

LA DESIGUALDAD EN AMÉRICA CENTRAL DURANTE LOS AÑOS NOVENTA

T. H. Gindling
Universidad de Maryland en Baltimore County
Estadounidense
Teléfono (410) 455 2160
Fax (410) 455 1054
Gindling@umbc.edu

Juan Diego Trejos
Universidad de Costa Rica
Costarricense
Teléfono (506) 207 4651
Fax: (506) 224 3682
jdtrejos@cariari.ucr.ac.cr

UMBC Department of Economics Working Paper 03-109

Resumen

Este trabajo pretende examinar dos preguntas: ¿cómo y por qué cambió la distribución de los ingresos en los países de América Central en los años noventa?, y, ¿por qué están los ingresos distribuidos en una manera más equitativa en Costa Rica en comparación a los otros países de la región?. Para buscar respuestas a estas preguntas, se usa una técnica, basada en la estimación de ecuaciones de remuneración, que mide la magnitud de la desigualdad debido a diferentes características personales y del puesto de trabajo.

La dirección de los cambios en la desigualdad del ingreso en los países Centroamericanos en los años noventa no es clara. Solamente Costa Rica presenta un deterioro claro en la distribución del ingreso. En los otros países, los resultados dependen de la medida de la desigualdad y del preceptor que se utilice. Pero bajo de estos cambios brutos, se encuentran fenómenos comunes en todos los países en los mercados de trabajo. El aumento en la dispersión de las jornadas de trabajo, es el fenómeno que se identifica con el mayor impacto negativo sobre equidad.

Se identifican dos causas importantes de los diferentes niveles de desigualdad entre Costa Rica y el resto de los países de América Central. Primero, la educación está más igualitariamente distribuida en Costa Rica que en el resto de la región. Segundo, las diferencias salariales entre las zonas urbanas y rurales son más bajas en Costa Rica. Estos resultados implican que las políticas Costarricenses de la universalización de la educación primaria y de proveer aún a las comunidades rurales más aisladas de infraestructura económica y social son también causas importantes de las diferencias en la desigualdad entre Costa Rica y el resto de Centroamérica.

LA DESIGUALDAD EN AMÉRICA CENTRAL DURANTE LOS AÑOS NOVENTA

T. H. Gindling¹
Juan Diego Trejos²

INTRODUCCIÓN

Luego del convulso decenio de los años ochenta caracterizados por la crisis de la deuda, inestabilidad política y conflictos armados, los países de América Central inician un conjunto de reformas económicas que acompañan, y complementan, los procesos de pacificación y de restauración de la democracia en varias de sus economías. Estas reformas son apoyadas por los organismos financieros internacionales y por las agencias de los países donantes, particularmente la de los Estados Unidos de América y se enmarcan, con variantes en los énfasis y las intensidades, dentro del llamado consenso de Washington: eliminación de distorsiones en el funcionamiento de los mercados, apertura comercial, liberalización del sector financiero y de la cuenta de capital, desregulación del mercado de trabajo, reducción (privatización) y reforma (equilibrio fiscal y cambio de roles) del Estado.

Estas reformas implican el abandono del estilo de desarrollo que había predominado durante los tres decenios previos y que se caracterizó por una industrialización sustitutiva de importaciones bajo el marco de un mercado común regional, aunque con amplias diferencias entre los países en cuanto a políticas sociales y distributivas y la situación de partida. Este estilo de desarrollo fue muy exitoso en términos de crecimiento durante los años sesenta, empezó a mostrar su inviabilidad durante los años setenta y colapsó con la crisis de la deuda de inicios de los ochenta. Costa Rica es el país que inicia más tempranamente las reformas económicas, a mediados de los ochenta, seguido de Guatemala. El resto de los países solo avanzan en los esfuerzos empezando el decenio de los años noventa.

Esta década muestra el reinicio del crecimiento económico en la región y la consolidación, lenta e incompleta, de un nuevo estilo de desarrollo hacia fuera cuyo motor principal lo son las exportaciones extrarregionales. El objetivo de este trabajo es el de analizar los cambios distributivos que se producen durante este decenio de reformas económicas y pacificación y buscar las causas explicativas de las diferencias entre los países y de su evolución. Para hacerlo se presentan primero las características y la evolución de la desigualdad durante los años noventa. Después, y como parte central de este trabajo, se busca identificar los factores explicativos de esos resultados generales. Para ello, se pone el énfasis en los ingresos del trabajo, principal componente del ingreso de las familias, y se estudian las causas de su distribución y de su evolución. Se concluye recapitulando los principales hallazgos e identificando los principales desafíos.

¹ Profesor de la Universidad de Maryland en Baltimore County e investigador visitante del Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas de la Universidad de Costa Rica.

² Profesor de la Universidad de Costa Rica e investigador del Instituto de investigaciones en Ciencias Económicas de dicha universidad.

MAGNITUD Y EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD: UNA VISIÓN GENERAL

La desigualdad tiene distintas connotaciones. En este trabajo interesa la desigualdad en la distribución de los ingresos entre las familias y entre sus perceptores principales. En esta sección se inicia resaltando el carácter heterogéneo de la región, para pasar luego a analizar las principales características que asume la distribución de los ingresos.

El contexto: una región pequeña pero heterogénea

América Central es una región pequeña en tamaño, población y capacidad económica. Como se observa en el cuadro 1, su territorio alcanza a los 432 mil kilómetros cuadrados, lo que equivale a cerca de una cuarta parte del territorio mexicano y apenas un décimo del de los Estados Unidos de América. Su población global se aproxima a los 33 millones de habitantes en el año 2000, cerca del 6% de la población latinoamericana, y su producción total para ese año llegó a los 50 mil millones de dólares de 1995. Esta producción representa el 3% de la producción latinoamericana, equivale al 11% de la producción de México y a menos de un 1% de la de los Estados Unidos de América. Al interior de la región, Nicaragua es el país con mayor territorio, en tanto que Guatemala concentra la mayor población y genera la mayor producción total. El Salvador es el más pequeño en territorio, pero el más densamente poblado, mientras que Costa Rica muestra el menor tamaño poblacional. La mitad de su población continúa residiendo en las zonas rurales, pese a que en El Salvador y Nicaragua empieza a predominar levemente la población urbana.

La región centroamericana también es muy heterogénea. Utilizando el indicador más tradicional de desarrollo económico relativo, el producto per cápita (en dólares de 1995), se obtiene que Costa Rica se encuentra por encima de la media regional, duplicándola y con un producto per cápita por encima de los US \$ 3.600 en el 2000. El Salvador y Guatemala se ubican en torno a la media regional, para un producto per cápita cercano a los US \$ 1.600 anuales, mientras que Honduras y Nicaragua se ubican por debajo de la mitad del promedio zonal con productos per cápita por debajo de los US \$ 700. Estas diferencias se mantienen, aunque se aminoran, cuando se expresan en paridad de poder de compra (PNUD, 2002) y como se observa en el gráfico 1, no se han modificado sustantivamente en los últimos veinte años.

La heterogeneidad también se expresa en el desarrollo social y ello es fruto de una inversión social que también muestra amplias disparidades y que refleja, y refuerza, el nivel del ingreso nacional y políticas distributivas disímiles. Costa Rica ostenta el PIB per cápita más grande, el mayor desarrollo social, medido por el Índice de Desarrollo Social (IDH) del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) y la menor incidencia de la pobreza, sustentados en una inversión social de larga data y alta prioridad macroeconómica y fiscal. Si los 173 países que disponen de datos sobre el IDH se ordenan de menor a mayor desarrollo social y se agrupan en cuartiles, Costa Rica se ubica en el cuartil superior o 25% más alto y corresponde a países con alto desarrollo humano, en tanto que el resto de los países del área, y la región como promedio, se ubican en el segundo cuartil, esto es, por debajo de la mediana y tienen por lo menos a la mitad de su población bajo los umbrales de pobreza. Como se verá posteriormente, Costa Rica muestra

las sinergias que se obtienen al invertir en capital humano: mayor productividad, menor desigualdad y menor pobreza.³

Cuadro 1
América Central: Indicadores sobre su situación socioeconómica y evolución reciente por país

| Indicador | Costa Rica | El Salvador | Guatemala | Honduras | Nicaragua | Región |
|--|------------|-------------|-----------|------------|-----------|-----------|
| Población Total 2000 (millones) | 4,0 | 6,3 | 11,4 | 6,5 | 5,1 | 33,2 |
| Distribución regional % | 12 | 19 | 34 | 20 | 15 | 100 |
| Crecimiento anual 2000/1990 | 2,8 | 2,1 | 2,7 | 2,9 | 2,9 | 2,6 |
| % residiendo en Zonas Urbanas | 50 | 60 | 40 | 53 | 56 | 51 |
| Territorio Total (miles de Km ²) | 50,9 | 20,9 | 108,9 | 112,1 | 139,0 | 431,8 |
| Distribución regional % | 12 | 5 | 25 | 26 | 32 | 100,0 |
| Densidad (personas por Km ²) | 79 | 300 | 105 | 58 | 37 | 77 |
| Producción 2000 (millones de dólares de 1995) | 14.774 | 10.978 | 17.695 | 4.595 | 2.446 | 50.488 |
| Distribución regional % | 29 | 22 | 35 | 9 | 5 | 100 |
| Crecimiento anual 2000/1990 | 4,7 | 4,3 | 4,1 | 3,1 | 3,5 | 4,3 |
| Producción per cápita 2000 (dólares de 1995) | 3.672 | 1.749 | 1.554 | 709 | 482 | 1.519 |
| Crecimiento anual 2000/1990 | 2,1 | 2,2 | 1,4 | 0,3 | 0,6 | 1,6 |
| Índice promedio regional = 100 | 242 | 115 | 102 | 47 | 32 | 100 |
| Desarrollo Social en 2000 (IDH del PNUD) | 0,820 | 0,706 | 0,631 | 0,638 | 0,635 | 0,670 |
| Posición entre 173 países | 43 | 104 | 120 | 116 | 118 | 112 |
| Tendencia 1990 a 2000 | Mejóro | Mejóro | Mejóro | Mejóro | Mejóro | Mejóro |
| Gasto Social Per cápita 1999 (dólares de 1997) | 622 | 82 | 107 | 57 | 57 | 147 |
| Prioridad Fiscal (% del Gasto Público) | 43 | 27 | 46 | 34 | 37 | 38 |
| Prioridad Macroeconómica (% del PIB) | 17 | 4 | 6 | 7 | 13 | 8 |
| Tendencia 1990 a 1999 | Aumentó | Aumentó | Aumentó | Disminuyó | Aumentó | Aumentó |
| Incidencia de la Pobreza | | | | | | |
| Personas pobres hacia 1999 (porcentaje) | 20 | 50 | 61 | 80 | 70 | 59 |
| Tendencia 1990 a 1999 | Disminuyó | Disminuyó | Disminuyó | Sin cambio | Disminuyó | Disminuyó |
| Mercado de trabajo hacia 1999 | | | | | | |
| Tasa de desempleo abierto | 6 | 7 | 2 | 3 | 12 | 5 |
| % trabajadores en agricultura | 20 | 22 | 40 | 35 | 36 | 33 |
| % en actividades baja productividad | 32 | 47 | 54 | 58 | 53 | 51 |
| % de cuenta propia y familiar | 21 | 35 | 47 | 49 | 44 | 42 |
| % sin primaria completa o más | 19 | 45 | 64 | 48 | 54 | 50 |

