

Diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia

Regional differences in income distribution in Colombia

Diferenças regionais na distribuição da renda na Colômbia

LEONARDO BONILLA MEJÍA

Economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República,
Cartagena
lbonilme@banrep.gov.co¹

Recibido: 27.03.11
Aprobado: 12.09.11

Resumen:

En este trabajo se realiza una primera aproximación a las características regionales de la distribución del ingreso, y al gasto de los hogares y de los ocupados usando la Encuesta de Ingresos y Gastos de 2006 y 2007. Se tienen tres objetivos principales. El primero de ellos es medir cuán importantes son las diferencias interregionales en la desigualdad total de los hogares y los ocupados, además de evaluar cuál es el aporte de cada región a las diferencias intrarregionales. El segundo objetivo consiste en verificar si la desigualdad de hogares y ocupados tiene algún patrón espacial. El último, es evaluar si la desigualdad de las regiones tiene alguna relación con su nivel de ingreso.

Palabras clave: Economía Regional, Distribución del Ingreso, Desigualdad, Descomposición, Curva De Kuznets.

Abstract:

This paper characterizes the regional differences in income distribution in Colombia, focusing on three big questions: First, ¿how important are these regional differences, and more specifically, how much do they account for in total income inequality? Second, ¿does income inequality gaps have a regional pattern? And finally, is there any relationship between inequality and income level? Evidence indicates that the regional differences in income distribution in Colombia are significant. We also found that the most egalitarian departments and cities are those of middle income, while the richest are usually among the least equal.

¹ El autor agradece las sugerencias de Adolfo Meisel, María Aguilera, Irene Salazar, Jaime Bonet, Julio Romero, Luis Armando Galvis, y Joaquín Viloria durante la elaboración de la primera versión del presente documento.

Key words: Regional Economics, Income Distribution, Inequality Decomposition, Kuznets Curve.

JEL Classification: R12, R20, D31, D63.

Resumo:

Em este artigo realiza-se uma primeira aproximação às características regionais da distribuição da renda, e ao gasto dos lares e dos empregados, usando a Enquete de Ingressos e Gastos de 2006 e 2007. São três os objetivos principais. O primeiro é medir a relevância das diferenças inter-regionais nas desigualdades totais dos lares e dos empregados, além de avaliar qual é o aporte de cada região nas diferenças intra-regionais. O segundo objetivo procura verificar se as desigualdades de lares e empregados têm algum padrão espacial. O último avalia se as desigualdades das regiões têm alguma relação com seu nível de ingresso.

Palavras-chave: Economia Regional; Distribuição da Renda, Desigualdade, Decomposição, Curva de Kuznets .

I. Introducción

Colombia es un país de grandes desigualdades económicas y sociales. Desde los años ochenta, se ha observado un retroceso substancial en la distribución del ingreso de los hogares y actualmente se ubica en la octava posición mundial, superada en Latinoamérica sólo por Bolivia y Haití². Durante este mismo período, se han profundizado las diferencias entre las regiones del país, el crecimiento de los departamentos más rezagados no ha sido suficiente para que éstos alcancen a los más aventajados. Los dos fenómenos anteriores han sido ampliamente estudiados en Colombia. Existe, sin embargo, un vacío en la literatura con respecto a las características regionales de la distribución del ingreso de los hogares. Esto es particularmente importante si se tiene en cuenta que existen asimetrías espaciales en los principales determinantes de la distribución del ingreso en Colombia, como lo son la educación, los salarios y la dinámica demográfica, y que la distribución del ingreso puede tener efectos sobre el crecimiento de un país o una región. Al respecto, Deninger y Squire (1998) y Barro (2000) demuestra que altos niveles de desigualdad frenan el crecimiento de países pobres, y aceleran el de los países más ricos.

Tratándose de una primera aproximación al tema, este documento tiene tres objetivos. El primero de ellos es medir qué tanto la desigualdad interregional aporta a la desigualdad total de los hogares y los ocupados, y cuál es el aporte de cada región a la desigualdad intrarregional. El segundo objetivo consiste en verificar si la desigualdad de hogares y ocupados tiene algún patrón espacial. El tercero, es evaluar si la desigual-

2 Según los coeficientes de Gini presentados en el Informe anual del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD, 2008).

dad de las regiones tiene alguna relación con su nivel de ingreso. A continuación se hace una breve revisión de literatura y en seguida se presentan los datos empleados. La cuarta sección corresponde a una descripción general de la desigualdad en el territorio colombiano. En el resto del documento se busca cumplir con los tres objetivos enunciados.

II. Revisión de literatura

La estrecha relación que existe entre la economía y la geografía se ha convertido en tema obligado de estudios teóricos y empíricos. Sin duda, las principales motivaciones han sido las enormes desigualdades económicas que se observan entre países y regiones. El trabajo pionero de Barro y Sala-I-Martin (1991), basado en el modelo de crecimiento neoclásico, abrió las puertas a una amplia discusión académica acerca de las dinámicas de la desigualdad en el proceso de crecimiento. La hipótesis, que no es nueva, es que hay convergencia macroeconómica entre países y regiones, es decir, que el ingreso promedio o *per cápita* de los rezagados crece a mayor velocidad, de tal forma que con el tiempo éstos alcanzan a los adelantados. La convergencia puede ser absoluta o condicional. En el primer caso, los países convergen a un mismo nivel de ingreso de estado estacionario; mientras que en el segundo, cada uno de ellos tiene un nivel de ingreso de estado estacionario propio que depende de un conjunto de las características de cada país o región. Entre más variables emplee el investigador para condicionar la relación, más probable es hallar evidencia de convergencia. Sin embargo, al hacer esto se pierde también la gracia de la convergencia, ya que nada garantiza que los niveles promedio de ingreso de estados estacionarios de cada país o región sean similares. La gran utilidad de la convergencia condicionada radica, pues, en explicar cuáles son los factores por los cuales los estados estacionarios son diferentes. Quah (1997), por ejemplo, parte de presentar evidencia robusta de polarización en el producto, o de existencia de clubes de convergencia, a partir del PIB de 105 países entre 1961 y 1988. Una vez hecho esto, construye esquemas condicionados³ que le permiten demostrar la importancia del espacio y del comercio en la dinámica de la distribución del ingreso.

En la nueva geografía económica⁴ se busca evaluar fuerzas centrífugas y centrípetas que determinan los patrones espaciales del crecimiento económico. En particular, se introducen los rendimientos crecientes a escala y los costos de transporte demostrando que se trata de factores de polarización que pueden explicar fenómenos de aglomeración, como los que se observan en las grandes metrópolis de América Latina. Además, se incorporan una serie de variables geográficas que pueden complementar el conjunto de variables tradicionales a la hora de explicar las diferencias en el producto promedio.

3 En este caso se emplea un Kernel estocástico condicionado para explicar cómo los factores condicionantes alteran la distribución observada del producto.

4 Una buena síntesis se encuentra en Krugman (1998).

En el caso colombiano se ha producido abundante literatura que documenta patrones espaciales del producto y dinámicas de crecimiento divergentes. Galvis (2007) halla dependencia espacial de la actividad económica municipal, Bonet y Meisel (2002 y 2006) muestran que el final del siglo XX se caracterizó por una polarización del producto y el ingreso departamental, en donde Bogotá desempeñó un papel decisivo. En efecto, la capital conforma una segunda moda en la distribución del ingreso regional y con poca movilidad. Estos resultados coinciden con los de Birchenall y Murcia (1997). Sánchez y Nuñez (2000) encuentran concentración geográfica del crecimiento del ingreso municipal per cápita alrededor de Bogotá, evidencia que puede interpretarse como resultado de rendimientos crecientes a escala.

El ingreso *per cápita* dista, sin embargo, de ser la única y más precisa medida del bienestar de una sociedad. En efecto, parece haber consenso en que el concepto de bienestar es multidimensional (Véase McGillivray y Shorrocks, 2005) y existen medidas que tienen en cuenta la distribución del ingreso; tal es el caso del Index of Economic Well-Being (IEWB), propuesto por Osberg y Sharpe (2005). En su obra clásica, Kuznets (1955) argumenta que, una vez alcanzado un cierto nivel de desarrollo, durante los períodos en que aumenta el ingreso de los hogares, tiende a reducirse la desigualdad en su distribución. Las principales causas enunciadas por el autor para explicar este fenómeno son la industrialización y la urbanización. Kuznets afirma, además, que esta relación de naturaleza esencialmente dinámica se puede observar en un instante del tiempo entre países con distintos niveles de desarrollo económico. Asociada con la curva con forma de *U* invertida, en la literatura se habla de una convergencia que resultaría de una redistribución estimulada por el crecimiento. Esta noción de convergencia, que en adelante se denominará como microeconómica, se diferencia de la *macroeconómica* en la medida en que va más allá de las diferencias en el nivel agregado de ingreso y tiene en cuenta su distribución dentro de un país o de una región. Podría afirmarse que se trata de una convergencia en desarrollo.

