distributivos agregados es más cuestionable, pero más sencillo de implementar. Con esa metodología Bourguignon y Morrison (2002) estiman la desigualdad global desde 1820 (figura 8.9).[78] La desigualdad ha aumentado de forma sostenida desde la Revolución Industrial, con una caída recién en los últimos años.

Figura 8.9
Desigualdad global
Índices base 1820=100

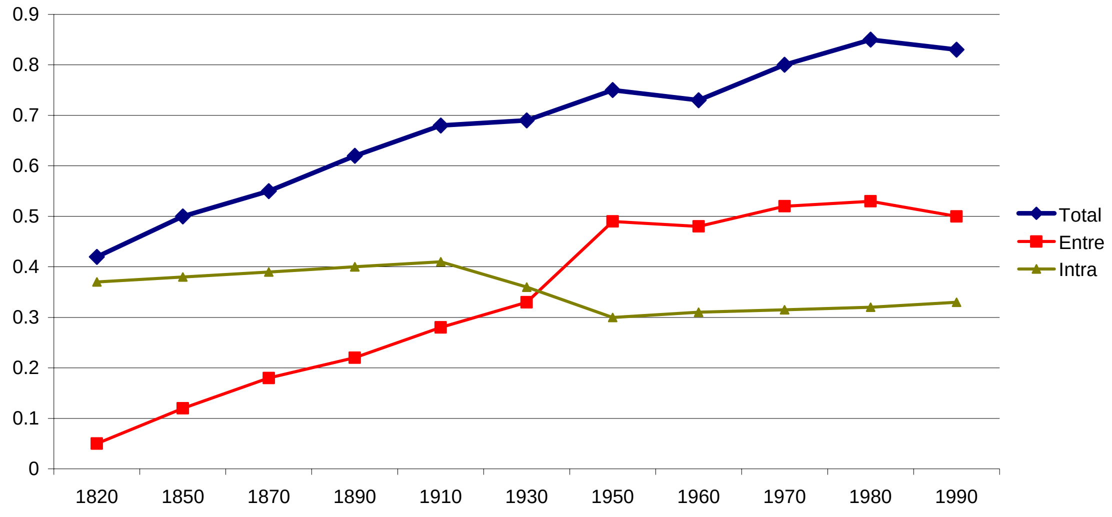


Fuente: elaboración propia sobre Atkinson y Brandolini (2008) basado en datos de Bourguignon y Morrison (2000).

La figura 8.10 reporta los resultados de la descomposición del $E(0)$ o desvío medio logarítmico, en un componente inter-países y uno intra-países. El incremento de la desigualdad entre 1820 y la Primera Guerra Mundial se debió en parte al aumento de las desigualdades internas, pero en especial al aumento de la desigualdad entre países. Ese aumento se exacerbó hasta mediados del siglo XX, compensando una reducción de las desigualdades internas. Desde entonces, las desigualdades entre países dejaron de crecer a medida que Japón y algunos países del este de Asia primero y luego China e India comenzaron a crecer a tasas más aceleradas que Europa y Estados Unidos. Ferreira y Ravallion (2009) remarcan el hecho que los cambios en la desigualdad global en la segunda mitad del siglo XX fueron mucho menos significativos que en los 130 años anteriores.

Figura 8.10
Descomposición de la desigualdad global: entre países y dentro de los países
Desvío medio logarítmico

[78] Dadas las deficiencias informativas y los cambios geopolíticos desde 1820, en lugar de trabajar con países los autores agrupan a las naciones en bloques.