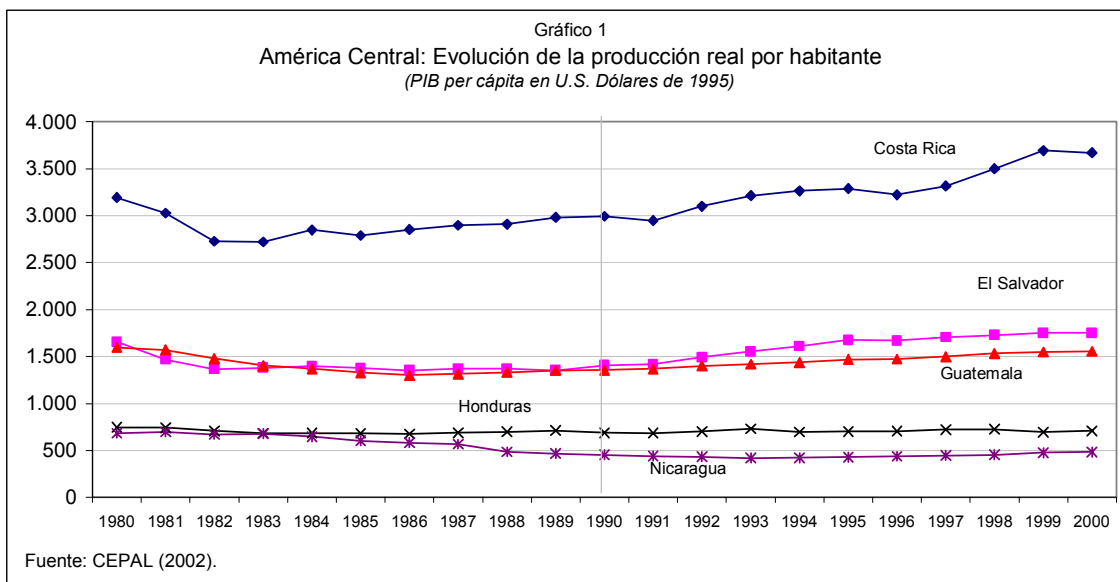
Fuente: Elaboración propia con base en datos de CEPAL (2001a y 2001b), PNUD (2002), Estado de la Región (1999) y Trejos (2002).

La heterogeneidad de la región se observa también en el mercado de trabajo, tanto en la incidencia del desempleo abierto que va desde un 2% para Guatemala hasta un 12% para Nicaragua, como en la composición y característica del empleo generado. Costa Rica, y en menor medida El Salvador, muestran un mercado de trabajo más formalizado con un menor peso de las actividades agrícolas y de baja productividad (agricultura tradicional y sector informal), una mayor presencia de relaciones salariales y una fuerza de trabajo un tanto más calificada. Pese a ello y viendo la región en su conjunto, un tercio del empleo sigue vinculado a las actividades agrícolas, la mitad de los ocupados se insertan en actividades de baja productividad,

³ La región es muy vulnerable a desastres naturales. Estos fenómenos naturales han afectado en mayor medida a los países más pobres, como el conocido huracán Mitch de 1998. También varios países del área sufrieron fuertes conflictos armados, apoyados por las fuertes desigualdades existentes, ampliando las brechas entre los países.

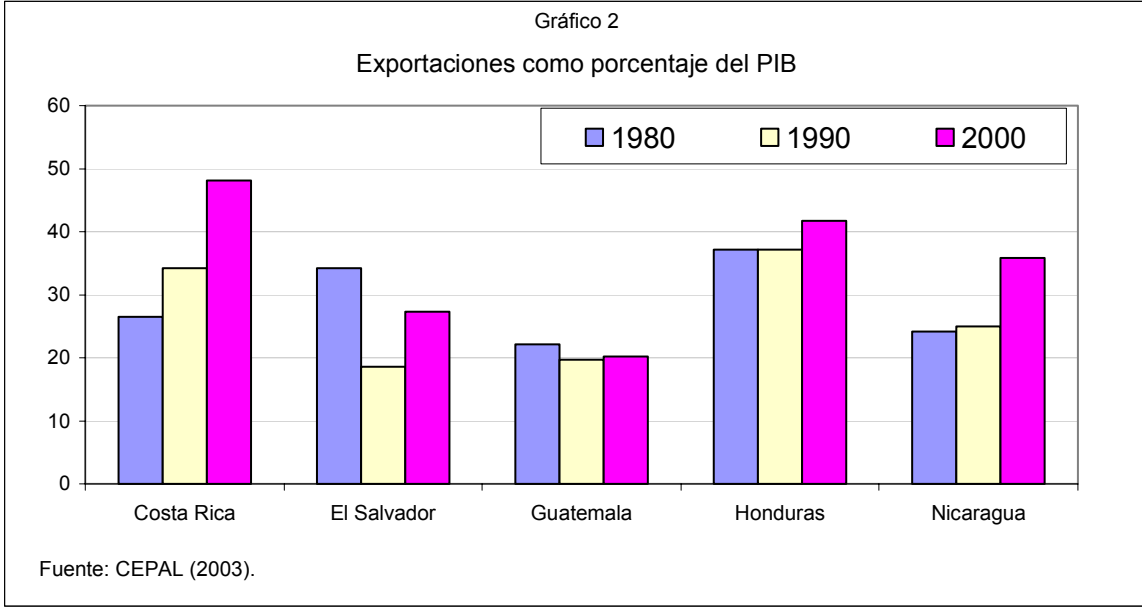
un 42% desarrolla actividades por cuenta propia o como familiar no remunerado y la mitad de los trabajadores no ha logrado completar los primeros seis años de educación primaria.

Luego de una contracción generalizada en la producción por habitante durante los años ochenta, la región creció en los años noventa, en forma bastante sostenida, a un ritmo medio anual del 4,2% (1,6 % en términos per cápita), con aumentos en la inversión social real y mejora en los indicadores de desarrollo social (ver cuadro 1 y gráfico 1). Pese a ello, Guatemala, Honduras y Nicaragua no han logrado recuperar el nivel de producción alcanzado veinte años atrás y los países que menos mejoraron fueron los que estaban en peor situación al inicio de los noventa señalando una ampliación de las brechas o heterogeneidades internas.



Pese a que todos los países han iniciado reformas económicas, existen diferencias en el momento de aplicación, en sus características y en sus resultados más generales. Costa Rica es el país que inicia más tempranamente las reformas económicas (1985/86), seguido de Guatemala (1986/87), Honduras (1990), Nicaragua (1993) y El Salvador (1993/94). Todos los países iniciaron una apertura comercial, liberalización financiera y reformas fiscales. Con la excepción de Costa Rica, todos los países también iniciaron un programa importante de privatización. Al otro lado, ningún país inició reformas importantes en la legislación laboral.⁴ El objetivo de estas reformas fue reorientar la producción desde el mercado interno o regional, hacia el resto del mundo. Se puede ver del gráfico 2 que en la década de los ochenta las exportaciones como porcentaje del PIB aumentaron substancialmente solamente en Costa Rica, el primer país de la región que inició las reformas. En la década de los noventa la importancia de las exportaciones en los otros países de la región también empiezan a aumentar, especialmente en El Salvador y Nicaragua.

⁴ Ver Lora (2001) y Morley, et al. (1999) para medidas sobre la magnitud de las reformas en América Latina.



La Desigualdad de los ingresos familiares

El cuadro 2 resume los cambios en la desigualdad del ingreso familiar en los años noventa presentando la información de tres indicadores sintéticos de la desigualdad y que son más sensibles a cambios en distintas partes de la distribución, por lo que en conjunto caracterizan adecuadamente el perfil de la distribución.⁵ El Coeficiente de Gini es más sensible a los cambios en la parte media de la distribución, el Índice de Theil aporta información sobre cambios en la parte alta de la distribución, en tanto que la varianza del logaritmo del ingreso es más sensible a lo que sucede en la parte baja de la distribución.

Al inicio de los años noventa, se observa un patrón distributivo donde Costa Rica presenta el menor grado de desigualdad seguido por El Salvador. Los tres países restantes, Guatemala, Nicaragua y Honduras, presentan los niveles de desigualdad más elevados, solo superados en el ámbito latinoamericano por Brasil y Colombia (CEPAL, 2002). Al final del decenio, Costa Rica se mantiene como el país con menor desigualdad, seguido de El Salvador. Honduras ya se ubica en el tercer lugar, en tanto que Nicaragua y Guatemala mantienen los mayores niveles de desigualdad en la región y de los más altos en América Latina. Solo para la varianza del logaritmo del ingreso, el patrón tiende a desdibujarse para 1999 al mostrar un fuerte deterioro en la situación de El Salvador.

⁵ Se utiliza la distribución del ingreso familiar per cápita entre las personas sin ajustes por escalas equivalentes. La información proviene de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Esta información la construye la CEPAL a partir de las encuestas de hogares de los países y los ingresos son corregidos por fuente de ingreso, contrastándolos con la cuenta de las familias del Sistema de Cuentas Nacionales, por omisión de componentes o fuentes de ingreso, subdeclaración o no respuesta.

Cuadro 2

América Central: Evolución de la desigualdad del Ingreso Familiar en los años noventa
(De las personas ordenadas según su ingreso familiar per cápita)

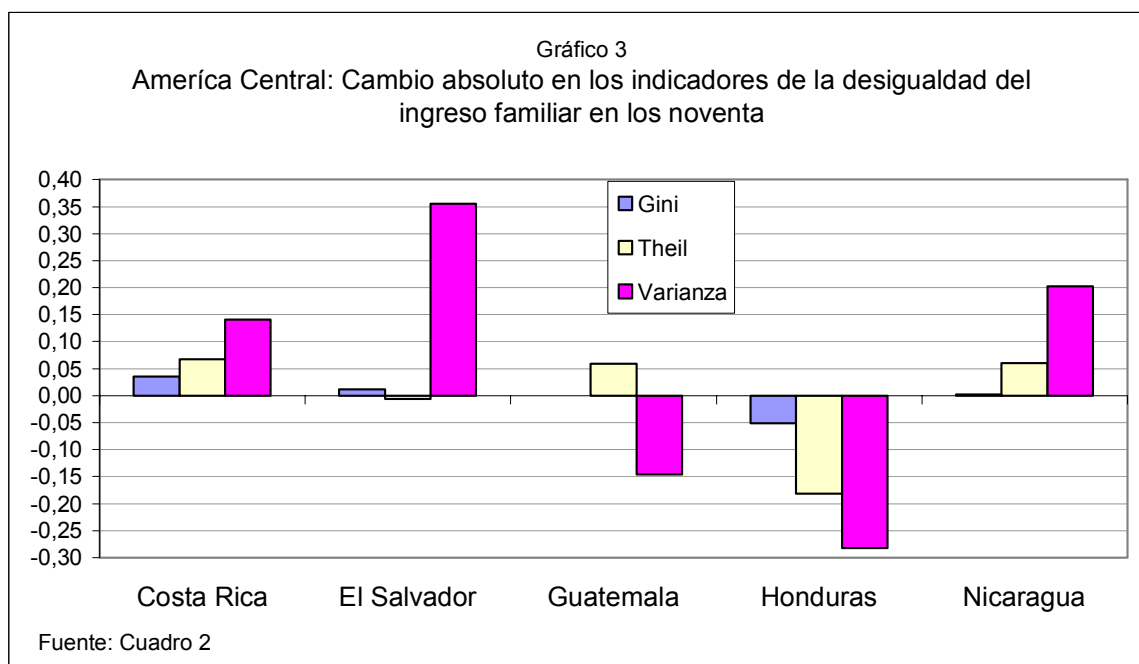
| Indicador | Costa Rica | El Salvador | Guatemala | Honduras | Nicaragua |
|------------------------------------|------------|-------------|-----------|----------|-----------|
| Año de la encuesta | | | | | |
| Cerca 1990 | 1990 | 1995 | 1989 | 1990 | 1993 |
| Cerca 1999 | 1999 | 1999 | 1998 | 1999 | 1998 |
| Coefficiente de Gini ¹ | | | | | |
| Cerca 1990 | 0,438 | 0,507 | 0,582 | 0,615 | 0,582 |
| Cerca 1999 | 0,473 | 0,518 | 0,582 | 0,564 | 0,584 |
| Cambio | 0,035 | 0,011 | 0,000 | -0,051 | 0,002 |
| Índice de Theil | | | | | |
| Cerca 1990 | 0,328 | 0,502 | 0,736 | 0,817 | 0,671 |
| Cerca 1999 | 0,395 | 0,496 | 0,795 | 0,636 | 0,731 |
| Cambio | 0,067 | -0,006 | 0,059 | -0,181 | 0,060 |
| Varianza del logaritmo del ingreso | | | | | |
| Cerca 1990 | 0,833 | 1,192 | 1,477 | 1,842 | 1,598 |
| Cerca 1999 | 0,974 | 1,548 | 1,331 | 1,560 | 1,800 |
| Cambio | 0,141 | 0,356 | -0,146 | -0,282 | 0,202 |