El impacto de esta teoría ha trascendido el medio académico y ha servido para formular recomendaciones de política económica. El argumento es sencillo: no tiene sentido tomar medidas correctivas en cuanto a las desigualdades, si el mismo mercado tiende a reducirlas en el proceso de crecimiento. Una buena revisión de literatura para curvas de Kuznets entre países del mundo se encuentra en Higgins y Williamson (1999). Los autores parten de distinguir la versión fuerte y la versión débil de la curva de Kuznets: mientras que la primera muestra la relación absoluta entre ingreso y desigualdad, la segunda controla con otras variables con el fin de evaluar sus determinantes. Con respecto a la versión fuerte, que es la que ha recibido la mayor atención, Higgins y Williamson (1999) señalan los resultados son muy variados: unos cuantos corroboran la curva de Kuznets y otros, en cambio, refutan la hipótesis (véase en particular Deninger y Squire, 1998). En contraste, la versión débil ha sido mucho menos estudiada. El resultado principal de Higgins y Williamson (1999) es que al incluir el grado de apertura de la economía y el estado de la transición demográfica como determinantes, se puede observar la relación en forma de *U* invertida propuesta por

Kuznets. También se ha verificado la existencia de curvas de Kuznets entre las regiones de algunos países, véase, por ejemplo, Nielsen y Alderson (1997) para los Estados Unidos y Ohnishi (2007) para China. Por su parte, Perugini y Martino (2008) estudian los determinantes de la desigualdad dentro de cada uno de los países de la región europea, probando que ésta dista de ser homogénea.

Probablemente la mejor síntesis de la literatura sobre la evolución de la desigualdad del ingreso en Colombia hasta los años ochenta se encuentra en Londoño (1995). El autor concluye que entre 1938 y 1988 en Colombia se cumplió lo propuesto por Kuznets, alcanzando un nivel máximo de desigualdad en ingreso de hogares de 0,56 en los años sesenta y bajando a niveles de 0,48 a finales de los años ochenta. Sin embargo, es importante resaltar que los determinantes principales no son los expuestos por Kuznets, en cambio, primó el efecto de las diferencias en las dotaciones educativas y la remuneración al capital humano en el ámbito urbano.

La evidencia empírica reciente se ha encargado de poner en duda la veracidad de la convergencia microeconómica. En efecto, durante los últimos veinte años ha habido un reverso importante en la distribución del ingreso en muchos países del mundo y Colombia no ha sido la excepción. Para la década de los noventa puede encontrarse una muy completa revisión de los trabajos realizados en Ocampo, Sánchez y Tovar (2000). El común denominador en la literatura colombiana reciente es que las diferencias en dotaciones educativas junto con sus retornos siguen siendo el principal determinante de la desigualdad, tanto en el ingreso laboral (urbano) como en el de los hogares. Székely y Londoño (1998) señalan, en efecto, el *deterioro estructural del capital humano* como principal determinante del reverso distributivo de Latinoamérica. Vélez et al. (2004) muestran que las transformaciones demográficas también cumplieron un papel importante, progresivo por la reducción del tamaño de la familia y regresivo por la creciente participación femenina en el mercado laboral. Por su parte, Attanassio, Goldberg y Pavcnik (2002) concluyen que la apertura afectó negativamente la distribución vía cambios abruptos en los retornos de la educación superior, transformaciones sectoriales y aumentos en la informalidad.

Ninguno de estos determinantes se distribuye homogéneamente en el territorio colombiano. Por ejemplo, Bonet (2007) presenta evidencia de inequidad regional en las dotaciones educativas. En Romero (2006) se muestra que existen diferencias en salarios entre ciudades y se corrobora la hipótesis de segmentación laboral. Pérez (2007) muestra que los departamentos más pobres son aquellos con peores indicadores de escolaridad y tasa de fecundidad. Haddad et. al. (2008) confirman que la apertura comercial tiene efectos asimétricos en el espacio colombiano.

III. Datos

Los ejercicios presentados en este estudio se hacen a partir de la encuesta de ingresos y gastos (EIG) 2006-2007 realizada por el DANE. Una de las principales ventajas de esta encuesta para estudiar la distribución del ingreso es que tiene entre sus objeti-

vos principales medir el consumo de los hogares. Esto implica una mayor coherencia en los ingresos reportados. A diferencia de la versión 1994-1995, la muestra incluye población urbana y rural, aunque se concentra principalmente en 24 ciudades⁵. Es importante anotar que la encuesta es representativa en estas ciudades y también en regiones; los resultados departamentales, sin embargo, pueden estar sesgados. Esta es probablemente una de las razones por las cuales, como se verá, los resultados por departamento son similares a los hallados en las principales ciudades.

En lo que corresponde a los ingresos, además de hacer ajustes por propiedad de la vivienda⁶, se realizan imputaciones por no respuesta a partir de modelos de regresión univariados. Para esto se emplea el paquete *Ice* de Stata (véase Royston, 2004); en ninguno de los casos el número de imputaciones supera el 10% de la muestra. El algoritmo estima la distribución de los parámetros mediante *bootstrapping*, y asigna a cada observación omitida el valor del vecino más cercano a la predicción. En el módulo de personas se realizaron imputaciones por no respuesta en años de educación⁷, ingresos salariales (monetarios, en especie y otros), ganancias, ingresos por segunda actividad, subsidios alimenticios en plantel educativo y becas. En el módulo de hogares se hizo lo propio en el arriendo imputado en propietarios, subsidios de vivienda (monetario y no monetario), subsidios alimenticios en plantel educativo de niños menores de tres años, y otros subsidios familiares⁸.

Las medidas de ingreso empleadas en los ejercicios siguientes son el ingreso *per cápita* de la unidad de gasto, que en adelante notaremos como ingreso de hogares⁹, y el ingreso de las personas ocupadas¹⁰. Además se replican los ejercicios para el gasto *per cápita* de hogares, tomado de los consolidados realizados por el DANE, que incluye gastos en los siguientes rubros: Alimentos, vestuario, salud, educación, diversión, transporte, comunicaciones y otros. En todos los casos se mensualizó la medida de ingreso o gasto. Tanto en ingresos como en gastos se descartaron las observaciones que después de imputaciones siguen teniendo ingresos o gastos iguales a cero.

5 En total se trabajó con encuestas de 42.733 hogares en 23 departamentos y la ciudad de San Andrés, de los cuales forman parte 165.381 personas. De estos hogares, 31.837 se localizan en las capitales departamentales.

6 Tanto en el caso de propietarios como de usufructo o posesión sin título se imputa el valor declarado en la pregunta: "Si tuviera que pagar arriendo: ¿Cuánto estima que tendría que pagar mensualmente?"

7 Por medio de un modelo *logit* ordenado para persona ocupada, controlando por variables socioeconómicas.

8 En el caso de ingresos laborales, se estimaron modelos de capital humano, para otro tipo de ingresos se emplearon variables socioeconómicas. En el caso del valor del arriendo imputado a propietarios se emplearon características de la vivienda y del jefe de hogar. En caso de haber omisión en educación y en cualquier otra variable mencionada, se imputa primero la variable educación y enseguida las demás, condicionando en la educación imputada.

9 Por unidad de gasto se entiende a los miembros del hogar distintos de empleados domésticos, pensionistas y otros empleados. Incluye ingresos de todos los receptores, subsidios y arriendo imputado en caso de propietarios de vivienda.

10 Éste tiene en cuenta todos los ingresos salariales en el caso de empleados, o ganancias en el caso de los independientes, además de ingresos por segunda actividad económica.

IV. Una geografía de la desigualdad en Colombia

Existe una gran variedad de medidas de distribución del ingreso. Los análisis presentados en este documento giran entorno del coeficiente de Gini y del índice de Theil, no sólo por tratarse de las medidas más comunes, sino también porque sus propiedades hacen posible realizar algunos de los ejercicios de descomposición que se desarrollan en las secciones siguientes. A continuación se construyen medidas de desigualdad para distintas unidades geográficas, partiendo de la división urbano/rural, pasando por regiones y llegando a los departamentos y las ciudades.

El Cuadro No. 1 muestra los ingresos y gastos promedio relativos con respecto a los promedios nacionales, el índice de Theil y el coeficiente de Gini para la muestra nacional¹¹ y de 23 ciudades¹². Se hace también la distinción entre cabeceras y otros, aproximando el concepto de urbano/rural. Los ingresos y gastos promedio de las cabeceras duplican aquéllos del resto del territorio, lo que explica bien la diferencia en ingresos y gastos entre las cabeceras y el total nacional. A su vez, en todos los casos la desigualdad es significativamente menor en la zona rural que en la urbana y el total nacional¹³. Existe también menor dispersión si se toman sólo las ciudades principales o las cabeceras en lugar de la muestra nacional. Esto puede evidenciar mayor homogeneidad entre los habitantes de las ciudades, diferencias urbano/rural o ambas (esta discusión se ampliará en la sección V).

