

# Efectos del crecimiento *y las reformas económicas* sobre la distribución del *ingreso en América Latina*

---

**Samuel A. Morley**

*International Ford Policy  
Research Institute  
s.morley@cgiar.org*

En este artículo se pretende investigar los factores determinantes de la distribución del ingreso en América Latina, prestando particular atención a dos aspectos: uno es la relación entre la distribución y el ingreso y el otro el impacto del conjunto de reformas económicas estructurales que se han aplicado en la región en los últimos años. De la evidencia econométrica se desprenden dos conclusiones principales. Parece haber una relación sólida y significativa entre la distribución y el ingreso. Tiene la forma de U invertida que Kuznets predijo, aunque esta relación se ha ido haciendo más regresiva con el tiempo. El crecimiento es ahora bastante menos progresivo que antes. En términos globales, esto quiere decir que es poco probable que la distribución mejore con un mayor crecimiento en América Latina, de modo que habrá que tomar medidas complementarias. Entre las que sugieren las regresiones se hallan la de mantener bajas tasas de inflación y la de invertir en educación. Generalmente, las reformas estructurales parecen tener un efecto regresivo sobre la distribución, pero ese efecto es pequeño y estadísticamente no muy sólido. Las reformas en distintas áreas tienen efectos contradictorios sobre la equidad. La reforma comercial, siendo regresiva en todas nuestras especificaciones, es insignificante en todas menos en la muestra nacional. La reforma tributaria es indudablemente regresiva, y la apertura de la cuenta de capital es sin duda progresiva. Nuestros resultados relativos a las reformas comercial y tributaria y la liberalización de la cuenta de capital son los más sólidos y significativos que tenemos. Para las otras dos reformas —la privatización y la reforma financiera— los datos con que contábamos no permitían llegar a un resultado concluyente.

# I

## Introducción

Ha habido muchas iniciativas anteriores encaminadas a construir modelos econométricos de la relación entre el nivel o tasa de crecimiento del ingreso y la distribución del ingreso. La mayoría han sido estimaciones de la relación de Kuznets, sobre la base de comparaciones entre países de estadísticas del ingreso y su distribución<sup>1</sup> (Ahluwalia, 1976; Anand y Kanbur, 1993; Bruno, Ravallion y Squire, 1996; Clarke, 1995; Deininger y Squire, 1996; DeJanvry y Sadoulet, en prensa; Fields, 1994; Ravallion y Chen, 1997). Todos, salvo el último, emplean una muestra de países de todo el mundo. La dificultad está, como señala Fields, en que, como América Latina es una región de ingreso medio con la más alta desigualdad del mundo, se puede obtener una curva de Kuznets en forma aparente de U invertida simplemente por la selección de la muestra. Fields observó que si reemplaza los datos sobre América Latina por una variable ficticia, la supuesta relación entre el ingreso y la desigualdad desaparece. Deininger y Squire (1996) descubrieron exactamente lo mismo. Bruno, Ravallion y Squire (1996) emplearon datos de 63 estudios que abarcaban 44 países para comprobar la hipótesis de Kuznets tanto en cuanto a los niveles como a las variaciones con el tiempo. En ningún caso hallaron pruebas de que existiera una U invertida, y nunca se dio una relación entre la distribución y el

ingreso que fuera significativamente distinta de cero. Ravallion y Chen (1997) hicieron una regresión de los cambios en el coeficiente de Gini comparados con los cambios en el consumo real medio en 64 períodos de 67 países. En toda la muestra advirtieron una relación negativa y significativa entre los dos fenómenos. Sin embargo, al excluir las observaciones de Europa oriental y Asia central de la muestra, desaparecía la relación.

Vamos a calcular econométricamente una función de distribución empleando una serie histórica de corte transversal combinada para 16 países de América Latina. Evidentemente se presentan graves dificultades econométricas cuando se intenta emplear datos de este tipo para un solo país. Esencialmente se está suponiendo que la relación entre la distribución y el ingreso en los países de ingreso elevado hoy es similar a la que podrán tener los países menos desarrollados cuando alcancen ese nivel de ingreso. En otras palabras, efectos desconocidos, específicos de un país, no afectan la relación entre el ingreso y la distribución. Por supuesto que hay muchos factores que varían de uno a otro país y que podrían tener un impacto sobre la distribución o sobre su sensibilidad a las variaciones del ingreso. Estos factores deben incluirse en el modelo. Además, empleamos un modelo de efectos fijos con constantes específicas por país para captar cualquier factor desconocido, específico por país, que afecte la relación de distribución.

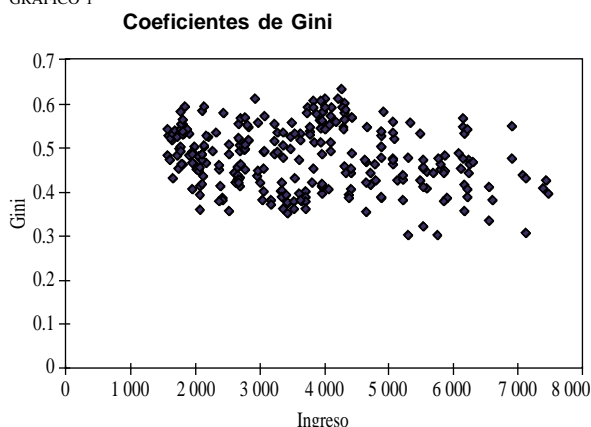
La base de datos empleada en nuestra estimación econométrica es mucho más amplia que la que suele emplearse en la estimación de la curva de Kuznets en la región latinoamericana, y ello gracias a los esfuerzos pioneros de recolección de datos de la CEPAL, el Banco Interamericano de Desarrollo (BID) y el Banco Mundial. La muestra consta de 261 observaciones en 16 países entre 1960 y 1997. No se incluyó a ningún país en el estudio a menos que se contara por lo menos con cuatro observaciones distintas

El gráfico 1 ilustra en forma sencilla los coeficientes de Gini y niveles de ingreso de todas las observaciones contenidas en nuestra muestra. Hay evidentemente graves problemas de comparación entre muchos de estos estudios y por lo tanto de las distribuciones de ellos derivadas. Algunos de los estudios se basan

□ Este artículo, que forma parte de un proyecto de investigación sobre "Crecimiento, Empleo y equidad: América Latina y el Caribe en los Años Noventa" llevado a cabo por investigadores de la CEPAL en nueve países de la región y financiado por los gobiernos de los Países Bajos y Suecia, el International Development Research Centre de Canadá y la Fundación Ford, resume los resultados reseñados con mayor amplitud en Morley (por publicarse, cap. cuarto). El autor desea agradecer a Oscar Altimir, Al Berry, Nancy Birdsall, François Bourguignon, Hubert Escaith, Luis Felipe Jiménez, Osvaldo Larrañaga, Arturo León, Eduardo Lora, Richard Newfarmer, Miguel Szkely, Jaime Saavedra, Bárbara Stallings, Anthony Tillett, Jürgen Weller y los participantes en los seminarios de LACEA, Brookings Carnegie y la CEPAL por sus comentarios sobre versiones anteriores del presente documento. Huelga señalar que no son responsables de los errores, problemas de datos o vacíos analíticos que puedan subsistir.

<sup>1</sup> Simon Kuznets (1955) descubrió una relación de U invertida entre el ingreso y su distribución al emplear datos de Inglaterra y los Estados Unidos y formuló la hipótesis de que podía explicarse principalmente por el movimiento de la población desde una economía rural de bajos ingresos a una economía urbana de ingresos más altos.

GRAFICO 1



en la distribución del ingreso familiar, otros en el ingreso familiar per cápita. Aunque la mayoría se basan en el ingreso, unos pocos emplean datos sobre el gasto, porque éste se mide con un margen de error mucho menor y es un mejor indicador del ingreso permanente.

Otra importante distinción se da entre los estudios urbanos y los nacionales. Tanto Fields (1994) como Deininger y Squire (1996) sostienen que sólo deben emplearse las encuestas nacionales en los análisis de la distribución del ingreso. Pero en muchos países —Bolivia, Ecuador y Paraguay— hasta hace poco sólo se contaba con encuestas urbanas y en otros dos —Argentina y Uruguay— esas todavía son las únicas encuestas disponibles. Por lo tanto se está ante la disyuntiva de excluir a esos países de toda labor analítica, o de intentar controlar las diferencias sistemáticas entre las encuestas urbanas y las nacionales empleando variables ficticias. Hemos optado por este camino. No sólo aumenta así considerablemente el tamaño de nuestra muestra, sino que nos permite descubrir si existen diferencias sistemáticas de reacción en el ingreso o el crecimiento del ingreso entre el sector urbano y las encuestas nacionales. Para comprobar el grado de sensibilidad de las estimaciones a esta agregación, mostraremos los resultados de las encuestas urbanas y nacionales por separado.

## II

### El modelo para los factores determinantes de la distribución del ingreso

Podemos anotar en la siguiente ecuación el modelo de regresión general para la distribución:

$$Gini_{it} = A_i + B_i Y_{it} + C_i 1/Y_{it} + DZ_{it} + ER_{it} + FS_i + GT_i Y_{it} + HT + \text{error} \quad [1]$$

en que  $i$  indica países y  $t$  indica el año.

El coeficiente de Gini será nuestra medida de la distribución del ingreso.  $A$  es una constante de regresión que puede variar entre países pero, en nuestro modelo, no puede variar por años.  $Y$  es el ingreso.  $Z$  es un vector de variables como la inflación, la distribución de la tierra y la educación, que, por hipótesis, pueden tener un efecto sobre la distribución.  $R$  es un número índice de reforma económica y  $S$  es el vector de variables ficticias que recoge varias características de la muestra, como su carácter urbano, su base en el ingreso familiar o en el ingreso per cápita y el que

represente el gasto en vez del ingreso.  $T$  es una variable de tendencia

Los dos primeros términos del ingreso representan la relación de Kuznets. Según nuestra hipótesis, esta relación tiene la forma de una U invertida en la que la desigualdad aumenta con el crecimiento del ingreso en los tramos inferiores del ingreso, pero decae con el crecimiento por sobre determinado nivel de ingreso. Esta hipótesis implica que tanto  $B$  como  $C$  serán negativos y significativos.