1/ Incluye personas con ingreso cero.

Fuente: CEPAL (2002).

El gráfico 3 resume los cambios en los tres indicadores durante el decenio y muestra resultados dispares. Costa Rica enfrenta un aumento en la desigualdad según los tres indicadores, pese a que se mantiene como el país con menor desigualdad. Nicaragua también evidencia aumentos en la desigualdad, con particular énfasis en los extremos de la distribución, convirtiéndolo en el país con el mayor grado de desigualdad en la región, excepto en el índice de Theil. El Salvador muestra un deterioro en la parte inferior de la distribución, mientras que para Guatemala parece mejorar la distribución en la parte inferior de la distribución, no cambiar en los estratos medios y concentrarse aún más en los estratos superiores de ingreso. Solo Honduras manifiesta una reducción generalizada en sus niveles de desigualdad. Este último resultado hay que verlo con cautela pues la encuesta de 1990 refleja en el ingreso familiar un peso particularmente elevado de la renta de la propiedad (20%) para después reducirse a tan solo un 3% (ver cuadro 3).⁶ También corresponde al único país de la región, donde el ingreso familiar real, en términos de líneas de pobreza, no estaría aumentando, y donde el producto per cápita subió solo un 1% en todo el decenio.

⁶ Las muestras superan 1% de la población en Costa Rica y El Salvador, y son más pequeñas para el resto de los países (Székely y Hilgert 1999b). Para estos autores, las muestras pequeñas en Honduras, Guatemala y Nicaragua implica mayores errores estadísticos. Ellos estiman que los errores estadísticos en Honduras y Nicaragua para el coeficiente Gini es más o menos 0.01. Lo que implica que los cambios en el Gini entre 1993 y 1998 en Nicaragua no son significativos. Székely y Hilgert (1999a y 2000), en sus compilaciones de datos sobre distribución del ingreso en América Latina no usan datos sobre ingresos no laborales en estos países.



También se percibe una relación inversa entre desigualdad y producción real per cápita en América Central.⁷ Dado que todas las economías de la región crecieron durante los años noventa, este crecimiento ha sido compatible con incrementos en la desigualdad en el caso de Costa Rica, El Salvador (excepto en el índice de Theil), en Guatemala (en el caso del índice de Theil) y en Nicaragua. Ello sugiere que el crecimiento económico se torna en una condición necesaria, aunque no suficiente, para reducir los grados de desigualdad relativa en la región.

La composición del ingreso familiar, cuadro 3, puede ayudar a explicar las diferencias relativas de desigualdad entre los países de la región y no solo la evolución de Honduras. Por ejemplo, la no captación de ingresos de la propiedad en 1995 y la exigua recolección en 1999, en el caso de El Salvador, podría explicar la menor desigualdad que presenta este país, aunque esta menor desigualdad relativa se mantiene cuando se circunscribe el análisis a las fuentes labores como se observa en ese cuadro y se profundizará más adelante. Tampoco las remesas (transferencias) parecen contribuir a la menor desigualdad en ese país y su distribución refleja una amplia concentración. Nicaragua, si bien no muestra cambios en la composición entre ingresos laborales y no laborales, los cambios se suscitan al interior de los ingresos laborales, con un aumento en el peso de los ingresos salariales y en su concentración. En Guatemala, el aumento de la desigualdad en la parte superior de la distribución puede encontrar parte de su explicación en una mayor captación de los ingresos no laborales, particularmente los de la propiedad, aunque es claro como aumenta la desigualdad en las fuentes laborales, especialmente asociadas con el trabajo independiente. Finalmente, Costa Rica basa su menor desigualdad relativa en una fuerte

⁷ Utilizando el coeficiente de correlación entre el coeficiente Gini y la producción per cápita real, este alcanza al $-0,69$ cuando se compara la producción real con el coeficiente de Gini, se ubica en un $-0,66$ con respecto al Índice de Theil y llega al $-0,80$ cuando se confronta con la varianza del logaritmo del ingreso.

dependencia de los ingresos salariales que se encuentran también más equitativamente distribuidos. La alta dependencia que muestran los ingresos familiares de los ingresos provenientes del trabajo, ya que aportan entre el 75% y el 90% del ingreso familiar, sugiere que las causas de la desigualdad y su evolución hay que buscarlas en el mercado de trabajo.

Cuadro 3

América Central: Composición del ingreso familiar y grado de desigualdad por fuente de ingreso

| Fuente de Ingreso ¹ | Costa Rica | | El Salvador | | Guatemala | | Honduras | | Nicaragua | |
|------------------------------------|------------|-------|-------------|-------|-----------|-------|----------|-------|-----------|-------|
| | 1990 | 1999 | 1995 | 1999 | 1989 | 1998 | 1990 | 1999 | 1993 | 1998 |
| Ingreso Promedio ² | 9,5 | 11,4 | 6,2 | 6,6 | 6,0 | 7,3 | 4,3 | 3,9 | 5,2 | 5,6 |
| Ingreso Total | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 |
| Ingreso del Trabajo | 89,5 | 88,6 | 81,8 | 85,2 | 88,0 | 75,7 | 76,5 | 87,8 | 90,3 | 90,3 |
| Salarios | 65,7 | 61,8 | 50,5 | 57,8 | 41,7 | 39,1 | 48,1 | 47,5 | 48,7 | 54,0 |
| Renta Empresarial | 23,8 | 26,8 | 31,3 | 27,4 | 46,3 | 36,6 | 28,4 | 40,3 | 41,6 | 36,3 |
| Empleadores | 7,6 | 12,6 | 12,5 | 8,2 | 9,3 | 13,6 | 5,8 | 12,8 | 1,4 | 12,5 |
| Autoempleados | 16,2 | 14,2 | 18,8 | 19,2 | 37,0 | 23,0 | 22,6 | 27,5 | 40,2 | 23,8 |
| Otros Ingresos | 10,5 | 11,4 | 18,2 | 14,8 | 12,0 | 24,3 | 23,5 | 12,2 | 9,7 | 9,7 |
| Transferencias | 7,9 | 9,1 | 18,2 | 13,8 | 6,1 | 9,7 | 3,2 | 9,2 | 8,4 | 8,0 |
| Renta de la Propiedad | 2,6 | 2,3 | | 1,0 | 5,9 | 14,6 | 20,3 | 3,0 | 1,3 | 1,7 |
| Coeficientes de Gini por perceptor | | | | | | | | | | |
| Ingreso del Trabajo | | | | | | | | | | |
| Salarios | 0,371 | 0,402 | 0,421 | 0,433 | 0,439 | 0,511 | 0,503 | 0,471 | 0,439 | 0,487 |
| Renta Empresarial | | | | | | | | | | |
| Empleadores | 0,357 | 0,420 | 0,586 | 0,569 | 0,549 | 0,678 | 0,702 | 0,493 | 0,603 | 0,684 |
| Autoempleados | 0,411 | 0,470 | 0,502 | 0,530 | 0,534 | 0,612 | 0,584 | 0,547 | 0,580 | 0,554 |
| Otros Ingresos | | | | | | | | | | |
| Transferencias | 0,562 | 0,565 | 0,563 | 0,630 | 0,563 | 0,648 | 0,356 | 0,623 | 0,687 | 0,648 |
| Renta de la Propiedad | 0,242 | 0,269 | | 0,642 | 0,377 | 0,478 | 0,375 | 0,851 | 0,683 | 0,881 |

1/ Considera solo los ingresos monetarios, excluyendo el ingreso imputado por habitar casa propia y otros ingresos en especie.

2/ Ingreso promedio mensual de los hogares en múltiplos de la línea de pobreza per cápita.

Fuente: CEPAL (2002).

LAS FUENTES DE LA DESIGUALDAD EN LOS INGRESOS LABORALES

Para estudiar las causas de las diferencias entre países y en el tiempo en la desigualdad, se analizan la distribución de los ingresos laborales.⁸ La atención en la distribución de los ingresos laborales se basa en tres razones. Primero, mientras que las encuestas utilizadas miden los ingresos familiares totales con diferencias de cobertura en cuanto a rubros medidos en cada país y año, los datos sobre ingresos laborales se miden en una manera más homogénea en cada país y año.

⁸ Para tener una visión lo más completa posible de la evolución durante los años noventa se consideran las estimaciones disponibles más próximas a los inicios y finales del decenio para cada país. Las encuestas son: para Costa Rica las Encuestas de Propósitos Múltiples de 1990 y 1999; para El Salvador las Encuestas de Propósitos Múltiples de 1995 y 1999; para Guatemala la Encuesta Sociodemográfica (1989) y la Encuesta de Ingresos y Gastos (1998); para Honduras las Encuestas Permanentes de Hogares de Propósitos Múltiples de 1990 y 1999; y para Nicaragua las Encuestas Nacionales de Hogares Sobre Medición de Niveles de Vida de 1993 y 1998. Las encuestas se levantan en los meses de julio (Costa Rica), setiembre (Honduras), febrero a junio (Nicaragua 1993), abril a setiembre (Nicaragua 1998), y durante todo el año (El Salvador y Guatemala).

Segundo, en general los ingresos del trabajo representan una proporción muy alta de los ingresos totales y de la desigualdad. Por ejemplo, Székely y Higert (1999b) calculan que los ingresos laborales son responsables en una alta proporción de la desigualdad del ingreso total; 83% en Costa Rica (1997), 76% en El Salvador (1995) y 73% en Guatemala (1998). La desigualdad asociada con los ingresos laborales también pueden explicar una alta proporción de los cambios en la desigualdad del ingreso total. Según Székely y Hilgert (1999a), cambios asociados con el ingreso laboral pueden explicar 100% del cambio en la desigualdad del ingreso total en Costa Rica entre 1989-1997, 120% del cambio en El Salvador entre 1995 y 1998 y 111% del cambio en Honduras entre 1989 y 1998.