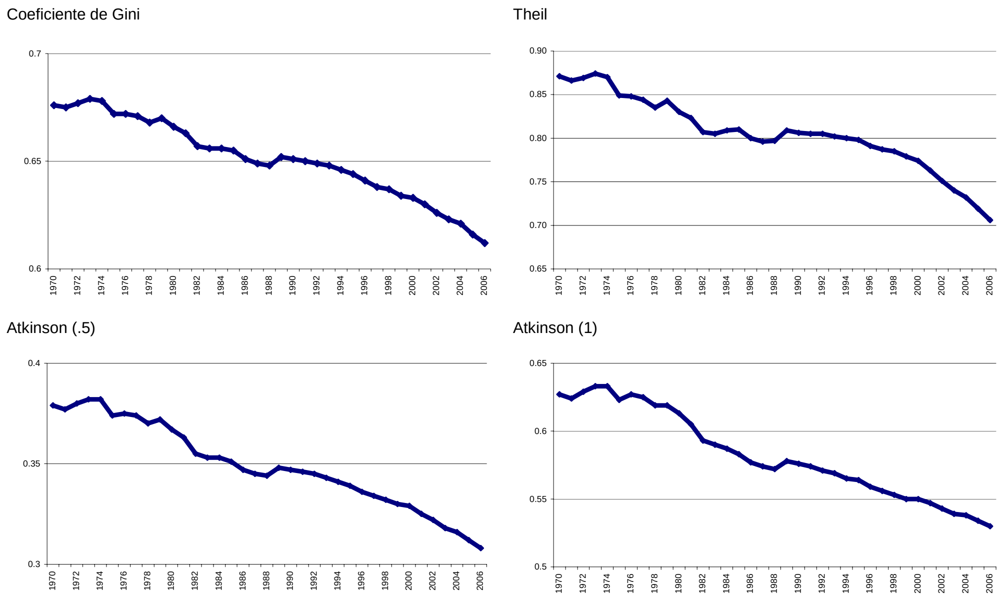


Fuente: Ferreira y Ravallion (2009) basado en datos de Bourguignon y Morrison (2000).

En un trabajo reciente Pinkovskiy y Sala-i-Martin (2009) asumen una distribución log-normal, donde la media es aproximada con el PIB per cápita a PPA y la varianza es estimada por mínimos cuadrados de información de participaciones de quintiles reportados en la base WIDER.[79] Los autores encuentran que la desigualdad mundial cayó desde los setenta de manera significativa (figura 8.11).

Figura 8.11
Desigualdad en el mundo
De Pinkovskiy y Sala-i-Martin (2009)

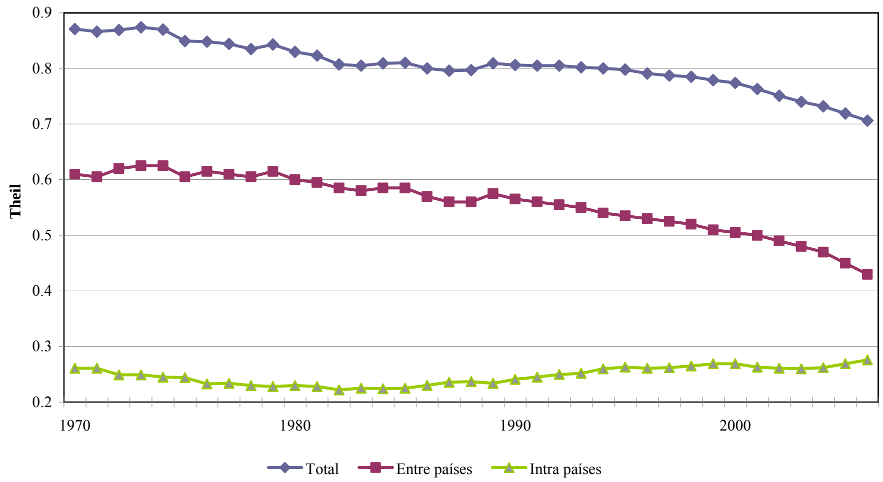
[79] Sala-i-Martin (2006) realiza un ejercicio semejante sobre la base de estimaciones por *kernels*, en lugar de paramétricas.



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

La caída de la desigualdad en el mundo está fuertemente determinada por el desempeño positivo de algunas economías asiáticas, fundamentalmente China. El ascenso económico de millones de chinos (y crecientemente de millones de ciudadanos de la India), que hace unas décadas estaban entre las personas más pobres del mundo, implicó un fuerte movimiento igualador a escala global. La figura 8.12 indica que la caída de la desigualdad global es producto de una reducción de la desigualdad entre países, y no de una reducción en las desigualdades internas.