Con respecto a la tendencia, introdujimos dos términos distintos de tendencia en la ecuación [1], para probar la hipótesis de que ocurren cambios significativos en la curva  $K$  con el tiempo. Si  $H$  es negativo, la curva de Kuznets se desplaza hacia abajo con el tiempo (es decir, la distribución se vuelve más progresiva). Sin embargo, también postulamos que puede haber un cambio sistemático en la relación entre el ingreso y su distribución. En nuestra hipótesis, ese cambio es re-

gresivo, lo que implica que  $G$  es positivo. Quizá por razones tecnológicas, el crecimiento resulta ahora más regresivo que antes. Si  $G$  es positivo, la pendiente de la curva  $K$  cambia con el tiempo. A la izquierda del punto de inflexión donde la curva misma muestra una pendiente ascendente, la figura se vuelve paulatinamente más escarpada. A la derecha del punto de inflexión, donde la pendiente misma es negativa, la tendencia se manifiesta en una pendiente que gradualmente se aplatina. Además, el término de interacción hace que el propio punto de inflexión se corra gradualmente a la derecha con el tiempo, con lo cual se amplía el campo en que el crecimiento resulta regresivo. Así pues, los términos de tendencia siguen dos trayectorias opuestas. El término de tendencia en el intercepto es progresivo y desplaza la curva  $K$  hacia abajo. Pero el término de interacción es regresivo.

Hemos sostenido que la distribución de los activos debiera tener un efecto sobre la distribución del ingreso. Incluiremos aquí dos medidas de esa especie, una para la distribución de la tierra y la otra para la distribución de la educación. La primera es una variable ficticia que es igual a uno para aquellos países que tienen una distribución desigual de la tierra.<sup>2</sup> Usamos dos variantes, una que toma el valor de uno para todas las observaciones de los países con una desigual distribución de la tierra y la otra con el valor unitario para los datos nacionales pero no urbanos. Esto significa que, en la segunda variante, todas las observaciones para el Paraguay tienen un valor de cero, aunque el Paraguay tiene una distribución muy dispereja de la tierra, porque todas las observaciones son del medio urbano.

Con respecto a la educación, suponemos que la oferta relativa de mano de obra con mayor o menor instrucción tendrá un efecto significativo sobre los salarios relativos y la distribución del ingreso. Empleamos varios indicadores distintos de la oferta de mano

de obra con y sin instrucción: "sin instrucción" representa el porcentaje de la población adulta sin escolaridad alguna; "primaria" es el porcentaje que no ha cursado más allá de la escuela primaria; y "superior" el porcentaje que ha cursado más que la escuela secundaria. También intentamos usar medidas de varianza de los niveles de instrucción en la población adulta. Sin embargo, el problema con esta variable radica en que los mejoramientos de la educación que aumentan la oferta de egresados de la escuela secundaria y la universidad en muchos casos elevarán la varianza cuantificada en vez de reducirla.

La inflación es otra variable importante que debiera ejercer una poderosa influencia sobre la distribución. Los mercados laborales reaccionan con bastante rapidez ante tasas moderadas, pero no extremas, de inflación. Cuando la tasa de inflación es baja, los salarios nominales se reajustan y puede haber cambios mínimos en la estructura de los salarios por efecto de las variaciones de precios. Pero esto no ocurre en períodos de hiperinflación. Los reajustes de salarios, sobre todo del salario mínimo, pueden quedar rezagados frente a la tasa de inflación. Además, aunque los salarios nominales se eleven en total consonancia con la inflación, sigue siendo valedero el hecho de que el nivel promedio del salario real en el período de reajuste será función negativa de la inflación. Ese factor no tiene gran importancia cuando la tasa de inflación es baja, pero es de suma importancia cuando la tasa es alta, razón por la cual los intervalos entre los reajustes se van acortando en períodos de hiperinflación. La consecuencia de todo esto es que si bien las altas tasas de inflación pueden tener repercusiones sobre la distribución, la relación es no lineal en alto grado. Para comprobarlo hemos incluido una variable ficticia de inflación, que asume el valor unitario en cualquier año en que la inflación excede 1 000% y es igual a cero en todos los demás casos.

### III

## Las reformas económicas estructurales

Dado nuestro interés en el impacto de las reformas económicas, era esencial contar con algún índice cuantificable para comparar el alcance de las reformas entre

distintos países o el progreso de las reformas con el tiempo en un solo país. Cómo lo hicimos se describe en mayor detalle en Morley, Machado y Pettinato

<sup>2</sup> Tuvimos que usar una variable ficticia en vez de una estimación numérica porque en algunos casos no existían esas estimaciones

para distintos países, y en otros parecen basarse en mediciones diferentes.

(1999) y representa una extensión del trabajo iniciado por Eduardo Lora en el BID (véase Lora, 1998).

El índice es un promedio simple de los índices de reforma en cinco áreas: comercio, finanzas, impuestos, privatización y cuenta de capitales. En cada área tratamos de escoger indicadores como las tasas del arancel o tributarias que reflejan la política del gobierno más bien que variables vicarias de esas políticas como la apertura del comercio o el déficit gubernamental. Cada índice fue normalizado para caer entre 0 y 100, asignándose este último al país y año en que el sector sufrió las mayores reformas o estuvo libre de distorsión o intervención gubernamental, y cero al país y año con el grado más alto de intervención.<sup>3</sup> Con ello no queremos insinuar que el valor elevado de un índice sea necesariamente mejor que un valor bajo, sino tan sólo que el sector se acerca más a una solución ideal de mercado sin intervención gubernamental.

El índice de reforma comercial es el promedio de dos subcomponentes: el nivel medio y la dispersión de los aranceles. No pudimos llegar a una medición satisfactoria de las restricciones no arancelarias, lo cual es una deficiencia del índice, porque en algunos países como el Brasil ellas tuvieron un efecto significativo sobre la sincronización de la reforma comercial. La reforma financiera interna resulta del promedio de tres subíndices: el control de las tasas bancarias de endeudamiento y de crédito y la relación entre las reservas y los depósitos. La reforma arancelaria tiene cuatro subcomponentes: la tasa impositiva marginal máxima sobre los ingresos de las empresas y de las personas, la tasa del impuesto sobre el valor agregado, y la eficiencia del IVA. Nuestro índice de privatización es igual a 100 menos el porcentaje de valor agregado por las empresas estatales al producto interno bruto no agrícola. La reforma de la cuenta de capitales es el promedio de cuatro subcomponentes que reflejan el grado de control estatal sobre la inversión extranjera, los límites sobre la repatriación de utilidades e intereses, los controles sobre los préstamos contratados en el exterior y el egreso de capitales. A diferencia de los demás índices, éste se basa en una interpretación subjetiva de las descripciones que aparecen en la publicación sobre disposiciones de balance de pagos que publica el Fondo Monetario Internacional (FMI).

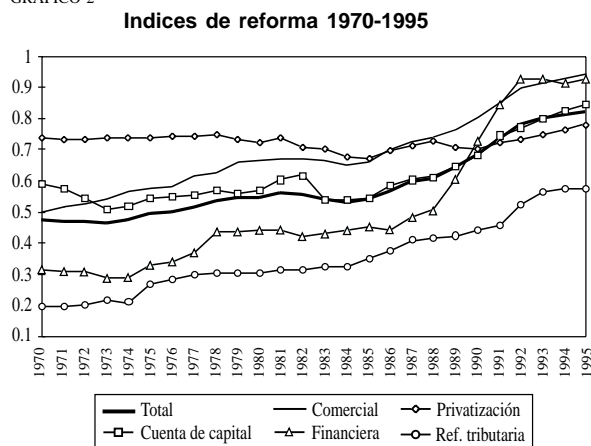
<sup>3</sup> Formalmente, cada índice se define como  $I_{it} = (IR_{it} - Min)/(Max - Min)$ , en que  $IR$  es el valor bruto del índice en el país  $I$ , año  $t$ , y  $Max$  y  $Min$  son los valores máximo y mínimo del índice bruto para todos los países en el período 1970-1995.

En esta definición de reforma hacemos una clara distinción entre lo que llamamos una reforma estructural y las reformas de política macroeconómica, como reducción del déficit gubernamental, control de la inflación y administración del tipo de cambio, que podrían calificarse de reformas de estabilización. En muchos países ambos tipos de reformas se impulsaron a un mismo tiempo para hacer frente a crisis de balance de pagos o de hiperinflación. Aquí analizaremos las reformas estructurales solamente. El impacto de las reformas de estabilización se captarán a través de su efecto sobre la inflación y el nivel del ingreso.

Hasta cierto punto, la elección de lo que se incluiría en nuestra cuantificación de la reforma estructural fue arbitraria. Se podría sostener que las dos reformas más importantes excluidas eran las del mercado del trabajo y la reglamentación del mercado financiero. Excluimos la primera porque en el trabajo de Lora el índice de reforma del trabajo por país varió muy poco entre 1985 y 1995, y porque esa medida no habría captado los importantes cambios ocurridos en los países del Cono Sur en el decenio de 1970. Excluimos la reglamentación del mercado financiero por no contar con una medida adecuada. La eliminación de los subsidios de precio fue otra reforma excluida, aunque probablemente tuvo efectos importantes en algunos países.

El gráfico 2 presenta promedios para toda la región de cada uno de nuestros índices de reforma. Permite apreciar a primera vista qué sectores han sido los más reformados y cuándo ocurrió el proceso. El gráfico 3 muestra la progresión de las reformas en cada uno de los países de nuestra muestra. Adviértase que estos índices son valores no ponderados, promedios simples, para cada uno de estos países.

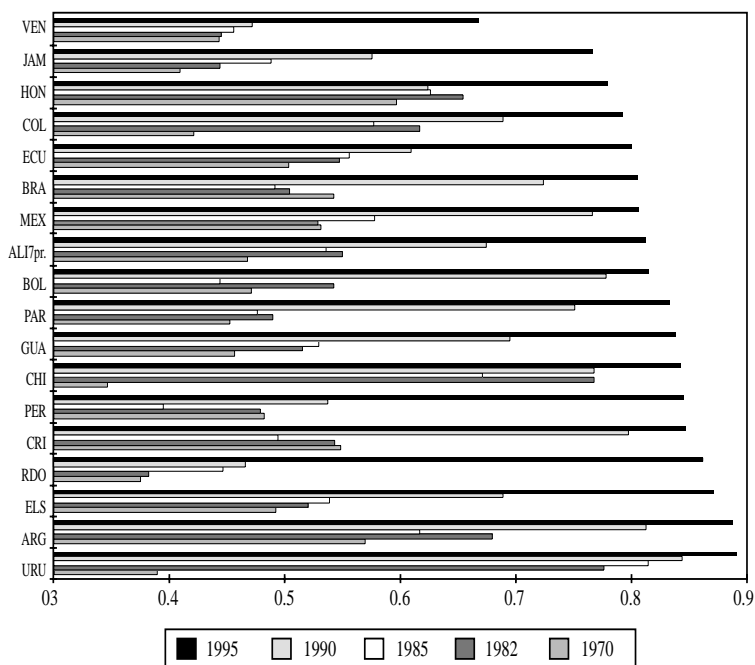
GRAFICO 2



Fuente: Morley, Machado y Pettinato (1999).