Finalmente, la teoría económica y las técnicas econométricas están más desarrolladas para analizar las causas de los cambios en la distribución de los ingresos laborales. Para analizar la desigualdad de los ingresos laborales se puede hacer referencia a las teorías de la economía de trabajo (por ejemplo, la teoría de capital humano) y las técnicas econométricas (por ejemplo ecuaciones de remuneración).

La desigualdad de los ingresos laborales en los finales de los noventa

Para el análisis de la desigualdad de los ingresos mensuales laborales se uniforma la población de los países considerando solo a los ocupados de 15 o más años de edad, quienes además reportaron ingresos y horas trabajadas. Esto implica excluir a los menores de 15 años en todos los países, y a los trabajadores familiares no remunerados, que son importantes en Guatemala, Honduras, Nicaragua y, en menor medida, en El Salvador. También se excluyen los trabajadores que no reportaron ingresos. Esto último es importante en Costa Rica, especialmente para los trabajadores independientes. Estos trabajadores estarían subrepresentados en este análisis.⁹

El cuadro 4 resume los tres indicadores de desigualdad relativa para los ocupados de 15 o más años y con ingresos conocidos, así como para subgrupos de ellos. De este cuadro es posible identificar tres bloques de países. El primer bloque corresponde a países con una baja desigualdad y en él se ubica Costa Rica. Este país presenta la distribución con menor desigualdad y ello es cierto con independencia de la medida de desigualdad que se utilice o el subgrupo de trabajadores que se analice.¹⁰ El segundo bloque corresponde a países con una desigualdad moderada y en él se ubica El Salvador. El Salvador muestra una desigualdad mayor que la de Costa Rica pero menor que la del resto de los países de la región. El último bloque, corresponde a países con una alta desigualdad y en él se ubican Guatemala, Honduras y Nicaragua. Guatemala aparece como el país con la mayor desigualdad cuando se usa el coeficiente de Gini o la varianza del logaritmo del ingreso, en tanto que Nicaragua muestra el mayor valor en el índice de Theil. Este ordenamiento es similar al que surge de la distribución de los ingresos familiares analizada previamente y corrobora la importancia de los ingresos laborales en la explicación de la desigualdad de los ingresos familiares.

⁹ Como la no respuesta y el trabajo familiar no remunerado se concentra en las actividades agrícolas y las zonas rurales, estos dominios estarían también subrepresentados.

¹⁰ Estos subgrupos se presentan para verificar si la distinta presencia de trabajo asalariado y del peso de las zonas rurales que presentan los países pueden estar influyendo en los resultados.

Cuadro 4

América Central: Indicadores sobre la desigualdad de los ingresos laborales por país al final de los noventa
(Para ocupados de 15 o más años con ingreso y horas trabajadas conocidas)

| Medida de desigualdad y grupo de ocupados | Costa Rica 1999 | El Salvador 1999 | Guatemala 1998 | Honduras 1999 | Nicaragua 1998 |
|---|--------------------|---------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| Todos los trabajadores | | | | | |
| Coeficiente de Gini | 0,436 | 0,469 | 0,577 | 0,543 | 0,562 |
| Indice de Theil | 0,347 | 0,412 | 0,701 | 0,583 | 0,705 |
| Varianza del logaritmo del Ingreso | 0,775 | 0,779 | 1,436 | 1,203 | 1,039 |
| Trabajadores Asalariados | | | | | |
| Coeficiente de Gini | 0,406 | 0,433 | 0,502 | 0,465 | 0,494 |
| Indice de Theil | 0,306 | 0,338 | 0,502 | 0,427 | 0,528 |
| Varianza del logaritmo del Ingreso | 0,620 | 0,644 | 0,964 | 0,774 | 0,669 |
| Asalariados excepto Servicio Doméstico | | | | | |
| Coeficiente de Gini | 0,388 | 0,419 | 0,499 | 0,450 | 0,486 |
| Indice de Theil | 0,282 | 0,318 | 0,499 | 0,403 | 0,506 |
| Varianza del logaritmo del Ingreso | 0,529 | 0,599 | 0,927 | 0,705 | 0,643 |
| Trabajadores de la zona urbana | | | | | |
| Coeficiente de Gini | 0,435 | 0,461 | 0,560 | 0,495 | 0,546 |
| Indice de Theil | 0,337 | 0,402 | 0,630 | 0,484 | 0,647 |
| Varianza del logaritmo del Ingreso | 0,774 | 0,777 | 1,308 | 0,926 | 0,949 |

Fuente: Cálculos de los autores con base en las encuestas de hogares de los países y años respectivos.

Las fuentes de la desigualdad: la descomposición de Fields

Para examinar las fuentes de la desigualdad de los ingresos del trabajo se usa la técnica desarrollada por Fields (Fields, 2002 ; Fields y Gyeongjoon, 1999) y extendida por Yun (2002) y que permite descomponer la desigualdad en las remuneraciones mensuales en componentes atribuidos a cambios asociados con características personales y del puesto de trabajo que desempeñan los trabajadores. Esta técnica de descomposición se basa en la estimación de ecuaciones de remuneración semilogarítmicas tradicionales

$$(E 1) \quad \ln Y_{it} = \sum_j B_{tj} * X_{itj} + E_{it} = \sum_j B_{tj} * Z_{itj}$$

donde:

$\ln Y_{it}$ es el logaritmo del ingreso laboral mensual, las X_{itj} son las variables j asociadas con la persona i en el año t que pueden afectar las remuneraciones. Los coeficientes B_{tj} miden los “precios” o premios salariales por cada variable X . Por ejemplo, el coeficiente sobre los años de educación mide el incremento en el salario que un empleador tiene que pagar por un trabajador con un año más de educación. El residual E_{it} es la parte de la variación en las remuneraciones

entre los trabajadores que no puede ser explicada por la variación entre las variables incluidas en la ecuación.

Se puede ilustrar la derivación de la descomposición de Fields utilizando la varianza del logaritmo de los ingresos como una medida de dispersión. Dada la ecuación de remuneración, la varianza del logaritmo de las remuneraciones puede ser escrita como:

$$(E 2) \quad \text{Var}(\ln Y_{it}) = \text{Cov}(\ln Y_{it}, \ln Y_{it}) = \text{Cov}(\sum_j B_{tj} * Z_{itj}, \ln Y_{it}) = \sum_j \text{Cov}(B_{tj} * Z_{itj}, \ln Y_{it})$$

Dividiendo la ecuación (2) por la varianza del logaritmo de las remuneraciones,

$$(E 3) \quad 1 = \frac{\sum_j \text{Cov}(B_{tj} * Z_{itj}, \ln Y_{it})}{\text{Var}(\ln Y_{it})} = \sum_j S_{jt}$$

Los S_{jt} miden la proporción de la varianza en el logaritmo de los ingresos que es explicada por cada variable j en el país o año t . Shorrocks (1982) ha mostrado que si se puede describir el ingreso (o el logaritmo del ingreso) como la suma de distintos componentes, entonces los S_{jt} miden la contribución de cada variable j a la desigualdad para un número amplio de medidas de desigualdad (no solo para la varianza), incluyendo el coeficiente de Gini y el índice de Theil.¹¹

Si bien se pueden usar los S_{jt} para medir la contribución de cada variable j al nivel de desigualdad, para medir el impacto de cada variable a las diferencias en la desigualdad entre países o en el tiempo, es necesario utilizar algo más que los S_{jt} . Esto es así debido a que la magnitud de las diferencias en la desigualdad entre países o en el tiempo (y a veces hasta la dirección del cambio) dependerá de la medida de desigualdad utilizada. Entonces, para medir la contribución de cada variable al cambio en la desigualdad, es necesario multiplicar los S_{jt} en cada período o país t por la medida de desigualdad correspondiente. Específicamente, si $I(t)$ es la medida de desigualdad en el período o país t , el cambio en la desigualdad entre períodos o países 1 y 2 puede ser escrito como:

$$(E 4) \quad I(2) - I(1) = \sum_j \{I(2) * S_{j2} - I(1) * S_{j1}\}$$

La ecuación (4) puede ser usada para medir la contribución de cada variable al cambio en la desigualdad entre períodos o países.

Las variables utilizadas sobre las características del mercado de trabajo son: las horas trabajadas expresadas en logaritmo y un conjunto de variables binarias que representan al aporte o premio

¹¹ La descomposición trabaja solo si las variables son completamente linealizables. Ello excluye la posibilidad de interacciones entre las variables del lado derecho de la ecuación.

salarial de trabajar en el sector público (sector institucional), en las empresas formales o grandes (tamaño del establecimiento) y en las distintas ramas industriales (industria) donde la rama de minas y canteras es la rama de control.¹² Las características de las personas incluyen variables asociadas con su capital humano como años de educación formal y años de experiencia potencial, así como dos variables binarias que recogen el premio salarial que reciben los hombres con respecto a las mujeres (sexo) y la residencia en las zonas urbanas (zona). El residual es la parte de la variación en las remuneraciones entre los trabajadores que no puede ser explicada por la variación entre las variables incluidas en la ecuación.

El cuadro 5 se presenta los S_{jt} (ecuación 3), o la proporción de la desigualdad en las remuneraciones que es explicada por variables asociadas con características del mercado de trabajo y características personales en cada país. Los resultados muestran que para todos los países, la educación se constituye en la fuente más importante de desigualdad cuantificada, explicando entre el 18% y el 25% de la desigualdad total. Diferencias en las horas trabajadas entre los distintos trabajadores muestra aportes muy disímiles en los distintos países, aunque en general tiene a ocupar el segundo lugar como factor explicativo. En Costa Rica es donde mayor poder explicativo presenta (18%), seguido por Guatemala donde explica un 11% de la desigualdad total y cerca de la mitad de lo explicado en Costa Rica. Para Honduras (6%) y El Salvador (6%) el poder explicativo se reduce a cerca de la mitad de los países previos y para Nicaragua juega un papel marginal (1%).

Cuadro 5

América Central: Descomposición de Fields de la desigualdad de los ingresos laborales por país al final de los noventa
(Para ocupados de 15 o más años con ingreso y horas trabajadas conocidas)

| Medida de desigualdad y grupo de ocupados | Costa Rica 1999 | El Salvador 1999 | Guatemala 1998 | Honduras 1999 | Nicaragua 1998 |
|--|--------------------|---------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| Proporción de la desigualdad explicada por cada característica (Sj) | | | | | |
| Todas las características | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Educación (años) | 0,19 | 0,25 | 0,19 | 0,21 | 0,18 |
| Sexo (hombre = 1) | 0,03 | 0,02 | 0,05 | 0,03 | 0,01 |
| Zona (urbano = 1) | 0,01 | 0,03 | 0,03 | 0,05 | 0,02 |
| Horas trabajadas (logaritmo) | 0,18 | 0,06 | 0,11 | 0,06 | 0,01 |
| Sector institucional (Público = 1) | 0,02 | 0,05 | 0,00 | 0,01 | -0,01 |
| Tamaño establecimiento (6 o más = 1) | 0,06 | 0,06 | 0,03 | 0,07 | 0,03 |
| Experiencia (Edad-educación-6) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | -0,01 | 0,00 |
| Industria (conjunto variables binarias por rama) | 0,02 | 0,03 | 0,02 | 0,03 | 0,08 |
| Residual | 0,50 | 0,51 | 0,56 | 0,55 | 0,68 |

Fuente: Cálculos de los autores con base en las encuestas de hogares de los países y años respectivos.