Cuadro No. 1: *Desigualdad total, urbana y rural*

| | Ingreso per cápita hogares | | | Ingreso ocupados | | | Gasto per cápita hogares | | |
|-------------|----------------------------|-------|-------|------------------|-------|-------|--------------------------|-------|-------|
| | Ingreso relativo | Theil | Gini | Ingreso relativo | Theil | Gini | Ingreso relativo | Theil | Gini |
| Nacional | 1,000 | 0,657 | 0,566 | 1,000 | 0,535 | 0,516 | 1,000 | 0,650 | 0,562 |
| 23 ciudades | 1,385 | 0,597 | 0,546 | 1,293 | 0,519 | 0,504 | 1,366 | 0,633 | 0,559 |
| Cabeceras | 1,172 | 0,599 | 0,546 | 1,146 | 0,506 | 0,502 | 1,181 | 0,611 | 0,548 |
| Otros | 0,462 | 0,632 | 0,513 | 0,506 | 0,400 | 0,453 | 0,436 | 0,408 | 0,470 |

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

En el Cuadro No. 2 se presentan la participación en la población y el ingreso nacional, los niveles relativos de ingreso y gasto¹⁴ y las medidas de desigualdad para dos conceptos distintos de región. En el primer caso, Bogotá conforma una región aparte, y el resto de la zona andina se divide en tres. Este esquema se toma de Bonet (2007), y tiene la ventaja de clasificar regiones cuya población y producto no se encuentran tan concentrados. La segunda regionalización sigue de cerca lo propuesto por Galvis

11 En adelante se hablará de muestra nacional siempre que incluya las observaciones de otras cabeceras municipales y del sector rural.

12 Éstas son las capitales departamentales de los 23 departamentos antiguos.

13 Dado el sesgo de la muestra hacia las ciudades, esta observación podría no ser acertada, sin embargo, es coherente con lo hallado por Vélez *et al.* (2004).

14 Se entiende por ingreso relativo la relación entre el ingreso promedio de cada región y el promedio nacional.

(2007), quien hace un esfuerzo por hallar grupos que contengan departamentos similares entre sí. Nótese que en esta segunda clasificación la subregión central concentra el 63% de la población y el 75% de los ingresos familiares, y que Chocó constituye una subregión aparte.

Lo primero que se observa es que en la región oriental, la desigualdad toma en ocasiones valores muy altos, y cambia mucho dependiendo de la variable de ingreso o gasto que se emplee. Esto puede estar relacionado con deficiencias de la muestra en estas regiones¹⁵. Una vez hecha esta salvedad, salta a la vista que para todas las medidas de ingreso y gasto, Bogotá se encuentra entre las más desiguales. Esto es menos claro si se toma en conjunto la subregión Central. El Pacífico y, particularmente Chocó, también presenta niveles altos de desigualdad tanto en ingreso como en gasto. Las regiones aparentemente más equitativas son centro norte, centro sur y costa Caribe. Llama la atención que la región más rica y la más pobre del país coinciden en sus altos niveles de desigualdad.

15 Sólo hay encuestas para Meta y Caquetá.

Cuadro No. 2: *Desigualdad por regiones*

| | Ingreso per capita hogares | | | | Ingreso Ocupados | | | | Gasto per capita hogares | | | | |
|------------------------|----------------------------|------------------|-----------|-------|------------------|------------------|-----------|-------|--------------------------|------------------|-----------|-------|-------|
| | % población Hogares | Ingreso relativo | % ingreso | Theil | Gini | Ingreso relativo | % ingreso | Theil | Gini | Ingreso relativo | % ingreso | Theil | Gini |
| Bogotá | 0,175 | 1,753 | 0,308 | 0,601 | 0,552 | 1,618 | 0,300 | 0,554 | 0,516 | 1,699 | 0,297 | 0,639 | 0,575 |
| Central oeste | 0,194 | 1,041 | 0,202 | 0,625 | 0,559 | 1,053 | 0,188 | 0,465 | 0,485 | 0,969 | 0,188 | 0,722 | 0,579 |
| Central sur | 0,116 | 0,742 | 0,086 | 0,503 | 0,518 | 0,802 | 0,095 | 0,456 | 0,492 | 0,772 | 0,089 | 0,543 | 0,532 |
| Central norte | 0,110 | 0,829 | 0,091 | 0,521 | 0,514 | 0,841 | 0,092 | 0,459 | 0,492 | 0,897 | 0,099 | 0,464 | 0,486 |
| Costa Caribe | 0,195 | 0,649 | 0,126 | 0,563 | 0,529 | 0,771 | 0,155 | 0,460 | 0,489 | 0,636 | 0,124 | 0,481 | 0,493 |
| Pacífico | 0,183 | 0,869 | 0,159 | 0,588 | 0,544 | 0,810 | 0,147 | 0,494 | 0,513 | 0,985 | 0,180 | 0,558 | 0,527 |
| Oriental | 0,027 | 1,031 | 0,028 | 1,014 | 0,609 | 0,909 | 0,022 | 0,383 | 0,443 | 0,828 | 0,022 | 0,695 | 0,584 |
| Subregiones Económicas | 0,637 | 1,182 | 0,753 | 0,619 | 0,555 | 1,150 | 0,734 | 0,526 | 0,507 | 1,174 | 0,747 | 0,652 | 0,566 |
| Norte | 0,227 | 0,668 | 0,152 | 0,554 | 0,528 | 0,779 | 0,182 | 0,453 | 0,487 | 0,668 | 0,152 | 0,477 | 0,494 |
| Chocó | 0,007 | 0,622 | 0,004 | 0,832 | 0,608 | 0,671 | 0,004 | 0,506 | 0,526 | 0,455 | 0,003 | 0,658 | 0,595 |
| Sur | 0,101 | 0,615 | 0,062 | 0,659 | 0,564 | 0,594 | 0,058 | 0,580 | 0,550 | 0,739 | 0,076 | 0,582 | 0,534 |
| Oriental | 0,027 | 1,031 | 0,028 | 1,014 | 0,609 | 0,909 | 0,022 | 0,383 | 0,443 | 0,828 | 0,022 | 0,695 | 0,584 |

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

El Cuadro No. 3 presenta las correlaciones de Spearman entre el coeficiente de Gini y el índice de Theil para departamentos y ciudades principales. Dada la alta correlación, y con el ánimo de no ser redundante, los siguientes resultados se expresarán únicamente en términos del coeficiente de Gini.

Cuadro No. 3: *Correlaciones de Spearman entre Gini y Theil*

| | Ingreso per capita hogares | Ingreso ocupados | Gasto per capita hogares |
|---------------|----------------------------|------------------|--------------------------|
| Departamentos | 0,908 | 0,941 | 0,916 |
| 23 ciudades | 0,925 | 0,954 | 0,947 |

Fuente: Cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

Para departamentos y ciudades, el Cuadro No. 4 muestra las correlaciones de Spearman entre los coeficientes de Gini calculados con las distintas medidas de ingreso y gasto. Como se observa, existe una relación entre la desigualdad del ingreso de los hogares y la desigualdad de las otras dos medidas. No obstante, no hay ninguna relación entre la desigualdad de los ingresos de ocupados y la desigualdad del gasto. Las correlaciones aumentan si se toma únicamente la población de los cascos urbanos.

Cuadro No. 4: *Correlaciones de Spearman entre coeficientes de Gini de distintas medidas de ingreso y gasto*

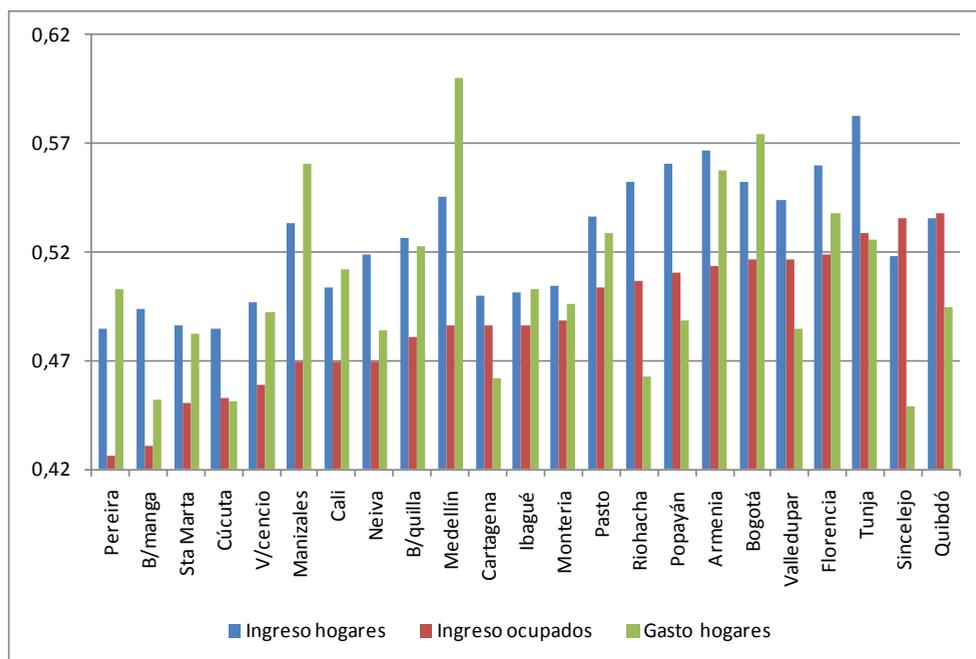
| | Ingreso per capita hogares | Ingreso ocupados | Gasto per capita hogares |
|---------------|----------------------------|------------------|--------------------------|
| Departamentos | 0,466 | 0,513 | 0,016 |
| 23 ciudades | 0,752 | 0,521 | 0,170 |