GRAFICO 3

## América Latina y el Caribe (17 países): Índices de reforma por país, 1970-1995



Fuente: Morley, Machado y Pettinato, 1999.

## IV

### El impacto de las reformas

¿Qué cabría esperar como efecto de estas reformas sobre la equidad? Cuando se analiza todo el conjunto de reformas, se advierte que el propósito general es eliminar todo tipo de traba que impida el libre juego de las fuerzas del mercado sobre la distribución de los recursos. Las reformas comerciales eliminan los aranceles que protegen la producción interna, y las reformas financieras y la privatización reducen la influencia del gobierno sobre la distribución de los recursos. Las reformas del balance de pagos integran los mercados extranjeros con los internos y disminuyen la capacidad del gobierno para controlar los movimientos de capital. Del mismo modo, las reformas del mercado del trabajo aumentan la flexibilidad del trabajo o, dicho de otra manera, reducen la capacidad del trabajador para defenderse, ya sea contra las fluctuaciones de la demanda derivadas de los movimientos del mercado o, alternativamente, de las reducciones de salarios. Todas juntas significan un enorme salto hacia un mundo

nuevo cuyos costos de transición se justifican por los beneficios previstos en cuanto a eficiencia, elevación de ingresos y crecimiento económico. Que estas reformas hayan o no tenido esos beneficios, es evidente que se ha prestado muy poca atención a los que pierden y a los que ganan en este proceso y a sus repercusiones distributivas.

En los últimos tiempos ha habido varios intentos de examinar la relación entre las reformas y la distribución del ingreso. Albert Berry publicó recientemente una serie de estudios de casos sobre nueve países de la región (véase Berry, ed., 1998). Advierte que en todos los casos, salvo en Costa Rica, y quizás en Colombia, el período de reformas coincidió con un incremento muy pronunciado de la desigualdad. La expectativa de que la reforma comercial llevaría a una disminución en las diferencias de salario no se ha cumplido en la práctica, lo que estaría indicando ya sea que la ventaja comparativa de América Latina no está en los

productos que dependen de un uso intensivo de mano de obra poco calificada o que esa apertura ha producido un cambio de la tecnología a favor de una producción de uso más intensivo del capital y de la tecnología. Las estadísticas para su estudio concluyen al iniciarse el decenio de las reformas de manera que no se sabe si el aumento de la desigualdad que se observó es parte de un reajuste de corto plazo o una tendencia desfavorable de largo plazo.

El estudio de Victor Bulmer-Thomas llega a conclusiones igualmente pesimistas aunque por razones algo diferentes (Bulmer-Thomas, 1996). El análisis teórico de cada una de las distintas reformas lleva a los estudiosos incluidos en su libro a concluir que aplicando el conjunto de las reformas, caerán los salarios reales, aumentará la cesantía, se elevarán las tasas reales de interés, crecerá el sector informal de la economía y se acentuará la concentración de la riqueza, todos factores regresivos. Sin embargo, no hay suficientes pruebas para saber si sus predicciones son valederas ya que su estudio sólo llegó hasta 1992. En resumen, concluye que el problema con el nuevo modelo económico se relaciona no tanto con la equidad como con la posibilidad de que la nueva hegemonía de los mercados y el sector privado sea capaz de producir un crecimiento adecuado, sostenido y perdurable del ingreso por habitante.

Londoño y Szekely (1998) del BID llegaron a una conclusión muy distinta. Aplicando regresiones por países de corte transversal en lugar de estudios de casos de países, señalan que la equidad se relaciona positivamente tanto con el crecimiento como con la inversión. Estos a su vez se relacionan positivamente con las reformas estructurales del nuevo modelo económico, lo que lleva a la conclusión de que las reformas son de efecto progresivo. Esta apreciación la confirma la correlación directa de las proporciones de ingreso que captan distintos quintiles de la población con los índices de las diferentes reformas. Aunque no había una relación significativa entre las participaciones en el ingreso y la mayoría de los índices, la liberalización del comercio se relacionaba positivamente con la proporción del ingreso del quintil inferior y negativamente con la proporción que correspondía al quintil superior. Para estos investigadores, a diferencia de muchos otros, la reforma comercial ayudaba a los pobres y a los no capacitados.

Hay una literatura cada vez más abundante acerca de los efectos de la reforma comercial sobre la desigualdad de salarios (Robbins, 1995 y 1996; Wood, 1994 y 1997; Edwards, 1997; Ocampo y Taylor, 1998). Conclusión general de todos estos trabajos es que la

desigualdad de salarios ha aumentado en los países que abrieron sus mercados internos a la competencia externa. Aunque un aumento en la desigualdad de salarios no implica necesariamente una mayor desigualdad de ingreso total, estos resultados sugieren que hay que aceptar con cierta prudencia la afirmación de Heckscher-Ohlin de que el comercio ayudaría a los países que tienen una gran oferta de mano de obra no calificada. Wood (1994) sostiene que la experiencia de Asia oriental en los decenios de 1960 y 1970 apoya la tesis de que una mayor apertura comercial tiende a reducir la diferencia de salarios entre los trabajadores calificados y no calificados en los países en desarrollo. Sin embargo, en América Latina, desde mediados del decenio de 1980, se han ampliado las diferencias salariales con la mayor apertura. Wood (1997) piensa que estas contradictorias comprobaciones no son probablemente el resultado de diferencias entre el Asia oriental y América Latina, sino que más bien se deben a la distinta situación que surgió entre 1960 y 1980, concretamente con la entrada de China al mercado mundial y quizás con el nacimiento de una nueva tecnología que no favorece a los trabajadores no capacitados.

Spilimbergo, Londoño y Szekely (1997) señalan que lo que realmente importa es la dotación de factores de cada país, incluida la tierra, con relación al promedio de la oferta mundial efectiva de cada factor. También señalan que de ser constante la dotación de recursos, la apertura comercial se asocia con una mayor desigualdad. Sin embargo, este efecto depende de la abundancia relativa de cada tipo de factor. La desigualdad aumenta en los países que están relativamente bien dotados de tecnología, pero desciende en países con una buena dotación de capital físico y tierra. Como en su muestra la dotación de factores en América Latina se acerca a los promedios mundiales, el efecto de la apertura comercial sobre la desigualdad es moderado —un alza de 10% en su índice de apertura sólo eleva el coeficiente medio de Gini en 0.63 puntos.

Al plantear este problema no debe ignorarse el lado de la demanda. El propósito de la reforma comercial es descartar un proceso ineficiente de sustitución de importaciones para producir bienes exportables en los cuales los países tienen una ventaja comparativa. La relación con la distribución del ingreso proviene de las diferencias en la demanda de factores entre ambos tipos de productos. Es un asunto de intensidad relativa en el uso de los factores. Pero también hay que considerar el aspecto de la demanda. El éxito de las antiguas estrategias de desarrollo basadas en la sustitución de importaciones para el mercado interno dependía en gran parte de la capacidad de crecimiento de ese mer-

cado. Para que pueda producirse un desarrollo económico satisfactorio, aplicando ese tipo de estrategia, tiene que existir una creciente clase media con un poder de compra en expansión. La elevación de los salarios reales constituye parte integral de esa estrategia. Las economías capitalistas maduras descubrieron hace mucho tiempo que tanto los dueños del capital como sus trabajadores se beneficiarían si aplicaban una estrategia en que la elevación de los salarios se traducía simultáneamente en un aumento de los costos y de las utilidades, por la expansión del mercado interno que suponen los mayores pagos salariales.

Otra cosa es la estrategia de crecimiento arrastra por las exportaciones. Su éxito depende de controlar los costos. El mercado interno no tiene importancia. El alza de los salarios reales presenta una amenaza evidente para el crecimiento en el modelo de exportación. No tiene el efecto positivo indirecto a través de la demanda que ejerce en una estrategia de crecimiento hacia adentro. Los países que se embarcan en el crecimiento hacia fuera están haciendo depender el nivel de sus salarios de los niveles salariales y costo de la mano de obra en otros países. Bien puede ser que las ventajas de una mayor eficiencia en la producción para la exportación en vez de la sustitución de importaciones contrapesen las desventajas de esta competencia salarial de manera que los trabajadores queden en mejor situación. Pero este hecho no es en modo alguno evidente a primera vista, sobre todo en las economías grandes.

¿Cuál es el efecto probable de liberalizar la cuenta de capitales? Esta reforma tiene por resultado una integración más estrecha entre los mercados de capitales local e internacional, con lo cual los tipos de interés y las tasas de utilidad locales, ajustadas por el factor riesgo, se acercan más a las que prevalecen en el resto del mundo. Que este fenómeno sea progresivo o no depende de la reacción de los dueños extranjeros y nacionales del capital. Si los inversionistas extranjeros se han abstenido de entrar a un país por los controles sobre la repatriación de capitales y utilidades, las reformas probablemente estimularán una entrada de capital extranjero. El efecto distribucional de esta entrada es ambiguo. Las relaciones salarios/utilidades debieran caer al subir la relación capital/trabajo. Este es un efecto progresivo. Pero al mismo tiempo si el capital y la mano de obra calificada se complementan, la diferencia por especialización aumentará, lo cual es regresivo. Una ambigüedad semejante resulta de la acción de los dueños de capital nacionales. Parte de la liberalización de la cuenta de capitales tiene por objeto levantar las restricciones sobre el egreso de capita-

les de propiedad de inversionistas nacionales. Si había una demanda excesiva de divisas con los controles de capital, probablemente las reformas se traducirán en un egreso de capitales, con resultados opuestos a los descritos para la entrada de capital extranjero.