La desigualdad asociada con diferencias entre empresas grandes (formales) y pequeñas (informales) explica entre el 7% y el 6% en Honduras, Costa Rica y El Salvador. La desigualdad asociada con diferencias entre industrias explica 8% en Honduras. Individualmente, ninguna otra característica alcanza a explicar ni un 5% de la desigualdad total en algún país. Esto significa,

¹² Como los países utilizan distintos clasificadores de ramas, la información se ha homogenizado para que corresponda con las nueve grandes divisiones que contaba la revisión 2 de la Clasificación Industrial Internacional Uniforme de todas las actividades económicas (CIIU).

que la desigualdad asociada con las características medidas llegan a explicar como máximo un 50% de la desigualdad total (Costa Rica) y como mínimo un 32% (Nicaragua), siendo el complemento “explicado” por el residual de la ecuación de remuneración. La parte de la desigualdad “explicado” por el residual resulta de la desigualdad entre personas con la misma educación, sexo, zona, horas trabajadas, sector institucional, tamaño del establecimiento, experiencia y rama industrial.

LAS FUENTES DE LOS CAMBIOS EN LA DESIGUALDAD EN LOS NOVENTA

El análisis de los cambios en la desigualdad durante los años noventa presenta mayores dificultades pues las encuestas a los hogares se empiezan a generalizar en la mayoría de los países solo al final de decenio. Las encuestas para inicios de los noventa son más escasas y más difíciles de obtener. Para esta sección se ha logrado conseguir la encuesta más cercana al inicio de los años noventa disponible en cada país con el fin de tener una visión de la evolución durante el decenio. Los datos para los inicios de los noventa también corresponde a años cerca de los inicios de los programas de ajuste estructural.

Cambios en la desigualdad de la distribución de los ingresos laborales

El cuadro 6 presenta los indicadores de desigualdad para cada país de América Central usando datos de principios de los años noventa y los compara con los indicadores de finales del decenio ya analizados en las secciones previas. La información sobre la desigualdad de los ingresos laborales para inicios de los noventa se refieren a 1989 para Guatemala, 1990 para Costa Rica y Honduras y 1993 para Nicaragua y 1995 para El Salvador.

Los datos del cuadro 6 indican que la desigualdad en la distribución de los ingresos del trabajo se habría incrementado sin ambigüedad, pues los tres indicadores lo corroboran, en Costa Rica, y Guatemala. En este grupo, Guatemala mostraría el mayor aumento en la desigualdad. Para Nicaragua y Honduras, la desigualdad se habría incrementado o habría disminuido según el indicador que se utilice (ver gráfico 4). La varianza del logaritmo del ingreso, que es más sensible a los cambios en la parte baja de la distribución, cae en Nicaragua, mientras que el coeficiente de Gini, que es más sensible a los cambios en la parte media de la distribución, y el índice de Theil, más sensible a cambios en la parte superior de la distribución, aumentan. Esto sugiere que los ingresos laborales de los trabajadores en la base de la distribución caen (crecen menos o se reducen más) en relación con los ingresos de los trabajadores en el medio de la distribución, mientras que las remuneraciones del grupo medio no aumentan más rápidamente que las de los trabajadores en la parte superior de la distribución. Otra posibilidad es que haya un problema con los datos de Nicaragua—en particular que haya “outliers” en la parte baja de la distribución que podría causar la caída en la varianza del logaritmo de los ingresos. Para examinar esta posibilidad se elimina el 1% de los más pobres y se re-estima el cambio en la varianza del logaritmo del ingreso. Cuando se hace esto, la varianza del logaritmo de los ingresos aumenta entre 1993 y 1998 en Nicaragua. Esto sugiere que la caída observada en la varianza del logaritmo de los ingresos puede ser el resultado de problemas con los datos. En

Honduras, la varianza del logaritmo del ingreso se incrementó, mientras que el coeficiente de Gini y el índice de Theil se reducen.¹³

Cuadro 6

América Central: Evolución de la desigualdad del Ingreso Laboral durante los noventa por país
(De las personas ocupadas con ingresos y de 15 o más años ordenadas según su ingreso laboral)

| Indicador | Costa Rica | El Salvador | Guatemala | Honduras | Nicaragua |
|------------------------|------------|-------------|-----------|----------|-----------|
| Año de la encuesta | | | | | |
| Cerca 1990 | 1990 | 1995 | 1989 | 1990 | 1993 |
| Cerca 1999 | 1999 | 1999 | 1998 | 1999 | 1998 |
| Coefficiente de Gini | | | | | |
| Cerca 1990 | 0,410 | 0,462 | 0,517 | 0,562 | 0,542 |
| Cerca 1999 | 0,436 | 0,469 | 0,577 | 0,543 | 0,562 |
| Cambio | 0,026 | 0,007 | 0,060 | -0,019 | 0,021 |
| Índice de Theil | | | | | |
| Cerca 1990 | 0,319 | 0,447 | 0,563 | 0,759 | 0,560 |
| Cerca 1999 | 0,347 | 0,412 | 0,701 | 0,583 | 0,705 |
| Cambio | 0,027 | -0,035 | 0,139 | -0,176 | 0,145 |
| Var. Logaritmo ingreso | | | | | |
| Cerca 1990 | 0,703 | 0,686 | 1,025 | 1,029 | 1,171 |
| Cerca 1999 | 0,775 | 0,779 | 1,436 | 1,203 | 1,039 |
| Cambio | 0,072 | 0,093 | 0,411 | 0,174 | -0,132 |

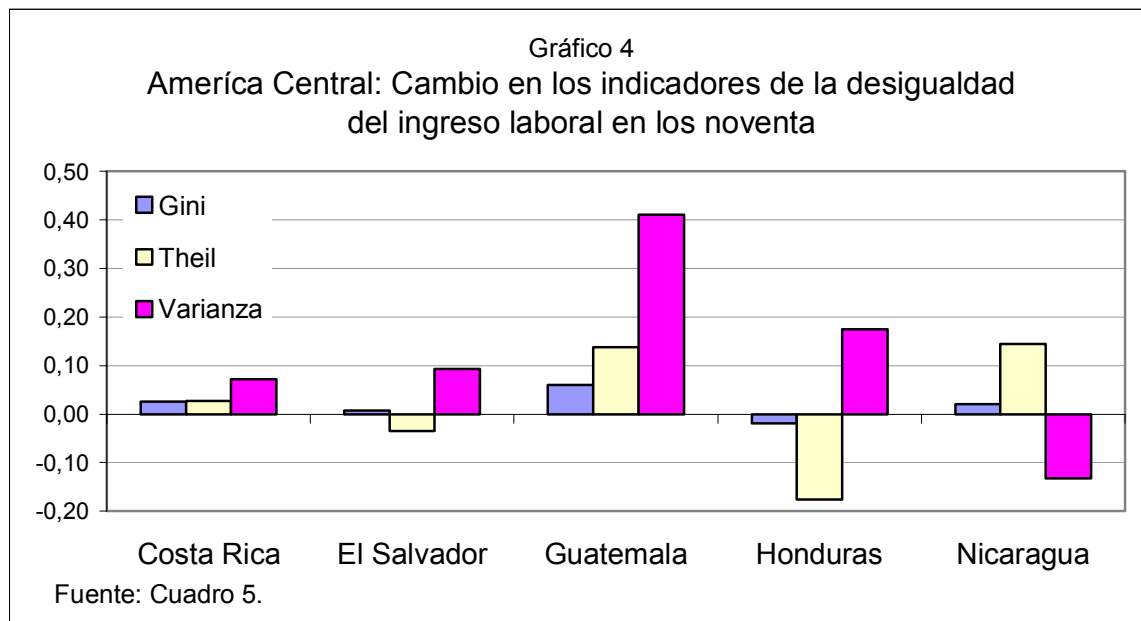
Fuente: Cálculos de los autores con base en las encuestas de hogares de los países y años respectivos.

Esta evolución no modifica el ordenamiento de los países en los tres bloques de desigualdad mencionados. Costa Rica se mantiene en el bloque de menor desigualdad y El Salvador en el bloque de desigualdad intermedia. Guatemala, Honduras y Nicaragua, se mantienen durante los años noventa como los países con mayor desigualdad, pese a que su interior, según el año y el indicador, los países se ordenan en forma diferente. Según el coeficiente de Gini, Honduras es el país más desigual cerca de 1990 y Guatemala al final del decenio. Con el índice de Theil, Honduras era el más desigual en 1990 y Nicaragua lo es a finales de los noventa. Finalmente, con la varianza del logaritmo del ingreso, cerca de 1990 Nicaragua se tornaba más desigual y para finales de la década lo es Guatemala.

Por otra parte, si se confronta la posición de los países según la desigualdad del ingreso familiar y del ingreso laboral, esta tiende a mantenerse en los tres bloques señalados (ver cuadro 2). No obstante, la evolución muestra mayores disparidades entre ambos tipos de distribución. Solo Costa Rica presenta un aumento, sin ambigüedades, en ambas distribuciones. Dado que el ingreso laboral representa en ese país el 89% del ingreso familiar (ver cuadro 3), este resultado

¹³ Este resultado no es el resultado de “outliers” en los datos. Este resultado se mantiene en Honduras aunque eliminamos los 1% más pobre en la distribución en cada año.

sugiere que el mercado de trabajo está determinando la evolución del ingreso familiar.¹⁴ No obstante, Nicaragua que presenta un mayor peso de los ingresos laborales en el ingreso familiar (90%), muestra una evolución dispar entre ambas distribuciones. Mientras que la desigualdad en el ingreso familiar aumenta sin ambigüedad, la desigualdad en los ingresos laborales muestra un comportamiento mixto. Los fuertes cambios en la composición al interior de los ingresos laborales con una reducción del aporte del autoempleo podrían explicar esta diferenciación.



El otro país que junto a Costa Rica muestra un deterioro claro en la distribución del ingreso laboral, Guatemala, presenta una evolución en la desigualdad de los ingresos familiares dispar. Guatemala presenta una evolución mixta en la desigualdad de los ingresos familiares, probablemente influenciado por la duplicación en el peso relativo de los ingresos no laborales (ver cuadro 3). Finalmente Honduras, quien mostraba un claro aumento en la desigualdad de los ingresos familiares, presenta un panorama más ambiguo con respecto a los ingresos del trabajo. Esta discrepancia puede sustentarse, en parte, en la alta proporción de los ingresos del capital en 1990.