Fuente: Cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

Los Mapas No. 1 a No. 3 muestran el coeficiente de Gini de los departamentos para las distintas medidas de ingreso y gasto. Los departamentos cuya desigualdad es elevada en cualquiera de las medidas de ingreso y gasto son Bogotá, Quindío, Chocó, Cauca y Nariño. Aquellos cuya desigualdad siempre es relativamente baja son Valle del Cauca, Risaralda, Santander, Norte de Santander, Bolívar, Atlántico, Magdalena y Córdoba. Para el resto de los departamentos el nivel de desigualdad y el lugar en el escalafón nacional dependen de la medida de ingreso o gasto que se emplee. En Antioquia, Caldas, Meta y Caquetá se observan niveles medios-altos de desigualdad en ingreso y gasto de hogares, y medios-bajos en ingresos de ocupados. En Sucre y Boyacá se tiene desigualdad media-alta en ingreso de ocupados y media-baja en ingreso y gasto

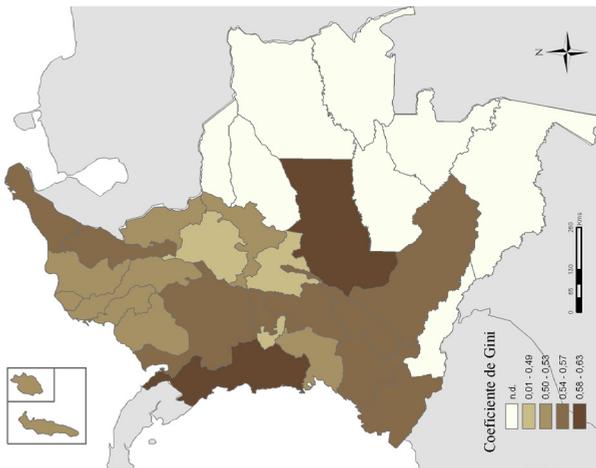
de hogares. En Tolima y Huila la desigualdad es media-alta en ingreso de hogares y de ocupados, y media-baja en gasto. En La Guajira y Cesar, la desigualdad es media-alta en ingreso de hogares, y media-baja en ingreso de ocupados y gasto de hogares. Cundinamarca y San Andrés presentan bajos niveles de desigualdad en ambas medidas de ingreso, pero altos en gasto.

Gráfico No. 1: Coeficiente de Gini para distintas medidas de ingreso y gasto en las 23 ciudades principales

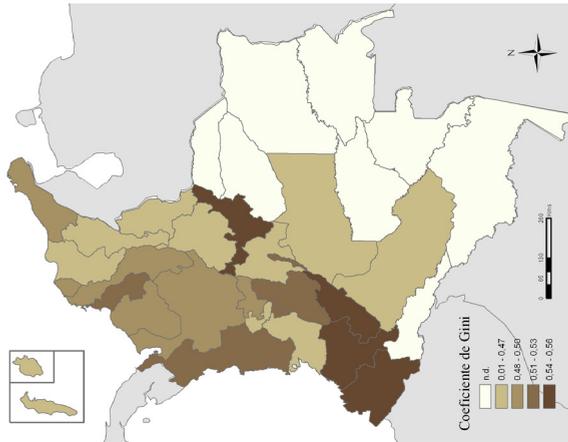


Fuente: Cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

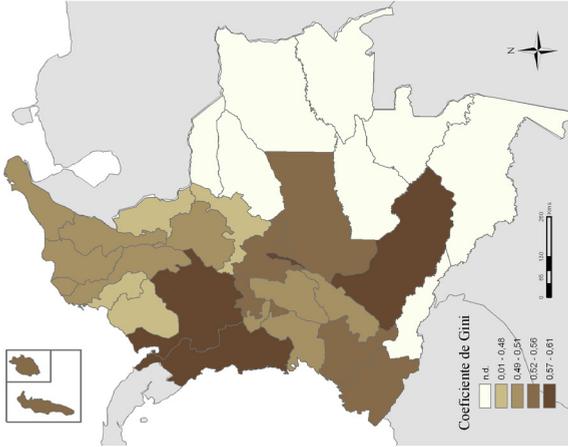
Mapa No. 1: Coeficiente de Gini de ingreso per cápita de hogares



Mapa No. 2: Coeficiente de Gini de ingreso de ocupados



Mapa No. 3: Coeficiente de Gini de gasto per cápita de hogares



Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

En el Gráfico No. 1 se presenta el coeficiente de Gini calculado a partir de distintas medidas de ingreso y gasto para las 23 ciudades principales. Las capitales de los departamentos con desigualdad persistentemente alta se encuentran todas entre las ciudades con coeficiente de Gini elevado. De la misma manera, las capitales de los departamentos con mejor distribución están entre las ciudades más equitativas. Esta relación no sorprende si se tiene en cuenta que la muestra se concentra en las ciudades principales.

V. Importancia de las diferencias interregionales y aporte de las regiones a las diferencias intrarregionales.

A continuación se evalúa cuánto de la desigualdad total que se observa en Colombia resulta de las diferencias entre regiones, departamentos y ciudades. También se mide qué tanto aporta cada una de las regiones al total de la desigualdad intrarregional. Para esto se realizan descomposiciones por subgrupos mutuamente excluyentes. En el caso de las medidas de entropía, entre las cuales se encuentra el índice de Theil, la descomposición es aditiva, de tal forma que la desigualdad total (T) es la suma de la desigualdad dentro de los grupos (T_W), y de la desigualdad entre grupos (T_B): $T = T_W + T_B$. Para el coeficiente de Gini esto sólo aplica si no hay sobreposición entre las distribuciones de los subgrupos, de lo contrario se debe incluir un tercer término (R) que mide esta interacción: $G = G_W + G_B + R$. El cociente T_B/T mide la importancia de las diferencias entre los grupos en términos distributivos. El cociente G_B/G también lo hace, pero debe interpretarse con precaución si el término de interacción es muy grande. La desigualdad intragrupal (T_W y G_W) corresponde a una suma ponderada de las desigualdades en el interior de cada subgrupo, de tal forma que $T_W = \sum_{i=1}^m v_i T_{Wi}$ y $G_W = \sum_{i=1}^m \omega_i G_{Wi}$. Tanto en las medidas de entropía como en el coeficiente de Gini se tiene que v_i y ω_i son función del ingreso relativo del subgrupo y de su peso en la población total. Los cocientes $v_i T_{Wi}/T_W$ y $\omega_i G_{Wi}/G_W$ expresan el aporte de cada subgrupo al total de la desigualdad intragrupal. Una amplia descripción de las medidas de desigualdad y de sus propiedades puede encontrarse en Cowell (2000)¹⁶.

Este tipo de descomposición permite cuantificar la importancia relativa de la diferencia entre subgrupos, pero no explica qué es lo que origina esta diferencia. Dado que este estudio no tiene entre sus objetivos identificar determinantes de la desigualdad, la metodología resulta adecuada. Una buena revisión de las aplicaciones en efectos regionales se encuentra en Shorrocks y Wan (2004). Cabe anotar que son pocos los países en donde el aporte de las diferencias interregionales supera el 20%, lo que ha llevado algunos a concluir que el aspecto espacial importa poco. Empero, esto no siempre es verdad y para verificarlo se debe comparar la magnitud de los resultados con los de otros factores de descomposición que hayan sido reconocidos como importantes en la literatura. Para el caso colombiano, Musgrove (1986), Medina y Moreno

16 Para mayor detalle en las descomposiciones aditivas por subgrupos véase Shorrocks (1980 y 1984). En el caso del coeficiente de Gini se emplea la descomposición propuesta en Shorrocks y Wan (2004).

(1995), Arango, Posada y Uribe (2004) y Romero (2006) realizan descomposiciones del coeficiente de Gini¹⁷, y encuentran que las diferencias en educación son las más importantes. No obstante, en ninguno de los tres primeros casos se realizan descomposiciones regionales. En Romero (2006) se descomponen simultáneamente variables de educación y región. La educación también sobresale en otro tipo de descomposiciones basadas en regresiones paramétricas y semiparamétricas, pero no se entrará en mayor detalle por no tratarse de metodologías del todo comparables¹⁸.

Los Cuadros No. 5 y No. 6 presentan los cocientes T_B/T y G_B/G para distintas agrupaciones de ingresos y gastos en la muestra nacional y de 23 ciudades. Las cuatro primeras agrupaciones corresponden a la división urbano/rural, las dos definiciones de región y los departamentos (o ciudades en la muestra de 23 ciudades). Además se incluyen dos agrupaciones definidas por variables educativas, y otras dos por edad y género, con el ánimo de comparar los resultados¹⁹. Las últimas cuatro agrupaciones corresponden a intersecciones entre variables espaciales y educativas. En el Cuadro No. 6 se muestra, además, la importancia del término de interacción en la descomposición del coeficiente de Gini.

17 Los dos primeros emplean la descomposición de Pyatt (1976), en el tercer caso los autores siguen a Shorrocks (1982).

18 Entre otras descomposiciones aplicadas a datos colombianos se encuentran: descomposición por factores tipo Fields (1979) en Sánchez y Núñez (2000), regresión por cuantiles en Posso (2008), microsimulación paramétrica tipo Bourguignon y Ferreira (2004) en Vélez et. al. (2004) y una similar en Ocampo, Sánchez y Tovar (2000), descomposición de Juhn, Murphy y Pierce (1993) en Tribin (2005) y microsimulación semiparamétrica tipo Dinardo, Fortin y Lemieux (1996) en Santamaría (2001).