Aparte del efecto de estas reformas sobre la oferta y demanda de factores, la remoción de las barreras a los movimientos de capital aumenta el poder de negociación del capital frente a los trabajadores y al gobierno. Probablemente el efecto será regresivo. Si los inversionistas tienen libertad de trasladarse de un país a otro, el gobierno tendrá mucho mayor dificultad en gravar los capitales o aplicar reglamentos que obliguen a las empresas a financiar una mayor parte del costo de la infraestructura o la reglamentación laboral. En efecto, en un mundo de perfecta movilidad de los capitales, los países se verán obligados a competir en su oferta de generosas moratorias fiscales, créditos subvencionados y otros tipos de onerosa asistencia como medio de atraer al capital extranjero. Pero no sólo se afecta al capital extranjero. El mismo argumento se aplica al capital nacional. Tanto los gobiernos como los trabajadores se verán obligados a aceptar sistemas suficientemente generosos como para que los empresarios y dueños de la riqueza nacional no sientan el deseo de invertir su dinero en otra parte. De esta manera, al abrir la cuenta de capitales la balanza del poder se inclina a favor de los que poseen el capital. Esta es una de las razones que explican la pérdida de importancia de los impuestos sobre las utilidades de las empresas y la gran reducción de la tasa marginal de los impuestos que gravan los ingresos de los tramos superiores en la mayoría de los países latinoamericanos en los últimos años.

Las reformas financieras eliminaron los controles sobre los tipos de interés, redujeron los encajes obligatorios de los bancos, y disminuyeron el uso de los créditos dirigidos o subvencionados. Probablemente esto no tenga más que un efecto insignificante sobre la distribución del ingreso, pero en la medida en que estas reformas aumentaron el ahorro y la inversión privados, debiera tener efectos progresivos.

El cuarto componente del proyecto de reforma es la reforma de la tributación. Se han aplicado generalmente dos medidas principales. La primera es el impuesto al valor agregado. Los reformadores abogaban por este impuesto porque sostenían que si bien todos los impuestos tienen un efecto distorsionador de las decisiones privadas, estos efectos son menores cuando se aplica un impuesto al valor agregado (IVA) de carácter general que cuando se introducen aranceles o altos impuestos a la renta marginal. Además hay me-



nos evasión tributaria con el IVA que con un sistema basado en el impuesto a la renta. El IVA fue implantado en el decenio de 1970 en nueve de los diecisiete países sobre los cuales tenemos información. En el decenio de 1980 se adoptó en todos los demás países de la región y además se aumentó la cobertura o la eficiencia de la aplicación de este impuesto en la mayoría de los países.

Un segundo elemento de la reforma tributaria fue la reducción de las tasas marginales aplicables a los ingresos de las empresas y las personas naturales, lo que redujo en alto grado la progresividad del impuesto a la renta. Todos los países de la región han reducido la tasa marginal del tramo más alto desde 1970. No todos han extremado la medida como el Uruguay, que eliminó todo el impuesto a la renta personal, pero la tasa marginal media sobre el ingreso personal ha caído de alrededor de 50% en 1970 a cerca de 25% en 1995. La tasa para las empresas ha descendido de 37% en 1970 a 29% en 1995. Casi todos estos cambios han ocurrido después de 1985.

Desde el punto de vista de la distribución, el efecto de las reformas del sistema tributario fue trasladar el gravamen del sistema tributario desde las clases adineradas hacia las clases medias y bajas. La introducción y luego la expansión del impuesto sobre el valor agregado significó un abandono de la tributación sobre el ingreso a favor de la tributación sobre el consumo. Como los sectores pobres consumen una mayor proporción de sus ingresos, esta reforma debe haber tenido un efecto regresivo, salvo en ciertos países en que se eximieron del impuesto los bienes de primera necesidad.

Los cambios en el impuesto sobre los ingresos reforzaron la tendencia hacia una mayor regresividad. Se redujeron las tasas marginales más altas sobre el ingreso personal y la tasa para las empresas se rebajó en más del 20%. Aparte de una mayor falta de neutralidad, el impacto de las reformas tributarias debe depender también de la porción del ingreso nacional que se grava. Este aspecto no ha sido incluido en nuestro índice de reforma. Aunque rebasa el ámbito del presente trabajo el análisis completo de la incidencia de todos estos cambios, es casi seguro que fueron regresivos. Sin embargo, cabe señalar que si la reforma tributaria formaba parte de un programa de reducción del déficit y control de la inflación, su efecto general bien puede haber sido progresivo.

Otro componente importante de las reformas en la región fue la privatización. Las empresas estatales eran un elemento clave del antiguo modelo de desa-

rollo que ha sido dramáticamente desmantelado por las reformas que estamos analizando. El impacto de la privatización sobre la distribución del ingreso depende de tres elementos. En primer lugar, hay que considerar si el precio de venta de los activos de las empresas fiscales refleja su verdadero valor de mercado. Si fuera menor, los compradores habrían recibido un regalo de los contribuyentes. En segundo lugar, para las empresas de utilidad pública como la electricidad, los teléfonos y el agua potable, el impacto depende de lo que ocurre con el precio de los servicios que proporcionan al público. En muchos casos, las compañías estatales subvencionaban a sus clientes al vender sus productos a precios por debajo del costo. Transferir ese tipo de compañía al sector privado eliminando el subsidio podría resultar progresivo o regresivo, según quiénes eran los clientes. A primera vista pareciera que su efecto es regresivo; sin embargo, un estudio reciente de los precios de la gasolina y la electricidad en Venezuela y el Perú llegó a la conclusión contraria, porque los que tienen medios para contar con electricidad y automóviles provienen de los tramos superiores de la distribución, no de los más bajos (Márquez y otros, 1993). Es probable que la mayor parte de este subsidio haya beneficiado a la clase media.

Ninguno de estos efectos que hemos estado comentando hasta ahora se reflejará en nuestros datos sobre la distribución, porque estos recogen ingresos y no gastos o riqueza. Pero un efecto de la privatización que se refleja en las estadísticas de ingreso es el que afecta la demanda y el empleo de fuerza de trabajo. Era baja la productividad de la fuerza de trabajo en las empresas estatales típicas. Por razones políticas muchos gobiernos se interesaban más en usar estas empresas para generar empleo que para proporcionar un buen servicio al costo más bajo posible. Cuando se vendieron, todo tuvo que cambiar. Las privatizaciones en países como Chile y Argentina fueron acusadas de gran parte de la destrucción de empleos y aumento de la cesantía que siguió a la reforma. El impacto sobre la distribución del ingreso depende de quiénes eran los empleados desplazados. No hay un buen estudio de este asunto, pero a juzgar por el perfil de la fuerza de trabajo de la empresa estatal típica, estos empleos se encontraban en su mayor parte en el rango medio de la distribución de los ingresos. Así, la privatización probablemente perjudicó a la clase media, tanto por ser los principales consumidores de los servicios de las empresas subvencionadas, como por ser los principales empleados de estas empresas estatales.

## V

## Los resultados econométricos

Los cuadros 1 a 4 presentan nuestras mejores estimaciones de los factores determinantes de la distribución. El cuadro 1 muestra los resultados para el índice medio de reforma general que abarca todas las 261 observaciones, tanto nacionales como urbanas. En el cuadro 2 se separan las muestras urbanas y nacionales para verificar la solidez de nuestros resultados con agregaciones alternativas. Los cuadros 3 y 4 muestran el efecto de cada una de cinco áreas distintas de reformas, primero para la totalidad de la muestra y luego para las muestras nacionales y urbanas consideradas por separado.

En el cuadro 1 aparecen cuatro regresiones alternativas, tres de efectos fijos y una con una constante común. Las primeras dos regresiones (columnas 1 y 2)

muestran las mismas variables para destacar la diferencia entre usar ponderaciones de corte transversal o mínimos cuadrados conjuntos. Usamos ponderaciones de corte transversal en todos los demás resultados presentados. La regresión 3 muestra el efecto de agregar una tendencia a los términos constantes. La 4 da alguna idea de qué causa las diferencias entre las constantes de distintos países.

Quizás el resultado más importante sea que el modelo general de regresión se ajusta bastante bien a los datos y explica de 85 a 97% de la varianza del coeficiente de Gini en el tiempo y comparando a distintos países. Además, parece que las estimaciones de los coeficientes y su importancia son sólidas y consistentes en todas las regresiones alternativas de efectos

CUADRO 1

## Resultados conjuntos de las muestras

Variable	Efectos fijos						Intercepto único	
	Mínimos cuadrados conjuntos		Ponderaciones de corte transversal				único	
	— 1 —		— 2 —		— 3 —		— 4 —	
	Coefficiente	Estadística t	Coefficiente	Estadística t	Coefficiente	Estadística t	Coefficiente	Estadística t
Ingreso	-0.0001	-7.0504	-0.0001	-7.317398	-0.0001	-7.9707	-0.000102	-5.2978
1/ingreso	-260.3067	-2.9407	-208.7411	-2.671	-336.4263	-4.0021	-69.31056	-1.1264
Urbano	-0.0336	-5.3983	-0.0333	-6.9739	-0.0320	-6.7043	-0.0278	-3.7291
CEPAL	-0.0522	-8.3100	-0.0510	-9.2131	-0.0530	-9.4478	-0.0568	-6.8944
Gasto	-0.0874	-4.6603	0.0875	-2.9325	-0.0838	-2.8620	-0.1109	-9.4870
Inflación	0.0114	1.2774	0.0112	1.3838	0.0138	1.7027	0.0510	3.8580
Por hogar	-0.0089	-1.5645	-0.0118	-2.3858	-0.0154	-3.0176	-0.0144	-1.8140
Superior	-0.0065	-2.8047	-0.0082	-3.2362	-0.0039	-1.3811	-0.0080	-5.4828
Primaria	0.2482	3.1068	0.1965	2.7995	0.2311	3.2581	0.0167	0.3300
Tendencia * ingreso	0.0000	6.0880	0.0000	6.2408	0.0000	7.1460	0.0000	4.6505
Reforma	0.0261	1.2573	0.0303	1.6333	0.0633	2.8999	-0.0095	-0.3703
Tendencia					-0.0030	-3.1760	-0.0015	-1.4856
Distrib. tierra							0.0364	4.5922
Constante							0.7387	8.2049
R <sup>2</sup>	0.8620		0.9756		0.9755		0.9341	
R <sup>2</sup> ajustado	0.8468		0.9729		0.9726		0.9306	
Error estándar de regresión	0.0274		0.0273		0.0268		0.0467	
Log probable	1789.3480		1791.4680		1792.1660		1577.077	
Estadística Durbin-Watson	1.5275		1.6061		1.6065		0.6725	
Media de la variable dependiente	0.4758		0.5256		0.5214		0.5387	
Desviación estándar de la var. dependiente	0.0701		0.1659		0.1623		0.1772	
Suma de los cuadrados de los residuos	0.1768		0.1751		0.1687		0.5402	
Estadística f	146.8103		940.4532		845.5984		270.2431	
Grado de libertad	261		261		261		261	

fijos. De las cuatro especificaciones, aquellas con efectos fijos y ponderaciones de corte transversal (2 y 3) son las que mejor se ajustan y nos referiremos a esos coeficientes en el análisis que viene a continuación. Una comprobación Wald de la suma de los residuos cuadrados de las regresiones fijas y constantes comunes (comparar las regresiones 3 y 4) hace descartar de plano la hipótesis de que hay una curva de Kuznets común para los diferentes países. Factores no especificados, distintos para cada país, tienen un efecto importante sobre el nivel de desigualdad a determinado nivel de ingreso.