Figura 8.12
Desigualdad en el mundo
Descomposición del Theil



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

APÉNDICE: EN LA PRÁCTICA

El Coeficiente de Gini

En este apartado se muestra cómo puede calcularse el coeficiente de Gini, que aparece en varias tablas a lo largo del texto del capítulo. En primer lugar, se muestra una manera relativamente sencilla de hacerlo. Luego, se presenta un programa que también permite computarlo. Como en los capítulos 4 y 5, se utiliza una encuesta de hogares ya procesada de acuerdo con los procedimientos discutidos en el capítulo 3.

Coeficiente de Gini simple

El índice de Gini se computa para la variable de ingreso per cápita familiar considerando únicamente a las observaciones con *ipcf* positivo. En las líneas 3-7 se almacenan el número de observaciones ponderadas y la media del *ipcf* en las macros locales *obs* y *media*, respectivamente. En la línea 8, las observaciones se ordenan de menor a mayor según su *ipcf*. La variable *tmptmp* contiene la suma acumulada de la variable de ponderación *pondera*; también aquí sólo se consideran a las observaciones con *ipcf* positivo (ver línea 9). En la línea 10 se computa la posición en el ranking de ingresos de cada observación; notar que se tienen en cuenta los ponderadores – la posición en el ranking (i) de ingresos de cada observación se computa como

$$i = tmptmp - \frac{pondera}{2} + \frac{1}{2}$$

La fórmula anterior computa la ubicación promedio en el ranking de ingresos de cada encuestado (ver variable *i*). Un ejemplo se presenta en la Tabla 1.a. Cuando no se utilizan ponderadores (es decir, *pondera*=1 para todos los individuos), la ubicación en el ranking de cada observación queda computada simplemente como el número de observación (i= n-1/2+1/2), como se observa en la Tabla 1.b.

Tabla 1.a: Ejemplo Gini con Ponderadores

ipcf	pondera	tmptmp	i
100	50	50	25.5
150	100	150	100.5
200	50	200	175.5
250	100	300	250.5

Tabla 1.b: Ejemplo Gini sin Ponderadores

ipcf	pondera	tmptmp	i
100	1	1	1
150	1	2	2
200	1	3	3
250	1	4	4

Luego, se genera la variable *tmp* para computar cada término de la sumatoria que aparece en la fórmula del Gini presentada en la ecuación (4.14) del texto (ver línea 11); es decir,

$$G = 1 + \frac{1}{N} - \frac{2}{\mu N^2} \sum_{i=1}^{N} x_i \left(N + 1 - i \right) \quad x_1 \leq x_2 \leq \ldots \leq x_N$$

donde *N* es el número de observaciones, μ es la media del ingreso, y x_i es el ingreso del individuo *i*. La línea 13 calcula el coeficiente de Gini, almacenando el resultado en la macro local *gini*; notar que en el último término aparece la suma ponderada de la variable *tmp* (ver valor almacenado en `r(sum)`). La línea 14 muestra el contenido de la macro local *gini*.

```
 1 * cap6-gini-simple.do
 2
 3 summ ipcf [w=pondera] if ipcf>0
 4 * poblacion de referencia
 5 local obs = r(sum_w)
 6 * media ingreso
 7 local media = r(mean)
 8 sort ipcf
 9 gen tmptmp = sum(pondera) if ipcf>0
10 gen i = (2*tmptmp - pondera + 1)/2
11 gen tmp = ipcf*(`obs'-i+1)
12 summ tmp [w=pondera]
13 local gini = 1 + (1/`obs') - (2/(`media'*`obs'^2)) * r(sum)
14 display "gini = `gini'"
```