19 En el caso de ingresos y gastos familiar, se toma educación edad y género del jefe de hogar. El nivel de educación se construye a partir de los años de educación y tiene 4 categorías: Sin educación, primaria, secundaria y superior.

Cuadro No. 5: Importancia de la desigualdad intergrupala en el índice de Theil total:

$$\frac{T_B}{T}$$

| Subgrupo | Nacional | | | 23 ciudades | | | | |
|---|----------|----------------------------|------------------|--------------------------|-----|----------------------------|------------------|--------------------------|
| | m | Ingreso per capita hogares | Ingreso ocupados | Gasto per capita hogares | m | Ingreso per capita hogares | Ingreso ocupados | Gasto per capita hogares |
| Cabecera/resto | 2 | 0,083 | 0,078 | 0,094 | . | . | . | . |
| Región | 7 | 0,094 | 0,081 | 0,084 | 7 | 0,047 | 0,040 | 0,043 |
| Región Económica | 5 | 0,051 | 0,043 | 0,044 | 5 | 0,036 | 0,022 | 0,035 |
| Departamento / ciudad | 25 | 0,112 | 0,101 | 0,104 | 23 | 0,051 | 0,043 | 0,051 |
| Años educación | 16 | 0,068 | 0,058 | 0,064 | 16 | 0,054 | 0,054 | 0,038 |
| Nivel educación | 4 | 0,042 | 0,028 | 0,020 | 4 | 0,018 | 0,013 | 0,015 |
| Grupos edad | 6 | 0,009 | 0,043 | 0,004 | 6 | 0,016 | 0,041 | 0,006 |
| Género | 2 | 0,000 | 0,007 | 0,001 | 2 | 0,001 | 0,021 | 0,000 |
| Departamento / ciudad y nivel educación | 100 | 0,150 | 0,123 | 0,124 | 92 | 0,068 | 0,057 | 0,069 |
| Departamento / ciudad y años educación | 368 | 0,192 | 0,166 | 0,172 | 337 | 0,120 | 0,110 | 0,106 |
| Región y nivel educación | 28 | 0,130 | 0,103 | 0,102 | 28 | 0,052 | 0,053 | 0,060 |
| Región y años educación | 109 | 0,165 | 0,140 | 0,145 | 109 | 0,110 | 0,103 | 0,092 |

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

Lo primero que se observa es que los resultados basados en la descomposición del coeficiente de Gini son similares a aquellos obtenidos a partir del índice de Theil; también, son relativamente robustos a las medidas de ingresos y gasto empleadas. El resultado más importante por destacar es que, en la gran mayoría de los casos, las diferencias entre subgrupos departamentales y de ciudades aportan más a la desigualdad total que las diferencias asociadas a grupos educativos, de edad y género. Esto no va en contra de las conclusiones de los estudios previos, ya que, como se mencionó, la metodología está diseñada para medir el aporte intergrupala a la desigualdad sin condicionar en otro conjunto de variables. Si se controlara por otras variables, como educación, buena parte de esta relación desaparecería. Prueba de ello es que el aporte de las agrupaciones construidas a partir de intersecciones de variables espaciales y educativas sea menor a la suma de los aportes de las agrupaciones por separado. Esta es la razón por la cual en ninguno de los estudios basados en regresiones priman las variables espaciales. Sin embargo, el que las diferencias entre regiones estén asociadas con otros factores, no significa que no existan.

Cuadro No. 6: Importancia de la desigualdad intergrupala y de la interacción en el coeficiente de Gini total: G_B/G y R/G

| Nacional | | | | | | | |
|--------------------------------|-----|----------------------------|-------------|------------------|-------------|--------------------------|-------------|
| Subgrupo | m | Ingreso per capita hogares | | Ingreso ocupados | | Gasto per capita hogares | |
| | | Intergrupala | Interacción | Intergrupala | Interacción | Intergrupala | Interacción |
| cabecera/resto | 2 | 0,230 | 0,097 | 0,218 | 0,095 | 0,244 | 0,075 |
| Regiones tradicionales | 7 | 0,287 | 0,551 | 0,289 | 0,546 | 0,308 | 0,530 |
| Subregiones económicas | 5 | 0,205 | 0,292 | 0,197 | 0,296 | 0,202 | 0,281 |
| Departamento | 25 | 0,375 | 0,531 | 0,353 | 0,551 | 0,365 | 0,539 |
| Años educación | 16 | 0,280 | 0,600 | 0,249 | 0,622 | 0,260 | 0,619 |
| Nivel educación | 4 | 0,196 | 0,383 | 0,125 | 0,430 | 0,147 | 0,497 |
| Grupos edad | 6 | 0,107 | 0,687 | 0,191 | 0,599 | 0,066 | 0,730 |
| Género | 2 | 0,011 | 0,423 | 0,080 | 0,395 | 0,033 | 0,406 |
| Departamento y nivel educación | 100 | 0,434 | 0,523 | 0,388 | 0,567 | 0,400 | 0,564 |
| Departamento y años educación | 368 | 0,484 | 0,504 | 0,444 | 0,544 | 0,464 | 0,524 |
| Región y nivel educación | 28 | 0,401 | 0,529 | 0,347 | 0,579 | 0,353 | 0,588 |
| Región y años educación | 109 | 0,446 | 0,534 | 0,400 | 0,579 | 0,424 | 0,556 |
| 23 ciudades | | | | | | | |
| Subgrupo | m | Ingreso per capita hogares | | Ingreso ocupados | | Gasto per capita hogares | |
| | | Intergrupala | Interacción | Intergrupala | Interacción | Intergrupala | Interacción |
| Regiones Tradicionales | 7 | 0,218 | 0,529 | 0,221 | 0,525 | 0,221 | 0,529 |
| Subregiones Económicas | 5 | 0,125 | 0,267 | 0,132 | 0,264 | 0,157 | 0,216 |
| Ciudad | 23 | 0,247 | 0,539 | 0,231 | 0,552 | 0,244 | 0,541 |
| Años educación | 16 | 0,245 | 0,624 | 0,253 | 0,614 | 0,205 | 0,662 |
| Nivel Educación | 4 | 0,088 | 0,453 | 0,046 | 0,484 | 0,128 | 0,488 |
| Grupos Edad | 6 | 0,135 | 0,662 | 0,195 | 0,589 | 0,087 | 0,711 |
| Genero | 2 | 0,026 | 0,429 | 0,146 | 0,348 | 0,012 | 0,445 |
| Ciudad y Nivel Educación | 92 | 0,282 | 0,618 | 0,262 | 0,634 | 0,296 | 0,621 |
| Ciudad y Años Educación | 337 | 0,379 | 0,594 | 0,366 | 0,605 | 0,356 | 0,616 |
| Región y Nivel Educación | 28 | 0,216 | 0,497 | 0,251 | 0,628 | 0,275 | 0,628 |
| Región y Años Educación | 109 | 0,363 | 0,604 | 0,353 | 0,614 | 0,333 | 0,634 |

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

Shorrocks y Wan (2004) muestran que el valor esperado de T_B/T tiene una relación positiva con el número de subgrupos m , siendo una de las razones por las cuales el efecto de la desigualdad interregional es considerablemente menor al efecto de la desigualdad entre departamentos o ciudades. Del mismo modo se explica que separar por años de educación genera un mayor efecto que hacerlo por nivel de educación. Si bien las agrupaciones son aparentemente similares, el dividir en muchos subgrupos hace que la diferencia entre ellos aumente, así como la importancia que se lo otorga en la desigualdad total. La interpretación de la descomposición del coeficiente de Gini resulta un poco más complicada, pero puede aportar elementos decisivos. Si se comparan las dos definiciones de región, se observa que en la primera hay gran

interacción entre las distribuciones de los subgrupos, mientras que en la segunda no. Esto es coherente con la clasificación de estas regiones; en el caso de las subregiones económicas, hallar poca interacción resulta de buscar gran homogeneidad dentro de cada grupo.

Otro resultado importante es que, aún teniendo sólo dos subgrupos, la división urbano/rural importa mucho; su efecto es sólo superado por el de las agrupaciones por departamentos, ciudades y años de educación. Se trata, además, de los subgrupos con menor interacción en la descomposición del coeficiente de Gini, las cuales reflejan que las diferencias en ingresos y gastos son muy importantes. De nuevo conviene advertir que controlar por otras variables tiende a anular en gran medida este efecto. Además, cabe señalar que Vélez et. al. (2004) realizan descomposiciones del índice de Theil para los años 1978, 1988 y 1995, y concluyen que su importancia relativa ha venido cayendo.

En el Cuadro No. 7 se presenta el cociente $\omega_i G_w / G_w$ de regiones y subregiones, así como el de cabeceras y otras áreas, tanto para departamentos como para las 23 ciudades principales. Dos conclusiones se pueden extraer de este cuadro: la primera, es que la mayor parte de la desigualdad intrarregional se produce en las cabeceras y en la subregión central, particularmente en Bogotá; la segunda, es que existen regiones que, aún siendo muy inequitativas, aportan poco o nada a la desigualdad intrarregional total, dado su pequeña población y su bajo nivel de ingreso. Chocó, por ejemplo, se encontró siempre entre las más desiguales, pero su aporte es nulo porque su nivel de ingreso es bajo y su población escasa. En cambio, la subregión norte, que presenta niveles menores de desigualdad, sí contribuye.