Veremos a continuación qué nos dicen los resultados sobre la existencia y la forma de la curva de Kuznets.

i) *Los coeficientes de ingreso y el inverso del ingreso.* Ambos son negativos y ambos son muy significativos en todas las especificaciones de efectos fijos (cuadro 1). Este resultado implica que no se puede rechazar la hipótesis de que existe una relación estable e identificable entre el ingreso y la desigualdad en la región (una curva de Kuznets), y que esta relación tiene la misma forma de U invertida que Kuznets descubrió para Gran Bretaña y los Estados Unidos. La desigualdad sube en los tramos inferiores de ingreso, pero en algún nivel se produce un punto de inflexión en que la desigualdad comienza a descender a medida que el ingreso sube. Este es un resultado importante, pero deja sin resolver el problema de si existe o no una sola curva de Kuznets para todos los países. Para efectuar esta comprobación, volvimos a correr el modelo, permitiendo que los coeficientes  $B$  y  $C$  (en la ecuación [1]) fueran diferentes para los países (los resultados no se presentan). Al hacerlo, se mejora significativamente el ajuste de la regresión, lo que implica que hay diferencias entre los países en la forma que reacciona la desigualdad frente a las variaciones del ingreso. Pero incluso en esta estimación 12/16 de los coeficientes  $B_i$  y 10/16 de los coeficientes  $C_i$  son negativos, y sólo dos países (Bolivia y Paraguay) tienen un coeficiente  $B_i$  positivo y significativo. Parece lógico concluir que aunque hay diferencias significativas entre países, los valores medios de  $B$  y  $C$  que aparecen en el cuadro 1 son bastante representativos de la relación típica o promedio entre el ingreso y la desigualdad en la región. Queda sin contestar la pregunta de si existe o no una sola curva que represente a las muestras tanto urbanas como nacionales. Examinaremos esta pregunta más de cerca cuando analicemos los resultados urbanos y nacionales a continuación.

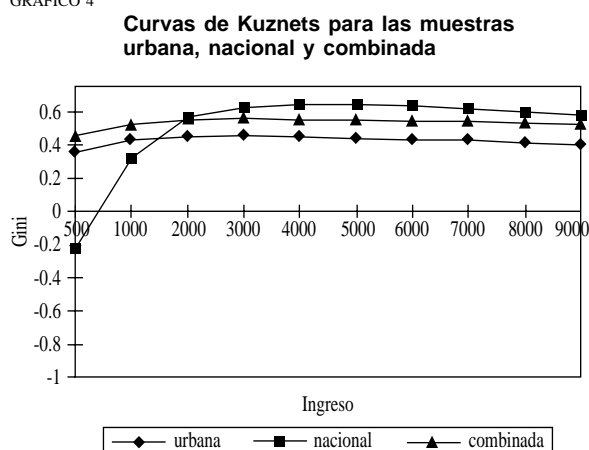
ii) *Educación.* La educación es un factor importante que califica nuestro análisis de la curva de Kuznets. Incluimos tres variables sobre la educación en el modelo: una es el porcentaje de la población adulta sin escolaridad ("sin instrucción"), la segunda es el porcentaje que no ha cursado más allá de la escuela primaria ("primaria") y la tercera el porcentaje con educación universitaria ("superior"). Cuando hay un alto porcentaje de trabajadores con escasa instrucción, se produce un efecto importante y regresivo sobre la distribución. En Argentina, por ejemplo, la proporción de adultos que no ha cursado más allá de la escuela primaria ha bajado de 81% en 1974 a 0.64% en 1996.<sup>4</sup> Según la regresión 2 del cuadro 1, ese mejoramiento por sí solo debiera haber reducido el coeficiente de Gini en unos tres puntos porcentuales (197\*:17). Al mismo tiempo, el coeficiente negativo que corresponde a la educación "superior" nos está diciendo que el aumento de la proporción de graduados universitarios entre la población adulta tiene un efecto progresivo (la curva de Kuznets se desplaza hacia abajo). Nótese que la magnitud absoluta del efecto de ampliar la proporción de graduados universitarios es mucho menor que el de reducir la proporción de los que no tienen instrucción, lo que sugiere que se obtiene un resultado más impresionante sobre la distribución invirtiendo el gasto en reducir el grupo que ha cursado sólo la enseñanza primaria o menos, que ampliando la cobertura de la enseñanza secundaria y universitaria. Este es exactamente el mismo mensaje que se obtiene al comparar los perfiles educativos del Asia oriental y de América Latina (véase Morley, en prensa, cap. 3).

iii) *Lo urbano.* En el cuadro 1 la variable ficticia que representa a lo urbano es significativa y robusta. En promedio, el coeficiente de Gini debe ser tres puntos porcentuales más bajo en las encuestas urbanas que en las nacionales. Si se comparan las curvas de Kuznets implícitas en las regresiones que aparecen en el cuadro 1 con las que corresponden a las muestras urbanas y nacionales, reseñadas separadamente en el cuadro 2, se comprueba que mientras tienen en general la misma forma (las tres tienen la forma de una U invertida), los coeficientes y su importancia para los distintos niveles de ingreso y términos de tendencia son suficientemente distintos como para que resulte útil trazar las curvas a partir de las tres estimaciones (gráfico

<sup>4</sup> Este resultado concuerda con los obtenidos en otros estudios de corte transversal. Véase el análisis de este tema en Bruno, Ravallion y Squire (1996).

4). Como era de esperar, la curva urbana en el gráfico está bajo la curva nacional en los mismos tramos de ingreso. También llega a un máximo antes, y es ligeramente más aplanada que la curva nacional. Esto concuerda con lo que describió Kuznets sobre esta relación. Según este autor, la distribución cambia con el desarrollo porque las personas se trasladan del sector rural de bajos ingresos al sector urbano de ingresos más altos. En los niveles bajos de ingreso total, el sector urbano es pequeño, de manera que este cambio de estructura aumenta la desigualdad, es decir, la curva nacional se inclina hacia arriba. Después de cierto punto, cuando el sector urbano ha crecido suficientemente, la migración rural-urbana continua reduce la desigualdad, porque se reduce el tamaño del grupo de pobreza (es decir, después del punto de inflexión, la curva se inclina hacia abajo). Pero dentro del sector urbano no hay muchos motivos para esperar que el crecimiento del ingreso tenga este efecto. El sector urbano es más homogéneo, de manera que los beneficios del crecimiento del ingreso debieran distribuirse más parejamente en todo el sector. Esto supone que la curva de Kuznets para el sector urbano debe ser bastante plana, mucho más plana que la curva nacional, y así ocurre efectivamente.

GRAFICO 4



iv) *Inflación*. Como dijimos en nuestra hipótesis, los episodios de hiperinflación (más de 1 000% anual en nuestro modelo) son regresivos. En promedio, estos episodios agregan un punto porcentual al coeficiente de Gini. El efecto es constante aunque se apliquen otros métodos de estimación, pero no es significativo en ninguna regresión que tenga un término de interacción entre la tendencia y el ingreso.

v) *Características de la muestra*. Todas las características de las muestras tuvieron un efecto significa-

CUADRO 2

## Resultados del índice de reforma global

Variable	Muestra urbana				Muestra nacional	
	Coefficiente	Estadística t	Coefficiente	Estadística t	Coefficiente	Estadística t
Constante	0.638532	7.192282	0.63856	7.220107	0.909964	14.38141
Ingreso	-0.0000655	-3.460007	-0.0000649	-3.458332	-0.0000788	-6.04756
1/ingreso	-77.0826	-0834087	-78.90591	-0.858713	-557.4071	-6.04347
CEPAL	-0.058326	-6.515791	-0.058633	-6.613158		
Inflación	0.050199	3.27413	0.049649	3.271231	0.02444	1.198074
Reforma	0.012198	0.320243			0.136146	3.457715
Sin instrucción	0.001908	3.415206	0.001871	3.437436	0.002566	5.538963
Tendencia	0.003353	-1.493729	-0.003089	-1.485051	0.003769	-2.997
Tendencia* ingreso	1.36E-06	2.952585	0.00000135	2.946409	0.00000124	3.677888
Superior					-0.010499	-7.23649
Por hogar					-0.063041	-6.95232
Gasto					-0.076538	-5.18798
R2		0.499424		0.498985		0.705668
R2 ajustado		0.465197		0.469264		0.682121
Error estándar de regresión		0.040767		0.040611		0.041473
Suma de los cuadrados de los residuos		0.194446		0.194616		0.215004
Log probable		229.0684		229.0132		245.6077
Estadística Durbin-Watson		0.721265		0.716844		1.062467
Media de la variable dependiente		0.449939		0.449939		0.49977
Desviación estándar de la var. dependiente		0.055745		0.055745		0.073559
Estadística f		14.59135		16.78887		29.96904
Probab. (Estadística f)		0		0		0
Grado de libertad		125		125		136

tivo sobre el nivel de la curva de Kuznets. Las medidas de la distribución basadas en el gasto más bien que en el ingreso, registraron coeficientes de Gini más bajos en unos 9 puntos porcentuales que aquellas basadas en el ingreso. También mostraban pendientes mucho más aplanadas, lo que descubrimos al colocar un término de interacción (que no se muestra) en la regresión. Esto no es más que lo que cabría esperar. En la medida en que las variaciones del ingreso son temporales y no permanentes, los gastos debieran reflejar este último aspecto más que el primero. Esto implica que los gastos tienden a cambiar menos que el ingreso cuantificado a los distintos niveles de ingreso, lo que significa que la distribución de los gastos es más pareja que la distribución de los ingresos cuantificados. Otra característica de la muestra es la distribución basada ya sea en el ingreso por hogar o en el ingreso familiar per cápita. Los coeficientes de Gini en las encuestas basadas en el ingreso por hogar se sitúan como en un punto porcentual por debajo de aquellos basados en el ingreso familiar per cápita, y esta diferencia es significativa. Refleja el hecho de que las familias de los estratos más pobres tienden sistemáticamente a incluir más miembros familiares. Por último, las distribuciones de la CEPAL son sistemáticamente más parejas en 5 ó 6 puntos porcentuales por el trata-

miento que dan al consumo en el hogar y a otras fuentes de subregistro.