Coeficiente de Gini - programa

El bloque de código siguiente muestra un programa que también puede emplearse para computar el coeficiente de Gini. En este caso, se permite al usuario especificar (1) la variable de la que quiere computarse el Gini, (2) el factor de expansión a utilizar en el cálculo, y (3) una condición `if` para determinar las observaciones que participan del cómputo del Gini. Así, una forma posible de invocar este programa es

```
gini ipcf [w=pondera] if ipcf>0 & urbano==1
```

El programa que se describe funciona agregando al Stata un nuevo comando, `gini`. La líneas 4 y 41 encierran el código del programa `gini`. Así, cada vez que el usuario invoque a este nuevo comando, se ejecutarán las sentencias contenidas entre dichas líneas. La sentencia `syntax` (ver línea 5) se utiliza para que el programa `gini` se comporte como cualquiera de los comandos de Stata; en este caso, se trata de un programa que requiere de una variable para funcionar al mismo tiempo que, opcionalmente, acepta condiciones la utilización de ponderadores y condiciones `if`. Así, si el usuario no especifica la variable de la que desea obtener el *gini*, recibirá el mensaje de error *"varlist required"*. Como en casos anteriores, la condición `if` se implementa utilizando las sentencias `preserve`, `marksample` y `keep` (ver líneas 8-13). En la línea 15 se asigna a la macro local *wt* el nombre de la variable que se emplea como ponderador de cada observación en la base de datos. Si el programa fue invocado sin ponderadores, las líneas 16-18 asignan a la macro local *wt* un valor igual a uno. En la línea 20 se ejecuta el comando `summarize` para la variable de ingreso – contenida en la macro local *varlist* -- utilizando ponderadores; luego, se almacenan en las macro locales *media* y *obs* el ingreso promedio y la población de referencia (es decir, la suma de los factores de expansión), respectivamente. En la línea 28 se crean las variables temporales (i.e., que sólo existen dentro del programa `gini`) *each*, *i* y *tmptmp*; de esta manera se evita que las variables intermedias generadas por este programa se superpongan con las ya existentes en la base de datos. Las líneas 30-34 son similares a las presentadas más arriba pero hacen referencia a las variables temporales que se emplean dentro del programa `gini`. La línea 36 almacena el coeficiente de Gini calculado en *r(gini)*. Por último, la línea 40 muestra el resultado en pantalla. Cabe hacer notar que el código de las líneas 7-38 se encuentra contenido dentro del comando `quietly` de la línea 6; así, las sentencias contenidas en dichas líneas de código no muestran resultados en pantalla.[80]

```
 1 * cap6-gini.do
 2
 3 capture program drop gini
 4 program define gini, rclass
 5   syntax varlist(max=1) [if] [iweight]
 6   quietly {
 7
 8     preserve
 9
10     * touse = 1 -> observacion si cumple if & !=.
11     * touse = 0 -> observacion no cumple if | ==.
12     marksample touse
13     keep if `touse' == 1
14
15     local wt : word 2 of `exp'
16     if "`wt'"=="" {
17       local wt = 1
18     }
19
20     summ `varlist' [`weight'`exp']
21     * poblacion de referencia
22     local obs=r(sum_w)
23     * media ingreso
24     local media=r(mean)
25
26     sort `varlist'
27
28     tempvar each i tmptmp
29
30     gen `tmptmp' = sum(`wt')
31     gen `i' = (2*`tmptmp'-`wt'+1)/2
32     gen `each' = `varlist'*(`obs'-`i'+1)
33     summ `each' [`weight'`exp']
34     local gini = 1 + (1/`obs') - (2/(`media'*`obs'^2)) * r(sum)
35
36     return scalar gini = `gini'
37
38     restore
39   }
40   display as text "Gini `varlist' = " as result %5.4f `gini'
41 end
```

[80] Se sugiere al lector que sea particularmente cuidado en el empleo del comando `quietly`; en particular, mientras se desarrolla una nueva aplicación.

A modo de ejercicio, el lector puede replicar alguno de los resultados que aparecen en la Figura 4.4 del texto.