Cuadro No. 7: Aporte de cada región a la desigualdad intragrupal total: $\omega_i G_w / G_w$

| | | Nacional | | | 23 ciudades | | |
|------------------------|---------------|----------------------------|------------------|--------------------------|----------------------------|------------------|--------------------------|
| | | Ingreso per capita hogares | Ingreso ocupados | Gasto per capita hogares | Ingreso per capita hogares | Ingreso ocupados | Gasto per capita hogares |
| Regiones tradicionales | Bogotá | 0,327 | 0,338 | 0,326 | 0,716 | 0,717 | 0,709 |
| | Central oeste | 0,240 | 0,193 | 0,231 | 0,106 | 0,101 | 0,130 |
| | Central sur | 0,056 | 0,065 | 0,060 | 0,004 | 0,004 | 0,005 |
| | Central norte | 0,057 | 0,059 | 0,058 | 0,015 | 0,014 | 0,014 |
| | Costa Caribe | 0,142 | 0,181 | 0,131 | 0,079 | 0,083 | 0,052 |
| | Pacífico | 0,173 | 0,161 | 0,191 | 0,078 | 0,079 | 0,089 |
| | Oriental | 0,005 | 0,003 | 0,004 | 0,002 | 0,002 | 0,002 |
| Subregiones económicas | Central | 0,923 | 0,908 | 0,926 | 0,949 | 0,946 | 0,964 |
| | Norte | 0,063 | 0,079 | 0,059 | 0,048 | 0,051 | 0,032 |
| | Chocó | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | Sur | 0,012 | 0,012 | 0,014 | 0,002 | 0,002 | 0,003 |
| | Oriental | 0,002 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 |
| Urbano/rural | Cabecera | 0,963 | 0,966 | 0,968 | . | . | . |
| | Otro | 0,037 | 0,034 | 0,032 | . | . | . |

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

VI. Prueba de dependencia espacial

En la sección V se mostró que las diferencias interregionales aportan a la desigualdad total, por lo menos, tanto como las diferencias entre niveles educativos, lo que indica que las asimetrías espaciales son importantes. A continuación se verifica esto realizando una prueba de dependencia espacial basada en Rey (2004). La idea es permutar de manera aleatoria los ingresos y gastos de hogares y ocupados en el territorio, y verificar si esto afecta los componentes intrarregional e interregional del coeficiente de Theil²⁰. De no existir dependencia espacial los resultados de la descomposición de las simulaciones no deberían ser distintos de la descomposición original. Si en cambio se obtiene que el aporte interregional de las simulaciones es significativamente menor al de los datos originales, se puede concluir que las diferencias distributivas entre las regiones no son producto del azar. El algoritmo es el siguiente:

1. Expandir la muestra original²¹.
2. Calcular el índice de Theil y sus componentes *inter* e *intra* por subgrupos departamentales y de ciudades.
3. Reasignar aleatoriamente y sin remplazo el ingreso o el gasto entre familias y ocupados del país²².
4. Calcular de nuevo el índice de Theil y sus componentes *inter* e *intra* por subgrupos departamentales y de ciudades.
5. Repetir los pasos tres y cuatro, K veces.

Para departamentos y ciudades principales, y con las distintas medidas de ingreso y gasto, el Cuadro No. 8 presenta el cociente T_B/T original y cuatro estadísticos de su distribución simulada a partir de cien réplicas²³. En general, se encuentra que las diferencias distributivas de las regiones son significativamente superiores a las que se tendrían si el ingreso o el gasto se distribuyeran aleatoriamente. Existen, por tanto, patrones espaciales en la distribución del ingreso y el gasto.

20 Nótese que la desigualdad total no tiene por qué cambiar.

21 Esto es necesario para que, luego de expandir, cada observación tenga igual probabilidad de ocurrencia, de lo contrario nada garantiza que el promedio de los ingresos y gastos y el índice de Theil total de las simulaciones sea siempre el mismo.

22 Esto no modifica la población de cada región, departamento y ciudad.

23 En orden, la media, la desviación estándar y los percentiles 5 y 95.

Cuadro No. 8: *Importancia original y simulada de la desigualdad intergruppal en el índice de Theil total T_B/T*

| | | Nacional | | | 23 Ciudades | | |
|------------|------------|----------------------------|------------------|--------------------------|----------------------------|------------------|--------------------------|
| | | Ingreso per capita hogares | Ingreso ocupados | Gasto per capita hogares | Ingreso per capita hogares | Ingreso ocupados | Gasto per capita hogares |
| Simulación | Original | 0,11171 | 0,1009 | 0,10429 | 0,05088 | 0,04308 | 0,05125 |
| | Media | 0,00004 | 0,00002 | 0,00004 | 0,00007 | 0,00005 | 0,00007 |
| | Desviación | 0,00001 | 0,00001 | 0,00001 | 0,00002 | 0,00002 | 0,00002 |
| | p5 | 0,00002 | 0,00002 | 0,00002 | 0,00004 | 0,00002 | 0,00004 |
| | p95 | 0,00007 | 0,00004 | 0,00007 | 0,0001 | 0,00008 | 0,0001 |

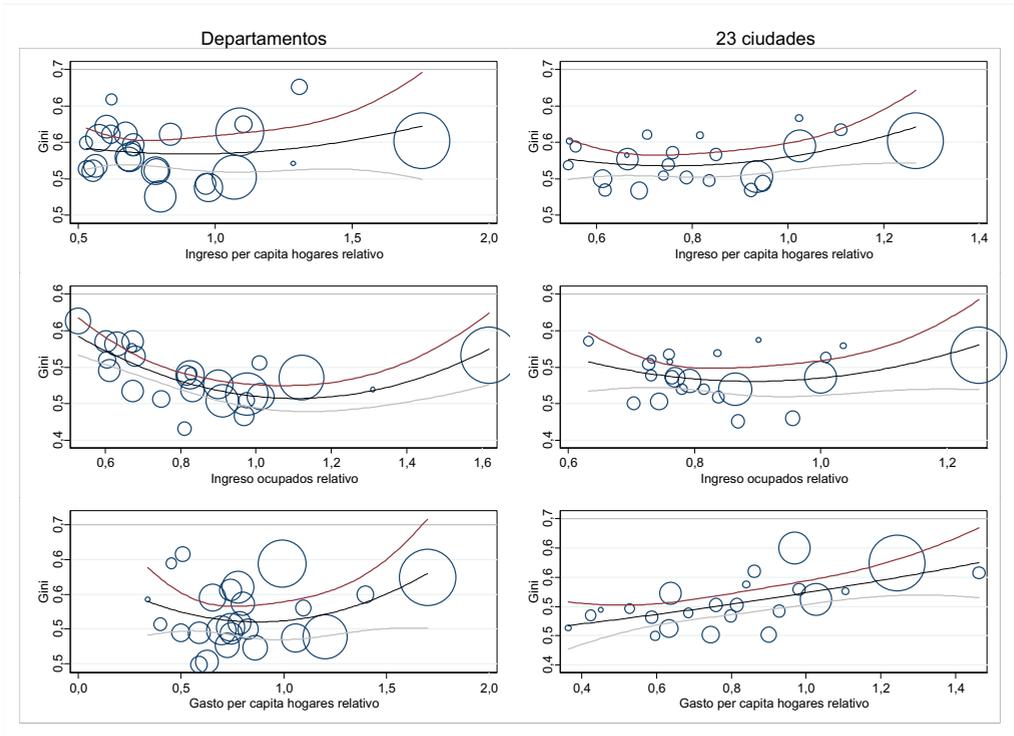
Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

VII. Ingreso y desigualdad: ¿se cumple la curva de Kuznets?

En el Cuadro No. 1 se mostró que los habitantes de las ciudades son más ricos y que sus ingresos y gastos se encuentran más concentrados. Así mismo, se destacó que Bogotá y Chocó, polos opuestos en el ingreso *per cápita*, se encuentran entre los más desiguales. Una vez se ha demostrado que existen diferencias en las estructuras distributivas de regiones, departamentos y ciudades, se procede a presentar la relación entre ingreso y distribución para distintas muestras, con el fin de contrastar la hipótesis de convergencia microeconómica entre las regiones de Colombia. Este estudio se limita a evaluar la hipótesis fuerte de Kuznets, pues no tiene entre sus objetivos identificar sus determinantes.

El Gráfico No. 2 muestra la relación entre el coeficiente de Gini y las distintas medidas de ingreso y gasto relativas. Cada circunferencia corresponde a un departamento o una ciudad, y el diámetro representa su participación en la población total. El ajuste presentado en los gráficos se realiza con el siguiente polinomio de segundo orden: $Gini = c + \beta_1 \ln(y) + \beta_2 \ln(y)^2 + \varepsilon$. Los intervalos de confianza se hacen a un nivel de significancia del 5%. Lo primero que salta a la vista es que Bogotá (el círculo más grande en el caso de ciudades, y entre los departamentos grandes, el que registra mayores ingresos) siempre se destaca por tener ingresos y gastos altos, y una no despreciable desigualdad. En cuanto a la Curva de Kuznets, se podría decir que no parece cumplirse entre departamentos y ciudades de Colombia en 2006-2007. Por el contrario, lo que se observa en la mayoría de los casos es una curva en forma de U. Una sencilla verificación consiste en revisar la significancia de los parámetros de la regresión.