vi) *Las reformas*. Examinaremos aquí primero el efecto del índice medio de reforma postergando hasta más adelante el análisis de cada uno de los subíndices. Como apreciará el lector al estudiar los cuadros 1 a 3, en general las reformas tuvieron un efecto regresivo sobre la distribución. El coeficiente es positivo en las tres muestras, y es significativo en algunas de ellas. El efecto, sin embargo, es relativamente pequeño. Según el coeficiente de reforma en las regresiones 2 y 3 del cuadro 1, al aumentar el índice promedio de reforma en 10% cabe esperar que el aumento del coeficiente de Gini suba entre 1/3 y 2/3 de un punto porcentual. Aunque este efecto no es considerable, el signo que tiene confirma las observaciones de Berry (ed., 1998) y Bulmer-Thomas (ed., 1996). Ellos emplearon datos históricos hasta el año 1994 para un corte transversal de menor número de países, a fin de demostrar que la desigualdad había aumentado después de imponerse un conjunto de medidas de reforma neoliberales. Los datos aquí provienen de un corte transversal de un mayor número de países y para un período mucho más largo, pero apuntan a la misma conclusión.

Aquí caben dos notas de advertencia: en primer lugar, conviene recordar que cuando hablamos del

CUADRO 3

## Efectos de los subíndices de reforma sobre el nivel de la desigualdad

Variable	Coeficiente	Estadística t	Coeficiente	Estadística t	Coeficiente	Estadística t
Urbano	-0.0305	-6.3250	-0.0314	-6.6106	-0.0307	-6.4613
CEPAL	-0.0523	-9.5654	-0.0513	-9.5852	-0.0516	-9.6664
Gasto	-0.0813	-2.7260	-0.0851	-2.8787	-0.0876	-2.9229
Inflación	0.0165	1.9793	0.0179	2.1863	0.0186	2.2736
Por hogar	-0.0132	-2.7286	-0.0133	-2.7530	-0.0127	-2.6238
Superior	-0.0093	-3.5635	-0.0088	-3.4433	-0.0084	-3.2990
Primaria	0.1441	2.0320	0.1519	2.1561	0.1467	2.0859
Tendencia * ingreso	0.0000	5.7801	0.0000	5.7123	0.0000	5.9264
Ingreso	-0.0001	-7.2460	-0.0001	-7.1979	-0.0001	-7.3759
1/ingreso	-251.9838	-3.3943	-250.8982	-3.3851	-234.4582	-3.2187
Privatización	0.0604	3.0108	0.0567	2.8810	0.0587	2.9490
Ref. tributaria	0.0514	2.7174	0.0473	2.5774	0.0521	2.9200
Ref. financiera	-0.0228	-2.3371	-0.0245	-2.5559	-0.0177	-2.0436
Ref. comercial	0.0282	1.6202	0.0247	1.4514		
Cuenta de capital	-0.0156	-0.9176				
R <sup>2</sup>	0.9785		0.9782		0.9778	
R <sup>2</sup> ajustado	0.9757		0.9755		0.9751	
Error estándar de regresión	0.0269		0.0269		0.0269	
Media de la variable dependiente	0.5375		0.5371		0.5359	
Desviación estándar de la variable dependiente	0.1726		0.1717		0.1706	
Suma de los cuadrados de los residuos	0.1670		0.1674		0.1686	
Estadística f	751.4683		802.2768		855.2841	
Probab. (estadística f)	0.0000		0.0000		0.0000	
Grado de libertad	261		261		261	

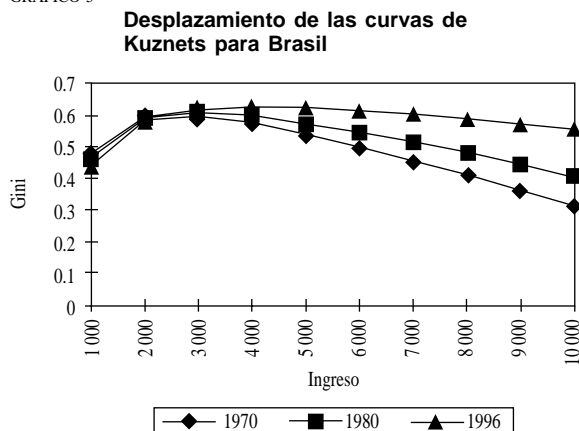
efecto de estas reformas estructurales nos referimos a su impacto directo, sin considerar el efecto que pudieron haber tenido a través de la inflación o del ingreso. Si las reformas aceleraran la tasa de crecimiento o llevaran a una menor inflación, como parece que ocurrió en algunos países, el efecto positivo de estos dos factores podría contrapesar el efecto regresivo directo que tuvieron las reformas por sí solas.<sup>5</sup> En segundo lugar, como veremos, las distintas reformas parecen tener efectos muy distintos y contrapuestos sobre la distribución. Se llegará a conclusiones bastante diferentes si la modalidad de reforma se aparta del cambio general que se considera aquí.

vii) *Distribución de la tierra.* En la regresión 4 del cuadro 1 volvimos a estimar el modelo con una sola constante y agregamos una cuantificación de la distribución de la tierra para averiguar si ésta era una de las razones de la diferencia en los términos del intercepto por país. Como podrá ver el lector, la variable de distribución territorial es muy significativa y positiva y agrega 3.6 puntos porcentuales al promedio Gini, lo que es un efecto de magnitud. El cambio también afecta la significación y el tamaño de algunas de las otras variables. La inflación, por ejemplo, se vuelve un factor de mayor amplitud y más significativo. Lo propio ocurre con la variable de educación superior. Todo esto sugiere que las diferencias de inflación, perfil educativo y distribución de la tierra explican por qué las distribuciones del ingreso difieren entre los países de la región. Pero no son éstas las únicas diferencias. Si lo fueran, no habríamos podido mejorar considerablemente el ajuste del modelo aplicando constantes específicas por países.

viii) *Tendencia.* Nuestros resultados indican dos desplazamientos importantes en la curva de Kuznets en el tiempo. Intentamos captar este resultado introduciendo dos términos de tendencia, uno en la constante y el otro en la curva misma. La regresión 3 en el cuadro 1 coloca la tendencia en el término del intercepto. Resulta negativa y significativa, lo que sugiere que hay un mejoramiento gradual de la desigualdad con el tiempo, a igualdad de las demás condiciones. Pero el término de la interacción da un resultado diferente. Es positivo y significativo en todas las regresiones, incluso

en la que contiene una constante común y en las regresiones para las muestras urbanas y nacionales consideradas por separado. Esto implica que la pendiente de la curva de Kuznets cambia con el tiempo. Como el coeficiente es positivo, significa que a la izquierda del punto de inflexión, donde la curva misma se inclina hacia arriba, la pendiente gradualmente se vuelve más empinada. Hacia la derecha del punto de inflexión, donde la pendiente misma es negativa, la tendencia gradualmente aplanada la pendiente. Además, el término de interacción hace que el punto de inflexión mismo se desplace con el tiempo gradualmente hacia la derecha, con lo cual se amplía el campo en que el crecimiento es regresivo. Los términos de tendencia, por lo tanto, expresan dos hechos conflictivos. El término de tendencia en el intercepto es progresivo y desplaza la curva de Kuznets hacia abajo. En cambio el término de interacción es regresivo e implica que el crecimiento se ha vuelto sistemáticamente menos progresivo. Ilustran estas evoluciones las curvas de Kuznets para el Brasil, correspondientes a 1970, 1980 y 1996 (gráfico 5). Para fines de comparación, todas las variables que interesan, aparte de la tendencia, se fijaron en sus valores de 1996. Para este cálculo empleamos los coeficientes derivados de la regresión 3. La serie uno es 1970, dos es 1980 y tres es 1996. El desplazamiento progresivo hacia abajo en el intercepto se ve dominado crecientemente por el desplazamiento hacia fuera de la curva y el cambio de su pendiente. Ambos cambios hacen que el crecimiento económico sea menos progresivo que lo que pudiera haber sido. La interacción no sólo reduce la pendiente de la curva sino que implica que el país se está trasladando de una curva a otra. Con ello, el mejoramiento de la desigualdad por unidad de crecimiento es menor que si el país se desarrollara siguiendo una curva de Kuznets estacionaria.

GRAFICO 5



<sup>5</sup> En un estudio reciente, Escaith y Morley estimaron el efecto de este mismo conjunto de reformas sobre el crecimiento económico. Demostraron en él que el índice medio de reforma no tenía un efecto significativo sobre la tasa de crecimiento, lo que se debía a que los distintos componentes de ese conjunto tenían efectos diferentes y contrapuestos sobre la tasa de crecimiento (Escaith y Morley, por publicarse).

## VI

## Subíndices de reforma

Examinaremos ahora los cuadros 3 (p. 35) y 4 donde mostramos los resultados para cada una de las cinco áreas de reforma. En el cuadro 3 se analiza toda la muestra, mientras que el cuadro 4 analiza las muestras urbanas y nacionales por separado. El cuadro 5 resume los resultados. Es evidente, al considerar el cuadro 5, que las distintas reformas han tenido efectos diferentes y contrapuestos sobre la equidad. En las tres muestras, algunas de las reformas tienen un efecto regresivo importante, y otras un efecto progresivo. Se explica así por qué los índices promedios generales de reforma aparentemente tienen escaso efecto sobre la desigualdad.