En resumen, los datos no muestran un patrón claro en la evolución del ingreso en la década de los noventa. Solamente Costa Rica presenta un deterioro claro en la distribución del ingreso. En los otros países, dependiendo de la medida de la desigualdad y del perceptor, los datos ofrecen a veces un incremento, y otras veces una reducción, en la desigualdad. Pero bajo de estos cambios

¹⁴ En el paso del ingreso personal laboral al ingreso familiar per cápita, que es el que se usa en este trabajo, se ve desdibujado por la presencia de distintos números de preceptores de ingresos laborales entre los hogares y con distintas características, diferentes tamaños relativos y composiciones de los hogares, por la importancia diferencial de los ingresos no laborales y por el efecto de los ajustes a los ingresos por omisión, subdeclaración o no respuesta de ingresos realizada por la CEPAL

brutos, se encuentran fenómenos comunes en todos los países en los mercados de trabajo. Estos fenómenos pueden identificarse a través de un análisis de las fuentes de los cambios en la desigualdad del ingreso laboral.

Las fuentes de la desigualdad del ingreso laboral a inicios de los años noventa

El cuadro 7 replica el cuadro 5 utilizando datos cercanos a 1990. Al inicio de la década de los noventa, la educación se mantiene como la variable que más explica la desigualdad de los ingresos laborales. Las horas trabajadas solo se mantienen en Costa Rica como la segunda variable en importancia en la explicación de desigualdad, en tanto que en Guatemala y Nicaragua, las brechas salariales entre las industrias son en conjunto más importantes y en Honduras, la brecha salarial por tamaño se torna importante. Esta última variable también tiene importancia en la explicación de la desigualdad en el resto de los países de la región, mientras que el residual o la parte no explicada por las variables incorporadas muestra un peso similar por país al presentado al final de decenio.

Cuadro 7

América Central: Descomposición de Fields de la desigualdad de los ingresos laborales por país a inicios de los noventa
(Para ocupados de 15 o más años con ingreso y horas trabajadas conocidas)

| Variables | Costa Rica 1990 | El Salvador 1995 | Guatemala 1989 | Honduras 1990 | Nicaragua 1993 |
|--|--------------------|---------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| Proporción de la desigualdad explicada por cada característica (S _j) | | | | | |
| Todas las características | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Educación (años) | 0,19 | 0,19 | 0,21 | 0,24 | 0,18 |
| Sexo (hombre = 1) | 0,02 | 0,03 | 0,01 | 0,04 | 0,00 |
| Zona (urbano = 1) | 0,01 | 0,05 | 0,03 | 0,04 | 0,06 |
| Horas trabajadas (logaritmo) | 0,13 | 0,06 | 0,03 | 0,04 | 0,02 |
| Sector institucional (Público = 1) | 0,04 | 0,03 | 0,02 | 0,02 | -0,01 |
| Tamaño establecimiento (6 o más = 1) | 0,06 | 0,04 | 0,09 | 0,07 | 0,06 |
| Experiencia (Edad-educación-6) | 0,01 | 0,00 | -0,02 | -0,01 | -0,01 |
| Industria (conjunto variables binarias por rama) | 0,03 | 0,06 | 0,09 | 0,01 | 0,09 |
| Residual | 0,52 | 0,54 | 0,56 | 0,55 | 0,61 |

Fuente: Cálculos de los autores con base en las encuestas de hogares de los países y años respectivos.

Si bien se pueden usar los S_{jt} para medir la contribución de cada variable j al nivel de desigualdad, para medir el impacto de cada variable a las diferencias en la desigualdad entre países o en el tiempo, es necesario utilizar algo más que los S_{jt} . Esto es así debido a que la magnitud de las diferencias en la desigualdad entre países o sobre el tiempo (y a veces hasta la dirección del cambio) dependerá de la medida de desigualdad utilizada. Entonces, para medir la contribución de cada variable al cambio en la desigualdad, es necesario multiplicar los S_{jt} en cada período o país t por la medida de desigualdad correspondiente (ver ecuación 4). En el cuadro 8 se muestra la contribución de cada variable al cambio en una de las medidas de la desigualdad: la varianza del logaritmo del ingreso de trabajo.¹⁵

¹⁵ Recuérdese que cuando se utiliza la varianza del logaritmo del ingreso como indicador de desigualdad, esta aumenta en todos los países, excepto Nicaragua.

Como se puede ver en el cuadro 8, en todos los países excepto Nicaragua tres fenómenos impulsaban un incremento en la desigualdad del ingreso laboral en los noventa. Estos son cambios relacionados con la educación, las horas trabajadas y la residual. En Guatemala, los cambios relacionados con el sexo del trabajador y con experiencia también apoyan el incremento en la desigualdad. Al otro lado, cambios asociados con el tamaño de la empresa y la rama industrial del trabajador promueven una reducción en la desigualdad en Guatemala y Nicaragua. Las otras variables tienen impactos pequeños sobre los cambios en la desigualdad.

Cuadro 8

Contribución de cada variable al cambio en la varianza del logaritmo ($S_j \cdot \text{VarLogY}$)

(Para ocupados de 15 o más años con ingreso y horas trabajadas conocidas)

| VARIABLES | Costa Rica 1990/1999 | El Salvador 1995/1999 | Guatemala 1989/1998 | Honduras 1990/1999 | Nicaragua 1993/1998 |
|--|-------------------------|--------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| Cambio en la Varianza del logaritmo | 0,08 | 0,10 | 0,41 | 0,17 | -0,13 |
| Educación (años) | 0,02 | 0,06 | 0,07 | 0,01 | -0,02 |
| Sexo (hombre = 1) | 0,00 | -0,01 | 0,06 | 0,00 | 0,01 |
| Zona (urbano = 1) | 0,00 | -0,01 | 0,02 | 0,02 | -0,04 |
| Horas trabajadas (logaritmo) | 0,05 | 0,01 | 0,13 | 0,04 | -0,02 |
| Sector institucional (Público = 1) | -0,01 | 0,02 | -0,01 | -0,01 | 0,00 |
| Tamaño establecimiento (6 o más = 1) | 0,00 | 0,02 | -0,04 | 0,01 | -0,04 |
| Experiencia (Edad-educación-6) | 0,00 | 0,00 | 0,03 | -0,01 | 0,01 |
| Industria (conjunto variables binarias por rama) | 0,00 | -0,02 | -0,06 | 0,02 | -0,03 |
| Residual | 0,03 | 0,02 | 0,23 | 0,10 | -0,02 |

Fuente: Cálculos de los autores con base en las encuestas de hogares de los países y años respectivos.

La descomposición de Yun: distinguir los efectos de diferencias en remuneraciones y distribuciones de las características personales

Cada variable puede contribuir a las diferencias en la desigualdad total entre países, o en el tiempo, a causa de que los precios (coeficientes B_j) de esas características difieren entre los países, o en el tiempo, o porque la dispersión de esas características (cambios en la dispersión de Z_j) difieren entre los países, o en el tiempo. Por ejemplo, se mostró el cuadro 8 que cambios relacionados con la educación contribuyeron a un incremento en la desigualdad en la mayoría de los países de Centroamérica en los noventa. Pero esto podría ser porque aumentó el precio de educación (el coeficiente sobre la variable años de educación) o podría ser porque la distribución de niveles de educación entre trabajadores es más desigual. Resulta muy útil entonces poder distinguir entre cambios en la desigualdad causados por cambios en los precios-coeficientes y cambios causados por cambios en la distribución de cada Z_j . Yun (2002) deriva una extensión de la descomposición de Fields para la varianza del logaritmo de las remuneraciones que permite esta separación. Para ello construye, siguiendo la lógica Juhn, Murphy y Pierce (1993), una distribución “auxiliar” usando los B s del período o país 2 y las Z s del período o país 1:

$$(EQ 5) \quad \ln Y_{\text{aux}} = \sum_j B_{2j} \cdot X_{11j} + E_{i1} = \sum_j B_{2j} \cdot Z_{11j}$$

El cambio en la varianza del logaritmo de las remuneraciones puede escribirse como

(EQ 6)

$$\begin{aligned} \text{Var}(\ln Y_2) - \text{Var}(\ln Y_1) &= [\text{Var}(\ln Y_{\text{aux}}) - \text{Var}(\ln Y_1)] + [\text{Var}(\ln Y_2) - \text{Var}(\ln Y_{\text{aux}})] \\ &= \sum_j [S_{j\text{aux}} \cdot \text{Var}(\ln Y_{\text{aux}}) - S_{j1} \cdot \text{Var}(\ln Y_1)] + [S_{j2} \cdot \text{Var}(\ln Y_2) - S_{j\text{aux}} \cdot \text{Var}(\ln Y_{\text{aux}})] \end{aligned}$$

(EQ 7)

$$\begin{aligned} &= \sum_j [B_{2j} \cdot \text{Var}(Z_{i1j}) \cdot \text{Corr}(Z_{i1j}, \ln Y_{\text{aux}}) \cdot \text{Var}(\ln Y_{\text{aux}}) - B_{1j} \cdot \text{Var}(Z_{i1j}) \cdot \text{Corr}(Z_{i1j}, \ln Y_{a1}) \cdot \text{Var}(\ln Y_{a1})] \\ &+ \sum_j [B_{2j} \cdot \text{Var}(Z_{i2j}) \cdot \text{Corr}(Z_{i2j}, \ln Y_2) \cdot \text{Var}(\ln Y_2) - B_{2j} \cdot \text{Var}(Z_{i1j}) \cdot \text{Corr}(Z_{i1j}, \ln Y_{\text{aux}}) \cdot \text{Var}(\ln Y_{\text{aux}})] \end{aligned}$$

Donde la primera línea de la ecuación 7 muestra la contribución a la diferencia (entre períodos o países) en la varianza del logaritmo del ingreso debido a cambios o diferencias en cada uno de los coeficientes, mientras que la segunda línea muestra la contribución de los cambios o diferencias en la varianza de cada Z_j .

El cuadro 9 y el gráfico 5 presenta la descomposición de Yun de los cambios en la desigualdad de los ingresos del trabajo (medido con la varianza del logaritmo del ingreso laboral) en cada país de América Central durante los años noventa.

Un primer resultado a destacar es que en todos los países excepto Nicaragua, un aumento de la desigualdad en el número de horas trabajadas entre los trabajadores (efecto distribución) promueve un incremento en la desigualdad de las remuneraciones. El efecto de horas trabajadas es más grande en Guatemala y Costa Rica que en los otros países de Centroamérica.

La desigualdad en las horas trabajadas aumentó porque se produjo una reducción en la proporción de trabajadores con jornadas completas en cada país, mientras que la proporción de trabajadores con jornada parcial y con sobrejornada se incrementaron en cada país (cuadro 10). En parte, la reducción en la proporción de trabajadores con jornada completa ocurrió a causa del incremento en la participación de mujeres en la fuerza de trabajo; es más probable que las mujeres trabajen jornada parcial que los hombres. En parte, el incremento en la desigualdad de horas trabajadas ocurrió por causa del aumento en la proporción de trabajadores en empresas pequeñas; es más probable que los trabajadores en empresas pequeñas trabajen jornadas parciales y sobrejornadas. La desigualdad de las horas trabajadas se incrementó también porque la proporción de trabajadores en el sector público, donde predominan la jornada completa, se redujo. La reducción en la proporción de trabajadores en el sector público es el resultado de las reformas económicas emprendidas en la región. También, cambios entre cada sector, sexo y industria contribuyeron al incremento en la proporción de trabajadores por jornada parcial y sobrejornada.