Gráfico No. 2: Relaciones entre coeficiente de Gini y las distintas medidas de ingreso y gasto relativas en los departamentos y las 23 ciudades



Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

El Cuadro No. 9 contiene los coeficientes β_1 y β_2 y los *p-valores* de la prueba *t*, $p1$ y $p2$, para las medidas de ingreso y gasto, en cada una de las muestras. Podría suponerse que la capital es un caso atípico y sesga los resultados, razón por la cual se repiten los ejercicios excluyéndola. En ocho de los doce modelos, se obtienen parámetros significativos y signo positivo en β_2 , lo que confirma la forma de U que se observa en los gráficos. Sólo en los casos de ingresos de hogares en departamentos, de gasto en departamentos (sin Bogotá) y de gastos en ciudades principales (con y sin Bogotá) se encuentra que los coeficientes no son significativos al 10%. El Cuadro 10 contiene el coeficiente β_1 de un ajuste lineal de la forma $Gini = c + \beta_1 \ln(y) + v$ para estos cuatro modelos. En el caso del gasto se obtiene una relación lineal significativa y positiva entre desigualdad y el nivel de gasto.

Cuadro No. 9: Coeficientes y significancia de ajuste cuadrático

| | | Ingreso per capita hogares | Ingreso ocupados | Gasto per capita hogares |
|--|------|----------------------------------|---------------------|--------------------------------|
| Departamentos | b1 | 1,77 | -6,38 | 1,12 |
| | (t1) | 0,28 | 0,00 | 0,10 |
| | b2 | 0,07 | 0,24 | 0,05 |
| | (t2) | 0,28 | 0,00 | 0,10 |
| Departamentos, sin Bogotá | b1 | 3,04 | 3,55 | 1,95 |
| | (t1) | 0,06 | 0,02 | 0,29 |
| | b2 | 0,12 | 0,14 | 0,08 |
| | (t2) | 0,06 | 0,03 | 0,29 |
| Ciudades principales | b1 | -4,60 | 5,66 | 1,22 |
| | (t1) | 0,10 | 0,08 | 0,24 |
| | b2 | 0,18 | 0,21 | 0,05 |
| | (t2) | 0,10 | 0,08 | 0,22 |
| Ciudades principales, sin Bogotá | b1 | 3,59 | 9,68 | 1,29 |
| | (t1) | 0,08 | 0,07 | 0,36 |
| | b2 | 0,14 | 0,36 | 0,05 |
| | (t2) | 0,08 | 0,07 | 0,34 |

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

Cuadro No. 10: Coeficientes y significancia de ajuste lineal

| | | Ingreso per capita Hogares | Gasto |
|-------------------------------------|------|----------------------------------|-------|
| Departamentos | b1 | 0,01 | . |
| | (t1) | 0,72 | . |
| Departamentos, sin Bogotá | b1 | . | 0,00 |
| | (t1) | . | 0,90 |
| Ciudades principales | b1 | . | 0,07 |
| | (t1) | . | 0,00 |
| Ciudades principales, sin Bogotá | b1 | . | 0,06 |
| | (t1) | . | 0,01 |

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

El Cuadro No. 11 presenta los resultados de estimaciones cuadráticas en las que se ponderan las observaciones por la participación en la población total. Lo que se busca con esto es dar más importancia a los departamentos y a las ciudades más pobladas. Si bien las medidas de ingreso, gasto y desigualdad tienen unidades comparables, al no ponderarlas se puede estar dando mucha importancia a ciudades o departamentos cuya participación es marginal. Como se vio en la sección V, subregiones con menor desigualdad como la norte, aportan más a la desigualdad intrarregional que el mismo Chocó, en parte por el hecho de tener una mayor población.

Cuadro No. 11: *Coefficientes y significancia de ajuste cuadrático ponderado*

| | | Ingreso per capita hogares | Ingreso ocupados | Gasto per capita hogares |
|--|------|----------------------------------|---------------------|--------------------------------|
| Departamentos | b1 | -1,68 | 0,83 | 1,46 |
| | (t1) | 0,18 | 0,00 | 0,44 |
| | b2 | 0,06 | 0,03 | 0,06 |
| | (t2) | 0,18 | 0,00 | 0,42 |
| Departamentos, sin Bogotá | b1 | -7,16 | -8,75 | 2,79 |
| | (t1) | 0,05 | 0,00 | 0,77 |
| | b2 | 0,28 | 0,33 | 0,11 |
| | (t2) | 0,05 | 0,00 | 0,77 |
| Ciudades principales | b1 | 1,72 | -10,18 | -1,58 |
| | (t1) | 0,04 | 0,00 | 0,45 |
| | b2 | 0,06 | 0,38 | 0,07 |
| | (t2) | 0,03 | 0,00 | 0,42 |
| Ciudades principales, sin Bogotá | b1 | 3,80 | -18,04 | -0,89 |
| | (t1) | 0,04 | 0,04 | 0,74 |
| | b2 | 0,14 | 0,67 | 0,04 |
| | (t2) | 0,04 | 0,04 | 0,72 |

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

Los resultados de las estimaciones ponderadas son similares a los anteriores, con la excepción del modelo de gasto en departamentos, en donde los parámetros dejan de ser significativos. Esto indica que en Colombia hay evidencia de que no se cumple la curva de Kuznets entre regiones, por el contrario, hay evidencia de divergencia microeconómica entre departamentos y ciudades en el período 2006-2007. Tanto en las regiones más pobres como en las más ricas se observa gran desigualdad. Es en las regiones de ingreso medio en donde existe mayor equidad. En el caso del gasto de los hogares de las ciudades principales la relación es más sencilla, a mayor gasto mayor desigualdad en su distribución.

VIII. Conclusiones

La distribución del ingreso de los hogares y los ocupados no es igual en todas las regiones de Colombia. En efecto, las diferencias entre departamentos y ciudades pesan por lo menos tanto en la desigualdad total de los hogares y los ocupados, como las diferencias entre niveles de educación. Esto implica que parte importante de la desigualdad entre los colombianos se expresa en la desigualdad entre regiones. La relación entre el ingreso y la desigualdad de las regiones también se evalúa en este documento. Lo que se encuentra es que no se cumple la curva de Kuznets entre regiones del país: los departamentos y las ciudades más equitativas son los de ingreso medio, mientras que las ricas y las pobres forman casi siempre parte del grupo de las

más desiguales. En particular, Bogotá lidera en Colombia dos procesos simultáneos de polarización. El primero es de tipo macroeconómico y se observa en la divergencia en el producto y el ingreso regional. El segundo es microeconómico y se ve reflejado en el alto nivel de desigualdad de la capital, tanto en el ingreso y el gasto de los hogares como en el ingreso de los ocupados.

Asumiendo que las regiones rezagadas imitan continuamente a las avanzadas durante el proceso de crecimiento, se podría pensar, de acuerdo con los resultados, que la desigualdad tendería a reducirse con el tiempo en los departamentos más pobres, y a aumentar en aquellos de ingreso medio. Sin embargo, este supuesto puede no corresponder a la realidad. Para entenderlo más adecuadamente se debe, por tanto, abordar el tema de los determinantes de la desigualdad desde una perspectiva regional. Conviene comprender cuáles son las razones por las cuales los departamentos y las ciudades más ricas son particularmente inequitativas, mientras que las regiones de ingreso medio lo son menos. También es importante verificar si se puede explicar la alta desigualdad de los departamentos más pobres con los mismos argumentos con que se explica la desigualdad en la capital. El tema de las migraciones puede resultar fundamental en el caso colombiano: a Bogotá, por ejemplo, han llegado un gran número tanto desplazados como profesionales y especializados del resto del país. Todo esto es necesario si se quiere saber cuáles pueden ser los efectos distributivos del crecimiento en las distintas regiones de Colombia.

La conclusión más inquietante de Londoño (1995) con respecto a los fuertes movimientos distributivos que tuvo Colombia entre 1938 y 1988 es que,

Si la oferta de educación y las transformaciones estructurales hubieran evolucionado dinámicamente de acuerdo con los patrones internacionales a lo largo del período, la dispersión del ingreso laboral hubiera sido menor de lo que se observó. [...] Si Colombia hubiera evitado estos movimientos abruptos, también hubiera evitado, en gran parte, el carácter extremo de sus movimientos distributivos.

En este sentido, una mejor comprensión de los determinantes regionales de la distribución del ingreso de los hogares puede tener importantes implicaciones de política y efectos en el bienestar. ¿Podrían las regiones de ingreso medio suavizar los efectos distributivos del crecimiento y no repetir innecesariamente lo vivido en la capital?