Al comparar las regresiones combinadas con las regresiones urbanas y nacionales por separado, los resultados correspondientes a las reformas del comercio, el capital, y los impuestos son bastante más robustos que los de las otras dos reformas. La reforma co-

mercial ha tenido efectos regresivos, más marcados en las regresiones nacionales que en las urbanas. Esto sugiere que el efecto negativo de la pérdida de protección y subvenciones de precios en el sector agrícola tuvo mayor importancia que la pérdida de protección en el sector manufacturero. En teoría, la reforma comercial se basaba en la idea de que con la mayor apertura se favorecería el factor más abundante de América Latina, a saber, la fuerza de trabajo no calificada. Con ello, habría mejorado la distribución. Sin embargo, nuestras comprobaciones econométricas señalan que no ha ocurrido así en la práctica, sino que más bien lo contrario. Este resultado concuerda con los obtenidos por Donald Robbins (1996) quien ha comprobado que la liberalización del comercio ha llevado a una mayor diferenciación de salarios según calificaciones. Estos hallazgos son algo más concluyentes que los de Spilimbergo, Londoño y Szekely (1997), quienes afirman

CUADRO 4

## Resultados de los subíndices de reforma

Variable	Muestra nacional		Muestra urbana	
	Coefficiente	Estadística t	Coefficiente	Estadística t
Constante	0.617703	9.312883	0.64272	7.573593
Ingreso	-0.000291	-2.266974	-0.0000613	-3.502426
1/ingreso	-194.1939	-2.145082	57.34615	0.633523
Tendencia	-0.001197	-1.103537	-0.003263	-1.587047
Por hogar	-0.035718	-4.341743		
Gasto	-0.054946	-4.229492		
Tendencia * ingreso	0.000000602	2.038764	0.00000156	3.64106
Superior	-0009492	-7.60405		
Sin instrucción	0.002715	6.58017	0.001456	2.318449
Inflación			0.034843	2.458605
CEPAL			-0.067288	-8.141843
Ref. comercial	0.081856	3.098284	0.013151	0.435331
Ref. financiera	0.017831	0.954765	0.041569	2.327227
Ref. tributaria	0.108429	3.669748	0.030098	1.255619
Cuenta de capital	-0.12167	-6.162735	-0.136489	-4.821436
Privatización	0.025497	0.998892	-0.043319	-1.70211
R <sup>2</sup>		0.811166		0.610982
R <sup>2</sup> ajustado		0.791045		0.56967
Error estándar de regresión		0.033625		0.036569
Suma de los cuadrados de los residuos		0.137939		0.151112
Log probable		275.7889		244.9528
Estadística Durbin-Watson		1.380068		1.07592
Media de la variable dependiente		0.49977		0.449939
Desviación estándar de la var. dependiente		0.073559		0.055745
Estadística f		40.31313		14.78958
Probab. (estadística f)		0		0
Grado de libertad		136		125

CUADRO 5

**Efecto de las reformas sobre la curva de Kuznets**

	Muestra combinada	Muestra urbana	Muestra nacional
Privatización	Regresivo <sup>a</sup>	Progresivo	Regresivo
Ref. financiera	Progresivo <sup>a</sup>	Regresivo <sup>a</sup>	Regresivo
Ref. tributaria	Regresivo <sup>a</sup>	Regresivo	Regresivo <sup>a</sup>
Ref. comercial	Regresivo	Regresivo	Regresivo <sup>a</sup>
Cuenta de capitales	Progresivo <sup>a</sup>	Progresivo <sup>a</sup>	Progresivo <sup>a</sup>

<sup>a</sup> Significativo al nivel del 1%.

que la apertura comercial ha tenido un efecto despreciable sobre la distribución del ingreso en América Latina, principalmente porque la dotación relativa de factores en la región se acerca mucho al promedio mundial, ponderado por población y grado de apertura (*ibid.*, p. 30). Nuestras conclusiones no concuerdan con las de Londoño y Szekely (1998) que postulan una relación significativa y positiva entre las reformas comerciales de 1985 a 1995 y la proporción del ingreso que corresponde al quintil inferior para una muestra de trece países de la región. Sin embargo, sus regresiones no incluyeron observaciones urbanas, como las de la Argentina, ni a Bolivia. Tampoco incluyeron

ninguna de las demás variables, excepto los índices de reforma en las regresiones. Por lo tanto, los efectos que atribuyen a las reformas podrían derivar de otras políticas o variables.

Al contrario de la reforma comercial, la apertura de la cuenta de capitales ha resultado progresiva. Al reducirse las barreras a la movilidad del capital, ha afluido gran cantidad de capital extranjero a América Latina. Teóricamente, debieran haberse reducido las tasas de utilidad y aumentado la demanda de fuerza de trabajo, ambos con un efecto progresivo, y así lo confirman los resultados obtenidos. La reforma tributaria desplaza la curva de Kuznets hacia una mayor desigualdad. Hay claras razones teóricas que podrían explicar ese fenómeno. La sustitución de impuestos progresivos a la renta por una estructura tributaria más plana, y el reemplazo de impuestos a la renta y aranceles por el IVA o los impuestos al consumo, alivia la carga tributaria que pesa sobre las clases adineradas. En cuanto a las otras dos reformas, las variaciones en los signos y la importancia de los coeficientes de privatización y reforma financiera sugieren que nuestros datos no son suficientemente buenos para conocer sin ambigüedades qué efectos han tenido esas dos reformas.

## VII

### El efecto del crecimiento económico sobre la distribución: una aplicación de la curva de Kuznets estimada

Uno de los problemas centrales que se plantean a quienquiera investigue las tendencias de la distribución es el efecto futuro del crecimiento económico sobre la desigualdad. De no mediar ningún cambio de política que no sea el crecimiento económico, ¿se volverá más o menos equitativa la región latinoamericana?, ¿puede considerarse que la gran desigualdad no es más que una fase que será superada por el crecimiento económico?

Nuestras regresiones arrojan mucha luz sobre este asunto. Ante todo, como la curva de Kuznets tiene la forma de una U invertida, sabemos positivamente que algunos países se encuentran a la izquierda del punto de inflexión. Para ellos, el crecimiento económico será

inequitativo. Para los demás países, el crecimiento económico significará un mejoramiento. Sin embargo, también hay que tener en cuenta la complicación que significa la interacción entre la tendencia y el ingreso, que le está restando progresividad paulatinamente a la relación crecimiento económico-equidad. Esto se debe en parte a que traslada el punto de inflexión a la derecha, y en parte a que aplanla la curva en su porción inferior y la empina en su porción superior.

En 1996 el punto de inflexión de la curva estaba justo por debajo de los cuatro mil dólares per cápita. Esto significa que los siete países de altos ingresos de la región estaban más allá del punto de inflexión y para ellos el crecimiento económico era igualador. Los otros



nueve estaban en el tramo ascendente de la curva de Kuznets. Para ellos, el coeficiente de Gini subía con el crecimiento económico. Para la región en su conjunto, el promedio simple de las elasticidades individuales por país era 0.0224, lo que nos dice que si todos los países crecieran en la misma medida, habría una pequeña elevación del coeficiente de Gini medio. El crecimiento económico en 1996 no tuvo un efecto igualador, porque el peso de esos nueve países en el tramo ascendente de la curva de Kuznets era mayor que el peso de aquellos que se encontraban en el tramo igualador de la curva. Si se ponderaran las elasticidades, ya sea por población o ingresos, se invertiría esa conclusión, porque todos los países grandes y relativamente prósperos (Argentina, Brasil, Colombia, México y Venezuela) estaban en el tramo descendente de sus curvas.

Al mismo tiempo, hay que recordar que por el término de tendencia, las curvas de Kuznets de los paí-

ses de altos ingresos tienden a aplanarse con el tiempo, y las curvas de los países de bajos ingresos se están volviendo más empinadas. Esto implica que el crecimiento se está volviendo cada vez menos progresivo. Para demostrar esta proposición, volvimos a calcular las elasticidades aplicando los parámetros de la curva de Kuznets correspondientes a 1970. Con esos parámetros la elasticidad de la distribución global habría sido  $-0.18$ , lo que implica que una tasa de crecimiento que hacía aumentar el promedio de desigualdad en 1996 la habría reducido en 1970. Algunas características de la economía hacen que el crecimiento económico tenga efectos mucho menos progresivos que antes. Sospechamos que el culpable es el crecimiento basado en el uso intensivo de capacidad técnica, pero no lo podemos comprobar. Sin embargo, cualquiera sea la causa, cabe concluir que si no cambia nada más, el impacto del crecimiento sobre la desigualdad en el futuro probablemente será más regresivo que lo que es hoy.

## VIII

### Conclusiones

De este ejercicio econométrico podemos derivar dos conclusiones principales.

En primer lugar, parece haber una relación robusta y significativa entre la distribución y el ingreso. Y tiene la forma de U invertida que predijo Kuznets, aunque esta relación se ha ido volviendo más regresiva con el tiempo. El crecimiento económico es mucho menos progresivo que lo que era antes. En general, esto significa que con un mayor crecimiento en América Latina, no mejorará mucho la distribución. Habrá que tomar medidas complementarias. Entre las que sugieren las regresiones se hallan el mantenimiento de bajas tasas de inflación y la inversión en educación. Dar más educación a cualquier nivel a quienes ingresan a la fuerza de trabajo tiene efectos progresivos, pero los países lograrán una mayor reducción de la desigualdad si empiezan por abajo —universalizando la educación primaria— y luego ampliando la enseñanza secundaria y universitaria.

En segundo lugar, las reformas estructurales parecen tener en general un efecto regresivo sobre la distribución, pero ese efecto no es importante y estadísticamente no es muy sólido. Estamos hablando aquí

sólo de las reformas económicas estructurales, no de las medidas de estabilización macroeconómicas que a menudo se adoptaron al mismo tiempo. Nótese también que éstos son los efectos directos de las reformas, sin contar cualquier influencia que puedan haber tenido sobre el crecimiento económico o la inflación. Aparentemente, este efecto directo pequeño o insignificante de las reformas en distintas áreas se debe a que otras reformas tienen efectos contradictorios sobre la equidad. La reforma comercial tiene efecto regresivo en todas nuestras especificaciones, pero éste es insignificante en todas, salvo en la muestra nacional. La reforma tributaria es regresiva sin lugar a dudas, y la apertura de la cuenta de capitales es progresiva. Nuestros resultados relativos a las reformas comercial y tributaria y la liberalización de la cuenta de capitales son los más robustos y significativos que tenemos. Para las otras dos reformas —la privatización y la reforma financiera— los datos con que contábamos no bastaban para dar un resultado concluyente.