Cuadro 9

América Central: Descomposición de Yun de las diferencias en la desigualdad de los ingresos laborales
(Para ocupados de 15 o más años con ingreso y horas trabajadas conocidas)

| Variables | Costa Rica 1990/99 | El Salvador 1995/99 | Guatemala 1989/98 | Honduras 1990/99 | Nicaragua 1993/98 |
|---|-----------------------|------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| Contribución de los cambios en los coeficientes de cada variable | | | | | |
| Efecto precio total | -0,02 | 0,04 | 0,07 | 0,04 | -0,14 |
| Educación (años) | 0,00 | 0,05 | 0,04 | -0,02 | -0,03 |
| Sexo (hombre = 1) | 0,00 | -0,01 | 0,05 | 0,00 | 0,02 |
| Zona (urbano = 1) | 0,00 | -0,01 | 0,01 | 0,02 | -0,04 |
| Horas trabajadas (logaritmo) | 0,00 | 0,00 | 0,04 | 0,02 | -0,01 |
| Sector institucional (Público = 1) | 0,00 | 0,02 | -0,01 | -0,01 | 0,00 |
| Tamaño establecimiento (6 o más = 1) | 0,00 | 0,01 | -0,04 | 0,01 | -0,04 |
| Experiencia (Edad-educación-6) | -0,01 | 0,00 | 0,03 | -0,01 | 0,01 |
| Industria (conjunto varias binarias por rama) | -0,01 | -0,02 | -0,06 | 0,03 | -0,04 |
| Contribución de los cambios en la distribución de cada variable | | | | | |
| Efecto distribución Total | 0,07 | 0,03 | 0,11 | 0,06 | 0,02 |
| Educación (años) | 0,01 | 0,01 | 0,03 | 0,04 | 0,01 |
| Sexo (hombre = 1) | 0,01 | 0,00 | 0,02 | 0,00 | 0,00 |
| Zona (urbano = 1) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Horas trabajadas (logaritmo) | 0,05 | 0,01 | 0,08 | 0,02 | 0,00 |
| Sector institucional (Público = 1) | 0,00 | 0,00 | -0,01 | 0,00 | 0,00 |
| Tamaño establecimiento (6 o más = 1) | 0,00 | 0,01 | -0,01 | 0,00 | 0,00 |
| Experiencia (Edad-educación-6) | 0,00 | 0,00 | 0,01 | 0,00 | 0,01 |
| Industria (conjunto varias binarias por rama) | 0,00 | 0,00 | -0,01 | 0,00 | 0,01 |

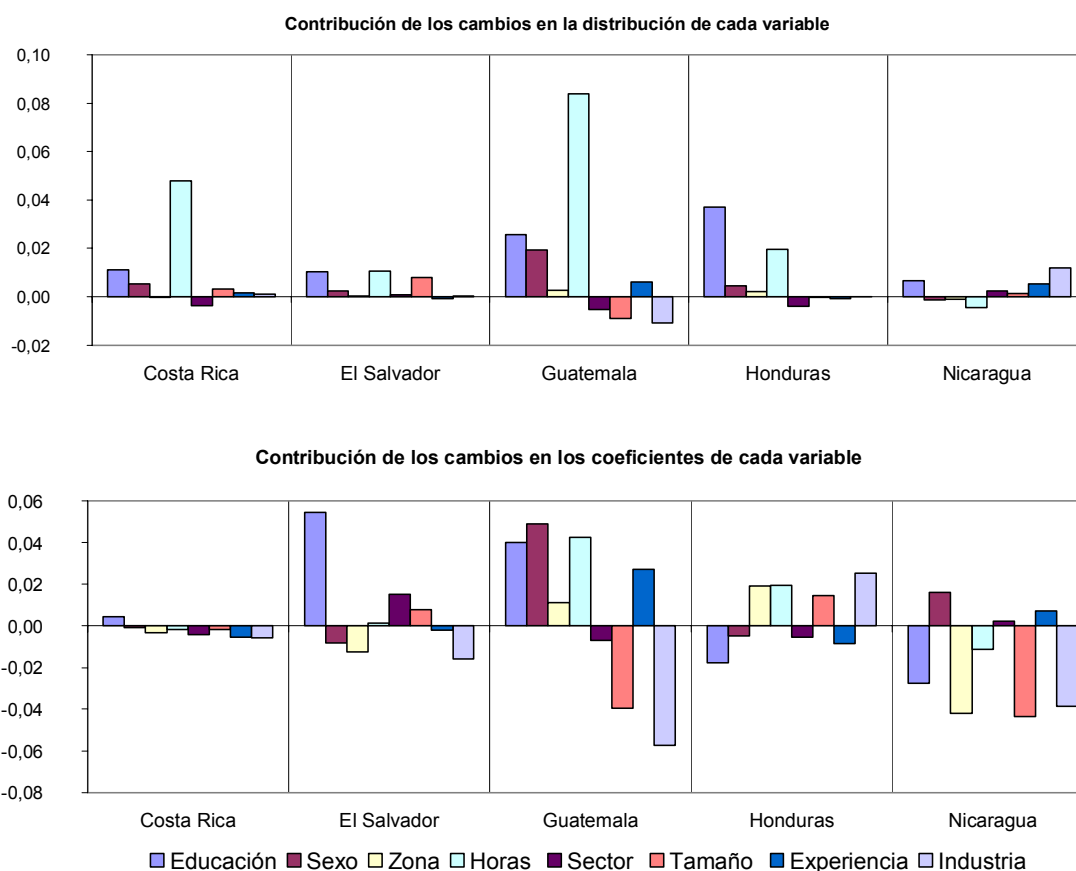
Fuente: Cálculos de los autores con base en las encuestas de hogares de los países y años respectivos.

El incremento en el trabajo con sobrejornada ocurrió entre trabajadores en las empresas privadas de mayor tamaño. Mientras que en la mayoría de los países la proporción de trabajadores con sobrejornada bajó en el sector público y, en algunos países también en las empresas pequeñas. El aumento en la proporción de trabajadores con sobrejornada en las empresas privadas grandes puede ser un resultado de las reformas económicas, las que crearon la necesidad de aumentar la productividad de sus trabajadores y la competitividad de sus empresas.

Al otro lado, el incremento en los trabajadores a tiempo parcial ocurre principalmente en las empresas pequeñas (el sector informal). En los dos países donde el incremento en la desigualdad en horas trabajadas es más grande, Costa Rica y Guatemala, hay aumentos grandes en la proporción de trabajadores femeninas en las empresas pequeñas quienes tienden a trabajar jornadas parciales. Esta feminización y informalización de la fuerza de trabajo en Centroamérica está documentado en Trejos (2000c).¹⁶

¹⁶ El incremento en la proporción de trabajadores por jornada parcial ocurrió en las industrias que producen productos no transables. En todos los países las ramas industriales con los incrementos más grandes en trabajadores por jornada parcial son comercio, construcción y servicios. En ningún país hay un incremento en la proporción de trabajadores en los productores de transables: la industria manufacturera o agricultura (con la excepción de agricultura en Nicaragua). Este último resultado implica que el incremento en la proporción de trabajadores con jornada parcial no es por causa de "outsourcing" del empleo por parte de empresas grandes exportadoras a empresas pequeñas o trabajadores en el hogar.

Grafico 5
América Central: Descomposición de Yun de las diferencias en la desigualdad de los ingresos laborales



Fuente: Cuadro 9.

Un segundo resultado a destacar del cuadro 9 es que en todos los países del área, la desigualdad en la distribución de la educación entre los trabajadores apoya un incremento en la desigualdad de la distribución de los ingresos al trabajo. Otro resultado que surge es que en Guatemala y Nicaragua se observa un aumento en la brecha salarial en contra de las mujeres que apoya el aumento (Guatemala) o neutraliza parte de la reducción (Nicaragua) de la desigualdad en esos países. En Costa Rica y Honduras la brecha salarial entre mujeres y hombres se estancó entre 1990 y 1999.

Por otra parte, las brechas salariales entre trabajadores de empresas grandes y pequeñas se reducen en Guatemala y Nicaragua, no cambia en Costa Rica y aumenta en Honduras. Esto significa que mientras que los diferenciales de remuneraciones entre las empresas grandes y pequeñas eran una importante fuente de desigualdad a inicios de los noventa en Guatemala y Nicaragua, para finales del decenio ya no lo son.

Por último, y con la excepción de Honduras, las diferencias salariales entre las industrias se reducen en los noventa y contribuyen entonces a reducir la desigualdad en el período. Adicionalmente, en todos los países, los cambios en la composición de los trabajadores entre las distintas industrias tienen un impacto muy limitado en los cambios observados en la desigualdad de la distribución de los ingresos laborales. Se ha sugerido que la liberalización comercial afectará la desigualdad de las remuneraciones a través de sus efectos en la composición del empleo industrial y los cambios en los diferenciales salariales entre industrias (vea Autor y Katz, 1999, Katz y Murphy, 1992, Koujianou y Pavcnik, 2001 y Robertson, 1999). Estos resultados sugieren que este efecto no es importante para explicar los cambios en la desigualdad de los ingresos laborales en Centroamérica en los noventas.

Cuadro 10

América Central: Cambios en la proporción de todos los trabajadores por sexo, sector, y tipo de jornada

| Cambio en la proporción de trabajadores | Costa Rica 1990/99 | El Salvador 1995/99 | Guatemala 1989/98 | Honduras 1990/99 | Nicaragua 1993/98 |
|---|-----------------------|------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| A. Por Tipo de Jornada | | | | | |
| Jornada parcial (39 horas o menos) | 1,89 | 4,97 | 15,95 | 5,72 | 0,24 |
| Jornada completa (40 a 48 horas) | -6,75 | -5,67 | -16,47 | -7,28 | -3,25 |
| Sobrejornada (41 horas y mas) | 4,86 | 0,70 | 0,51 | 1,56 | 3,01 |
| B. Por sexo | | | | | |
| Hombres | -3,26 | -4,84 | -10,06 | -7,52 | 2,23 |
| Mujeres | 3,27 | 4,84 | 10,06 | 7,52 | -2,22 |
| C. Por Sector | | | | | |
| Privado pequeño | 5,46 | 3,40 | 4,20 | -0,32 | -0,17 |
| Privado grande | -0,40 | -2,86 | -0,98 | 2,29 | 7,82 |
| Público | -5,02 | -0,54 | -3,23 | -1,94 | -7,66 |
| D. Por tipo de jornada y sexo | | | | | |
| Hombres--jornada parcial | -0,58 | 2,78 | 5,65 | 1,71 | 0,44 |
| Mujeres--jornada parcial | 2,48 | 2,18 | 10,30 | 4,01 | -0,20 |
| Hombres--sobrejornada | 3,29 | -2,24 | 0,01 | 0,08 | 3,56 |
| Mujeres--sobrejornada | 1,57 | 2,94 | 0,50 | 1,49 | -0,54 |
| E. Por tipo de jornada y sector | | | | | |
| Privado pequeño--jornada parcial | 2,48 | 3,90 | 13,80 | 4,74 | -1,95 |
| Privado grande--jornada parcial | 0,11 | 0,98 | 1,94 | 0,66 | 3,47 |
| Público--jornada parcial | -0,69 | 0,09 | 0,22 | 0,32 | -1,29 |
| Privado pequeño--sobrejornada | 3,71 | 0,99 | -1,83 | -1,42 | 1,77 |
| Privado grande--sobrejornada | 1,46 | -0,01 | 2,58 | 2,92 | 3,60 |
| Público--sobrejornada | -0,30 | -0,28 | -0,24 | 0,07 | -2,36 |

Fuente: Cálculos de los autores con base en las encuestas de hogares de los países y años respectivos

FUENTES DE LAS DIFERENCIAS ENTRE LOS PAÍSES CENTROAMERICANOS EN LA DESIGUALDAD DEL INGRESO LABORAL

En esta sección se comparan las fuentes de la desigualdad del ingreso laboral en Costa Rica con las fuentes de la desigualdad de los ingresos laborales en los otros países de América Central. Como Costa Rica tiene la distribución relativamente más igualitaria de la región, es conveniente utilizar este país como munerario o punto de referencia. El cuadro 11 presenta los resultados de las descomposición de Yun de la diferencia entre Costa Rica y los otros países de la región en la desigualdad medida por la varianza del logaritmo del ingreso laboral. El primer bloque del cuadro muestra la contribución de cada variable a esa diferencia observada, mientras que los otros dos bloques del cuadro presentan la contribución separada de los precios y la distribución de cada variable en la diferencia del indicador de desigualdad entre Costa Rica y cada país de América Central. En el cuadro 11, un número negativo implica que esta variable o fenómeno contribuye a bajar la desigualdad en este país en comparación con Costa Rica, mientras un número positivo implica que esta variable o fenómeno contribuye a incrementar la desigualdad en este país en comparación con Costa Rica.