Referencias bibliográficas

- ARANGO, Luis E.; POSADA, Carlos E.; URIBE, José D. (2004). "Cambios en la estructura de los salarios urbanos en Colombia (1984-2000)", en *Borradores de Economía*, núm. 297. Bogotá: Banco de la República.
- ATTANASSIO, Orazio; GOLDBERG, Pinelopi K.; PAVCNİK, Nina (2002). "Trade reforms and income inequality in Colombia", en *Working Paper*, núm. 9830. Washington: National Bureau of Economic Research.

- BARRO, Robert J. (2000). "Inequality and growth in a panel of countries", en *Journal of Economic Growth*, vol. 5, núm. 1, pp. 5-32.
- _____; SALA-I-MARTIN, Xavier (1991). "Convergences across states and regions", en *Brookings Papers of Economic Activity*, núm. 1.
- BIRCHENALL, Javier A.; MURCIA, Guillermo (1997). "Convergencia regional: Una revisión del caso colombiano", en *Desarrollo y Sociedad*, núm. 40. Bogotá: Universidad de los Andes.
- BONET, Jaime (2007). "Inequidad espacial en las dotaciones educativas en Colombia", en Jaime Bonet (Ed.), *Geografía económica y análisis espacial de Colombia*. Bogotá: Colección de Economía Regional, Banco de la República.
- _____; MEISEL, Adolfo (2002). "La convergencia regional en Colombia: Una visión de largo plazo, 1926-1995", en Adolfo Meisel Roca (Ed.), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*. Bogotá: Colección de Economía Regional, Banco de la República.
- _____; MEISEL, Adolfo (2006). "Polarización del ingreso per cápita departamental en Colombia, 1975-2000", en *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 76. Cartagena: Banco de la República, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER).
- BOURGUIGNON, François; FERREIRA, Francisco H. G. (2004). "Decomposition changes in the distribution of household income: methodological aspects", en Francois Bourguignon, Francisco H.G. Ferreira y Nora Lustig (Eds.), *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. Nueva York: World Bank.
- COWELL, Frank A. (2000). "Measurement of inequality", en Anthony B. Atkinson y Francois Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*, vol. 1. Netherland: Elsevier Science B.V.
- DEININGER, Klaus; SQUIRE, Lyn (1998). "New ways of looking at old issues: inequality and growth", en *Journal of Development Economics* Vol. 57 No. 2, pp. 259-288.
- DINARDO, John; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas (1996). "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach", en *Econometrica*, vol. 64, núm. 5, pp. 1001-1044.
- FIELDS, Gary S. (1979). "Income inequality in urban Colombia: a decomposition analysis", en *Review of Income and Wealth*, vol. 25, núm. 3, pp. 327-341.
- GALVIS, Luis A. (2007). "La topografía económica de Colombia", en Adolfo Meisel Roca (Ed.), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*. Bogotá: Colección de Economía Regional, Banco de la República.
- HADDAD, Eduardo A.; BONET Jaime; HEWINGS, Geoffrey J.D.; PEROBELLI, Fernando S. (2008). "Efectos regionales de una mayor liberación comercial en Colombia: una estimación con modelo CEER", en *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 104. Cartagena: Banco de la República, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER).
- HIGGINS, Matthew; WILLIAMSON, Jeffrey G. (1999). "Explaining inequality the world round: cohort size, Kuznets curves and openness", en *Staff Report*, núm. 79. Federal Reserve Bank of New York.
- JUHN, Chinhui; MURPHY, Kevin M.; PIERCE, Brooks (1993). "Wage inequality and the rise in returns to skill", en *Journal of Political Economy*, vol. 3, núm. 3, pp. 410-444.

- KRUGMAN, Paul (1998) "The role of geography", en *World Bank Conference on Development Economics*. Washington.
- KUZNETS, Simon (1955). "Economic growth and income inequality", en *The American Economic Review*, vol. 45, núm. 1, pp. 1-28.
- LONDOÑO, Juan L. (1995). *Distribución del ingreso y desarrollo económico: Colombia en el siglo XX*. Bogotá: Tercer Mundo editores en coedición con el Banco de la República y Fedesarrollo.
- MCGILLIVRAY, Mark; SHORROCKS, Anthony (2005). "Inequality and multidimensional well-being", en *Review of Income and Wealth*, vol. 51, núm. 2, pp. 193-199.
- MEDINA, Carlos A.; MORENO, Hernando G. (1995). "Desigualdad en la distribución del ingreso urbano en Colombia: un análisis de descomposición del coeficiente de Gini", en *Coyuntura Social*, núm. 12. Bogotá: Fedesarrollo.
- MUSGROVE, Philip (1986). "Desigualdad en la distribución del ingreso en diez ciudades latinoamericanas: descomposición e interpretación del coeficiente de Gini", en *Cuadernos de Economía*, núm. 69, pp. 201-227.
- NIELSEN, Francois; ALDERSON, Arthur S. (1997). "The Kuznets curve and the u-turn: income inequality in the US counties, 1970 to 1990", en *American Sociological Review*, vol. 62, núm. 1, pp. 12-33.
- NÚÑEZ, Jairo; SÁNCHEZ, Fabio (1998). "Descomposición de la desigualdad del ingreso laboral urbano en Colombia: 1967-1997", en *Archivos de Macroeconomía*, núm. 86. Bogotá: DNP.
- OCAMPO, José A.; SÁNCHEZ, Fabio; TOVAR, Camilo A. (2000). "Mercado laboral y distribución del ingreso en Colombia en los años noventa", en *Revista de la CEPAL*. núm. 72.
- OHNISHI, Hiroshi (2007). "Forming Kuznets Curve among Chinese provinces", en *The Kyoto Economic Review*, vol. 76, núm. 2, pp. 175-163.
- OSBERG, Lars; SHARPE, Andrew (2005). "How should we measure 'the economic' aspects of well-being?", en *Review of Income and Wealth*, vol. 51, núm. 2, pp. 311-336.
- PÉREZ, Gerson J. (2007). "Dinámica demográfica y desarrollo regional en Colombia", en Manuel Fernández, Weildler Guerra y Adolfo Meisel (Ed.), *Políticas para reducir las desigualdades regionales en Colombia*. Bogotá: Colección de Economía Regional, Banco de la República.
- PERUGINI, Cristiano; MARTINO, Gaetano (2008). "Income inequality within european regions: determinants and effects on growth", en *Review of Income and Wealth*, vol. 54, núm. 3, pp. 373-406.
- POSSO, Christian M. (2008). "Desigualdades salariales en Colombia 1984-2005: cambios en la composición del mercado laboral y retornos a la educación post-secundaria", en *Borradores de Economía*, núm. 529. Bogotá: Banco de la República.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD, 2008). "El fomento de la capacidad: empoderamiento de las personas y las instituciones", en *Informe Anual*. Nueva York: PNUD.
- PYATT, Graham (1976). "On the interpretation and disaggregation of Gini coefficients", en *The Economic Journal*, vol. 86, núm. 342, pp. 243-255.
- QUAH, Danny T. (1997). "Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs", en *Journal of Economic Growth*, vol. 2, núm. 1, pp. 27-59.

- REY, Sergio (2004). "Spatial analysis of regional income inequality", en **Michael F. Goodchild y Donald G. Janelle (Eds.)**, *Spatially Integrated Social Science: Examples in Best Practice*. Oxford: Oxford University Press.
- ROMERO, Julio (2006). "Diferencias sociales y regionales en el ingreso laboral de las principales ciudades colombianas, 2001-2004", en *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 67. Cartagena: Banco de la República, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER).
- ROYSTON, Patrick (2004). "Multiple imputation of missing values", en *The Stata Journal*, vol. 4, núm. 3, pp. 227-241.
- SÁNCHEZ, Fabio; NÚÑEZ, Jairo (2000). "Geography and economic development in Colombia: a municipal approach", en *Working Paper*, núm. 408. Washington: BID.
- SANTAMARÍA, Mauricio (2001). "External trade, skills, technology and recent increase of income inequality in Colombia", en *Archivos de Economía*, núm. 171. Bogotá: DNP.
- SHORROCKS, Anthony F. (1980). "A class of decomposable inequality measures", en *Econometrica*, vol. 48, núm. 3, pp. 613-625.
- _____ (1982). "Decomposition by factor components", en *Econometrica*, vol. 50, núm. 1, pp. 193-211.
- _____ (1984). "Inequality decomposition by population subgroups", en *Econometrica*, vol. 52, núm. 6, pp. 1369-1385.
- _____; Wan Guanghua (2004). "Spatial decomposition of inequality", en *Discussion Paper*, núm. 2004/01. Helsinki: WIDER.
- SZÉKELY, Miguel; LONDOÑO, Juan L. (1998). "Sorpresas distributivas después de una década de reformas: Latinoamérica en los Noventas", en *Documentos de Trabajo*, núm. 352. Washington: BID.
- TRIBÍN, Ana M. (2005). "Evolución y causas de los cambios en la desigualdad salarial en Bogotá", en *Ensayos sobre Política Económica*, núm. 51. Bogotá: Banco de la República.
- VÉLEZ, Carlos E.; LEIBOVITCH, José; KUGLER, Adriana; BOUILLÓN, César; NÚÑEZ, Jairo (2004). "The reversal of inequality trends in Colombia, 1975-1995: a combination of persistent and fluctuating forces", en Francois Bourguignon, Francisco H.G. Ferreira y Nora Lustig (Eds.), *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. Nueva York: World Bank.