*(Traducido del inglés)*

## Bibliografía

- Ahluwalia, M. (1976): Inequality, poverty and development, *Journal of Development Economics*, vol. 3, N°4, Amsterdam, Países Bajos, North-Holland Publishing Company.
- Altimir, O. y L. Beccaria (1999): *Distribución del ingreso en la Argentina*, serie Reformas económicas, N° 40, Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Anand, S. y S. M. Kanbur (1993): The Kuznets process and the inequality-development relationship, *Journal of Development Economics*, vol. 40, N° 1, Amsterdam, Países Bajos, North-Holland Publishing Company.
- Berry, A., ed. (1998): *Poverty, Economic Reform, and Income Distribution in Latin America*, Londres, Lynne Rienner.
- BID (Banco Interamericano de Desarrollo) (1997): *Progreso económico y social en América Latina. Informe 1997*, Washington, D.C.
- \_\_\_\_\_ (1998): *Progreso económico y social en América Latina. Informe 1998-1999*, Washington, D.C.
- Birdsall, N., C. Graham y R.H. Sabot, eds., (1998): *Beyond Trade-Offs: Market Reform and Equitable Growth in Latin America*, Washington, D.C., BID.
- Birdsall, N. y J.L. Londoño (1997): Asset Inequality Does Matter: Lessons from Latin America, Working paper series, N° 344, Washington, D.C., BID.
- Birdsall, N., D. Ross y R. Sabot (1995): Inequality and growth reconsidered: Lessons from East Asia, *The World Bank Economic Review*, vol. 9, N° 3, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Bruno, M., M. Ravallion y L. Squire (1996): *Equity and Growth in Developing Countries: Old and New Perspectives on the Policy Issues*, Policy research working paper, N° 1563, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Bulmer-Thomas, V., ed. (1996): *The New Economic Model in Latin America and its Impact on Income Distribution and Poverty*, Londres, Macmillan.
- Burki, S. J. y G.E. Peru (1997): *The Long March: A Reform Agenda for Latin America and the Caribbean in the Next Decade*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Cárdenas, M. y R. Bernal (1999): *Changes in the Distribution of Income and the New Economic Model in Colombia*, serie Reformas económicas, N° 36, Santiago de Chile, CEPAL.
- CEPAL (1997): *La brecha de la equidad. América Latina, el Caribe y la cumbre social*, LC/G.1954/Rev.1-P, Santiago de Chile, Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta S.97.II.G.11.
- \_\_\_\_\_ (varios años): *Panorama social de América Latina*, Santiago de Chile.
- Clarke, G.R. (1995): More evidence on income distribution and growth, *Journal of Development Economics*, vol. 47, N° 2, Amsterdam, Países Bajos, North-Holland Publishing Company.
- Deininger, K. y L. Squire (1996): A new data set measuring income inequality, *The World Bank Economic Review*, vol. N° 3, Washington, D.C., Banco Mundial.
- De Janvry, A. y E. Sadoulet (por publicarse): *Growth, Poverty and Inequality in Latin America: A Causal Analysis, 1970-94*, Berkeley, California, University of California.
- Edwards, S. (1995): *Crisis and Reform in Latin America: From Despair to Hope*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- \_\_\_\_\_ (1997): Trade policy, growth, and income distribution, *The American Economic Review*, vol. 87, N° 2, Washington, D.C., American Economic Association.
- Escaith, H. y S. Morley (por publicarse): The impact of structural reforms on growth in Latin America and the Caribbean: an empirical estimation, Working paper, Santiago de Chile, CEPAL.
- Ffrench-Davis, R. y H. Reisen, eds. (1997): *Flujos de capital e inversión productiva; lecciones para América Latina*, Santiago de Chile, McGraw Hill.
- Fields, G. (1994): Data for measuring poverty and inequality changes in the developing countries, *Journal of Development Economics*, vol. 44, N° 1, Amsterdam, Países Bajos, North-Holland Publishing Company.
- Gindling, T. y A. Berry (1992): The performance of the labor market during recession and structural adjustment: Costa Rica in the 1980s, *World Development*, vol. 20, N° 11, Oxford, Reino Unido, Pergamon Press Ltd.
- Jacome, L., C. Larrea y R. Vos (1998): Políticas macroeconómicas, distribución y pobreza en el Ecuador, E. Lanuza, L. Taylor y S. Morley (eds.), *Política macroeconómica y pobreza en América Latina y el Caribe*, Nueva York, Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).
- Kuznets, S. (1955): Economic growth and income inequality, *The American Economic Review*, vol. 45, N° 1, Washington, D.C., American Economic Association.
- Lanuza, E., L. Taylor y S. Morley, eds. (1998): *Política macroeconómica y pobreza en América Latina y el Caribe*, Nueva York, PNUD.
- Larrañaga, O.J. (1999): *Distribución de ingresos y crecimiento económico en Chile*, serie Reformas económicas, N° 35, Santiago de Chile, CEPAL.
- Londoño, J. L. y M. Szekely (1997): *Persistent Poverty and Excess Inequality: Latin America, 1970-1995*, Working paper series, N° 357, Washington, D.C., BID.
- \_\_\_\_\_ (1998): Sorpresas distributivas después de una década de reformas, *Pensamiento iberoamericano*, volumen extraordinario, Madrid, Fundación Centro Español de Estudios de América Latina.
- Lora, E. (1998): Una década de reformas estructurales en América Latina; qué se ha reformado y cómo medirlo, *Pensamiento iberoamericano*, volumen extraordinario, Madrid, Fundación Centro Español de Estudios de América Latina.
- Lora, E. y F. Barrera (1998): El crecimiento económico en América Latina después de una década de reformas estructurales, *Pensamiento iberoamericano*, volumen extraordinario, Madrid, Fundación Centro Español de Estudios de América Latina.
- Márquez, G. y otros (1993): Fiscal policy and income distribution in Venezuela, en R. Hausmann, y R. Rigobon (eds.), *Government Spending and Income Distribution in Latin America*, Washington, D.C., BID.
- Morley, S. A. (1995): *Poverty and Inequality in Latin America*, Baltimore, Pennsylvania, Johns Hopkins.
- \_\_\_\_\_ (1998): La pobreza en tiempos de recuperación económica y reforma en América Latina: 1985-1995, en E. Lanuza, L. Taylor y S. Morley (eds.), *Política macroeconómica y pobreza en América Latina y el Caribe*, Nueva York, PNUD.
- \_\_\_\_\_ (por publicarse): *The Distribution Problem in Latin America*, Santiago de Chile, CEPAL.
- Morley, S. A., R. Machado y S. Pettinato (1999): *Indexes of Structural Reform in Latin America*, serie Reformas económicas, N° 12, Santiago de Chile, CEPAL.
- Neri, M. y J. M. Camargo (1999): *Structural Reforms, Macroeconomic Fluctuations and Income Distribution in Brazil*, serie Reformas económicas, N° 39, Santiago de Chile, CEPAL.
- Ocampo, J. A., M. J. Pérez, C. Tovar y F. J. Lasso (1998): Macroeconomía, ajuste estructural y equidad en Colombia: 1978-1996, en E. Lanuza, L. Taylor y S. Morley (eds.), *Política macroeconómica y pobreza en América Latina y el Caribe*, Nueva York, PNUD.

- Ocampo, J. A. y L. Taylor (1998): Trade liberalisation in developing economies: Modest benefits but problems with productivity growth, macro prices and income distribution, *The Economic Journal*, vol. 108, N° 450, Oxford, Reino Unido, The Royal Economic Society.
- Pereira, R. y W. Jiménez (1998): Políticas macroeconómicas, pobreza y equidad en Bolivia, en E. Lanuza, L. Taylor y S. Morley (eds.), *Política macroeconómica y pobreza en América Latina y el Caribe*, Nueva York, PNUD.
- Psacharopoulos, G., S. Morley, A. Fizbein, H. Lee y B. Wood (1997): *Poverty and Income Distribution in Latin America: The Story of the 1980s*, Technical paper, 351, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Ravallion, M. y S. Chen (1997): What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? *The World Bank Economic Review*, vol. 11, N° 2, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Robbins, D. (1995): *Trade, Trade Liberalization and Inequality in Latin America and East Asia: Synthesis of Seven Country Studies*, Cambridge, Massachusetts, Harvard Institute for International Development.
- \_\_\_\_\_ (1996): *HOS Hits Facts: Facts Win: Evidence on Trade and Wages in the Developing World*, Cambridge, Massachusetts, Harvard Institute for International Development.
- Saavedra, J. y J. J. Díaz (1999): *Desigualdad del ingreso y del gasto en el Perú antes y después de las reformas estructurales*, serie Reformas económicas, N° 34, Santiago de Chile, CEPAL.
- Sheahan, J. y E. V. Iglesias (1998): Kinds and causes of inequality in Latin America, en N. Birdsall, C. Graham y R. H. Sabot (eds.), *Beyond Tradeoffs: Market Reform and Equitable Growth in Latin America*, Washington, D.C, BID.
- Spilimbergo, A., J. L. Londoño y M. Székely (1997): Income Distribution, Factor Endowments, and Trade Openness, Working paper series, N° 356, Washington, D.C., BID.
- Szekeley, M. (1998): *The Economics of Poverty, Inequality and Wealth Accumulation in Mexico*, Nueva York, St. Martin's Press.
- Trejos, J. D. (1999): *Reformas económicas y distribución del ingreso en Costa Rica*, serie Reformas económicas, N° 37, Santiago de Chile, CEPAL.
- Wood, A. (1994): *North-South Trade, Employment and Inequality: Changing Fortunes in a Skill-Driven World*, Oxford, Reino Unido, Clarendon Press.
- \_\_\_\_\_ (1997): Openness and wage inequality in developing countries: The Latin America challenge to East Asian conventional wisdom, *World Bank Economic Review*, vol. 11, N° 1, Washington, D.C., Banco Mundial.