Índice de Theil

El código siguiente puede utilizarse para calcular el índice de Theil introducido en la sección 4.5 de este capítulo (ver Tabla 4.6). En primer lugar, se computa el ingreso per cápita familiar promedio considerando únicamente a los individuos con *ipcf* positivo (ver líneas 3-4). Luego, se genera la variable *each* que almacena cada uno de los términos que se suman para computar el índice de Theil (línea 6). Las línea 7 se emplea para obtener (1) la suma ponderada de la variable *each* (ver `r(sum)` luego de un `summarize`), y (2) la población de referencia (ver `r(sum_w)` luego de un `summarize`). En la línea 8 se computa el índice Theil como el cociente entre (1) y (2). Por último, se muestra el resultado (ver línea 10).

$$T = \sum_{i=1}^{N} \frac{w_i}{N} \frac{y_i}{\mu} \ln\left(\frac{y_i}{\mu}\right)$$

```
 1 * cap6-theil-simple.do
 2
 3 summ ipcf [w=pondera] if ipcf>0
 4 local media = r(mean)
 5
 6 gen each = ipcf/`media'*ln(ipcf/`media')
 7 summ each [w=pondera]
 8 local theil = (r(sum)/r(sum_w))
 9
10 display "Theil = `theil'"
```

Se deja como ejercicio para el lector la elaboración de un programa que calcule el índice de Theil; idealmente, que permita utilizar ponderadores y condiciones `if`.

El Coeficiente de Atkinson

En este apartado se muestra cómo puede computarse el coeficiente de Atkinson (ver sección 4.6). El cómputo del índice de Atkinson no agrega ninguna dificultad respecto del cómputo de los coeficientes de Gini y de Theil. En primer lugar se asigna a la macro local *epsilon* el valor correspondiente al coeficiente de aversión a la desigualdad (ver línea 4). Las líneas 6-8 almacenan en las macros locales *obs* y *media* la población de referencia y el ipcf promedio, respectivamente – el mismo procedimiento se utilizó anteriormente para calcular otros indicadores. En las líneas 10-21 se utiliza una condición `if/else` para determinar qué fórmula debe utilizarse para computar el coeficiente de Atkinson, dependiendo del valor que se asigne al coeficiente de aversión a la desigualdad (ver macro local *epsilon*).[81] Las líneas 11-15 calculan el coeficiente de Atkinson cuando *epsilon* = 1; se utiliza la fórmula

[81] La utilización de condiciones `if/else` se explica con detalle en el Apéndice I del libro.

$$A = 1 - \frac{\left(\exp\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \ln x_i \right) \right)}{\mu}$$

donde A es el coeficiente de Atkinson, x_i es el ingreso del individuo *i*, *N* es el número de observaciones, y μ es la media de los ingresos. Luego, las líneas 17-21 computan el coeficiente de Atkinson cuando *epsilon* es diferente de 1; en este caso la fórmula es (ver ecuación (4.48) del texto)

$$A = 1 - \frac{\left(\sum_{i=1}^{N} x_i^{1-\varepsilon} \Big/ N \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}}{\mu}$$

donde ε es el coeficiente de aversión a la desigualdad. Por último, la línea 23 muestra los resultados.

```
 1 * cap6-atk-simple.do
 2
 3 * parametro aversion desigualdad
 4 local epsilon = 0.5
 5
 6 summ ipcf [w=pondera] if ipcf>0
 7 local obs = r(sum_w)
 8 local media = r(mean)
 9
10 * epsilon == 1
11 if `epsilon' == 1 {
12   generate each = ln(ipcf/`media')
13   summ each [w=pondera]
14     local atk = 1 - exp(1/`obs'*r(sum))
15   }
16 * epsilon != 1
17 else {
18   generate each = (ipcf/`media') ^ (1-`epsilon')
19   summ each [w=pondera]
20   local atk = 1 - (r(sum)/`obs') ^ (1/(1-`epsilon'))
21 }
22
23 display as text "Atkinson(e=`epsilon') = " as result `atk'
```

Se deja como ejercicio para el lector la elaboración de un programa que permita computar el índice de Atkinson.