Hay tres elementos importantes para explicar porque las remuneraciones están distribuidas más equitativamente en Costa Rica que en cualquier otro país en América Central: educación, zona de residencia y las brechas salariales por rama industrial.

La desigualdad asociada con diferencias en los niveles de educación entre los trabajadores causa mayor desigualdad en los otros países de América Central comparados con Costa Rica. Dos factores generan este resultado. En primer lugar, la educación aparece mejor distribuida en Costa Rica que en el resto de los países de la región. Esto se observa en el efecto distribución de la variable educación (cuadro 11) y se puede corroborar en los valores de la desviación estándar de la variable educación que se presentan en el cuadro 12, donde se resumen los estadísticos básicos de las ecuaciones de remuneración.

Este resultado surge porque la proporción de trabajadores con muy poca educación es más alta en los otros países del área que en Costa Rica. Comparados con Costa Rica, donde solo el 20% de los trabajadores no ha completado la primaria, para estos países esta porcentaje sube al 40% (El Salvador), 47% (Honduras), 48% (Nicaragua) y 61% (Guatemala). Costa Rica también muestra la alta proporción de trabajadores con educación superior, el 16% de los trabajadores costarricenses de la muestra tiene algún grado de educación universitaria, porcentaje que contrasta con el 12% en El Salvador, 8% en Nicaragua y 5% en Honduras y Guatemala.

El segundo factor explicativo del papel de la educación como diferenciador de las distribuciones de los ingresos del trabajo de Costa Rica con el resto del área, es el relativo al rendimiento de un año adicional de educación. Este rendimiento es menor en Costa Rica que en el resto de los países del área, con excepción de El Salvador (ver cuadro 11 y 12) y alcanza los mayores valores en los países con menor educación promedio (Guatemala y Honduras). Para El Salvador, aunque el efecto precio de la educación reduce la desigualdad con relación a Costa Rica, este efecto es más que compensado por una distribución más desigual de la educación, de modo que el efecto total de la educación en ese país contribuye a incrementar la desigualdad con referencia a Costa Rica.

Cuadro 11

América Central: Descomposición de Yun de las diferencias en la desigualdad de los ingresos laborales con relación a Costa Rica 1999 (Para ocupados de 15 o más años con ingreso y horas trabajadas conocidas)

| Variabes | El Salvador 1999 | Guatemala 1998 | Honduras 1999 | Nicaragua 1998 |
|---|---------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| Contribución de cada variable a las diferencias en la Var Ln y | | | | |
| Diferencia en la Varianza del logaritmo del ingreso | 0,01 | 0,66 | 0,43 | 0,27 |
| Explicada por las variables utilizadas | -0,01 | 0,25 | 0,15 | -0,05 |
| Educación (años) | 0,04 | 0,13 | 0,10 | 0,04 |
| Sexo (hombre = 1) | -0,01 | 0,05 | 0,02 | -0,01 |
| Zona (urbano = 1) | 0,02 | 0,04 | 0,06 | 0,02 |
| Horas trabajadas (logaritmo) | -0,09 | 0,02 | -0,06 | -0,13 |
| Sector institucional (Público = 1) | 0,00 | -0,01 | -0,01 | -0,02 |
| Tamaño establecimiento (6 o más = 1) | 0,00 | 0,00 | 0,04 | -0,02 |
| Experiencia (Edad-educación-6) | -0,01 | 0,00 | -0,02 | 0,00 |
| Industria (conjunto variables binarias por rama) | 0,04 | 0,01 | 0,02 | 0,07 |
| Residual | 0,01 | 0,42 | 0,28 | 0,32 |
| Contribución de los cambios en los coeficientes de cada variable | | | | |
| Efecto precio total | 0,00 | 0,22 | 0,18 | -0,01 |
| Educación (años) | -0,02 | 0,10 | 0,08 | 0,01 |
| Sexo (hombre = 1) | 0,00 | 0,04 | 0,02 | 0,00 |
| Zona (urbano = 1) | 0,02 | 0,04 | 0,06 | 0,02 |
| Horas trabajadas (logaritmo) | -0,03 | 0,01 | -0,04 | -0,09 |
| Sector institucional (Público = 1) | 0,02 | 0,00 | 0,00 | -0,02 |
| Tamaño establecimiento (6 o más = 1) | 0,00 | 0,01 | 0,05 | -0,01 |
| Experiencia (Edad-educación-6) | 0,01 | 0,02 | -0,01 | 0,01 |
| Industria (conjunto variables binarias por rama) | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,07 |
| Contribución de los cambios en la distribución de cada variable | | | | |
| Efecto distribución Total | 0,00 | 0,03 | 0,00 | -0,04 |
| Educación (años) | 0,07 | 0,04 | 0,03 | 0,03 |
| Sexo (hombre = 1) | 0,00 | 0,01 | 0,00 | -0,01 |
| Zona (urbano = 1) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Horas trabajadas (logaritmo) | -0,05 | 0,01 | -0,01 | -0,04 |
| Sector institucional (Público = 1) | 0,00 | -0,01 | 0,00 | 0,00 |
| Tamaño establecimiento (6 o más = 1) | 0,00 | -0,01 | 0,00 | -0,01 |
| Experiencia (Edad-educación-6) | -0,02 | -0,01 | -0,01 | -0,01 |
| Industria (conjunto variables binarias por rama) | -0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |

Fuente: Cálculos de los autores con base en las encuestas de hogares de los países y años respectivos.

El segundo elemento explicativo de la mayor desigualdad en el resto de los países de la región centroamericana, comparados con Costa Rica, es el mayor premio salarial que reciben los trabajadores urbanos en esos países con relación a los trabajadores rurales. Las diferencias cuantificadas en la proporción de trabajadores urbanos (efecto distribución) entre los países no juegan ningún papel en la explicación de las diferencias de desigualdad entre Costa Rica y los otros países, pese a que Costa Rica presenta la menor proporción de trabajadores en la zona urbana. Ello sugiere elementos de composición productiva interna de las zonas que pueden explicar este resultado, aspecto que se retomará más adelante.

Cuadro 12

América Central: Estadísticos básicos de las ecuaciones de remuneración por país a finales de los años noventa
(Para ocupados de 15 o más años con ingreso y horas trabajadas conocidas)

| Variables | Costa Rica 1999 | El Salvador 1999 | Guatemala 1998 | Honduras 1999 | Nicaragua 1998 |
|--|--------------------|---------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| Coefficientes de las ecuaciones de remuneración | | | | | |
| Educación (años) | 0,089 | 0,081 | 0,112 | 0,106 | 0,094 |
| Sexo (hombre = 1) | 0,270 | 0,241 | 0,464 | 0,469 | 0,323 |
| Zona (urbano = 1) | 0,060 | 0,169 | 0,243 | 0,313 | 0,156 |
| Horas trabajadas (logaritmo) | 0,571 | 0,423 | 0,562 | 0,415 | 0,172 |
| Sector institucional (Público = 1) | 0,211 | 0,439 | 0,085 | 0,175 | -0,164 |
| Tamaño establecimiento (6 o más = 1) | 0,270 | 0,283 | 0,325 | 0,426 | 0,272 |
| Experiencia (Edad-educación-6) | 0,027 | 0,037 | 0,054 | 0,039 | 0,041 |
| Experiencia al cuadrado | 0,000 | 0,000 | -0,001 | 0,000 | 0,000 |
| Industria (conjunto varias binarias por rama) | sig | sig | sig | sig | sig |
| R - cuadrado | 0,503 | 0,494 | 0,443 | 0,450 | 0,324 |
| Número de observaciones | 13.152 | 19.824 | 11.615 | 10.778 | 5.978 |
| Desviación estándar de las variables independientes | | | | | |
| Educación (años) | 4,06 | 5,03 | 4,61 | 4,47 | 4,66 |
| Sexo (hombre = 1) | 0,47 | 0,50 | 0,48 | 0,48 | 0,48 |
| Zona (urbano = 1) | 0,50 | 0,46 | 0,50 | 0,50 | 0,49 |
| Horas trabajadas (logaritmo) | 0,56 | 0,47 | 0,58 | 0,56 | 0,55 |
| Sector institucional (Público = 1) | 0,34 | 0,31 | 0,23 | 0,27 | 0,32 |
| Tamaño establecimiento (6 o más = 1) | 0,50 | 0,50 | 0,48 | 0,48 | 0,49 |
| Experiencia (Edad-educación-6) | 14,12 | 16,00 | 17,20 | 16,26 | 15,52 |
| Valor promedio de las variables independientes | | | | | |
| Educación (años) | 7,81 | 7,01 | 4,55 | 5,45 | 5,81 |
| Sexo (hombre = 1) | 0,68 | 0,56 | 0,64 | 0,63 | 0,64 |
| Zona (urbano = 1) | 0,49 | 0,69 | 0,48 | 0,52 | 0,61 |
| Horas trabajadas (logaritmo) | 3,74 | 3,72 | 3,65 | 3,74 | 3,80 |
| Sector institucional (Público = 1) | 0,13 | 0,11 | 0,06 | 0,08 | 0,11 |
| Tamaño establecimiento (6 o más = 1) | 0,51 | 0,50 | 0,35 | 0,36 | 0,40 |
| Experiencia (Edad-educación-6) | 22,86 | 23,27 | 26,80 | 24,57 | 23,91 |

Fuente: Cálculos de los autores con base en las encuestas de hogares de los países y años respectivos.

El tercer elemento que ayuda a explicar una mayor desigualdad en el resto de los países con relación a Costa Rica, es el conjunto de variables binarias que dan cuenta de los diferenciales de remuneración entre las distintas industrias. La desigualdad causada por las brechas de remuneración entre las industrias es mayor que en Costa Rica en todos los otros países de América Central. Las diferencias en las brechas salariales interindustriales son explicadas principalmente por las brechas de remuneraciones entre la agricultura y el resto de las industrias. Ello sugiere que el análisis y la medición del efecto de las brechas salariales entre las industrias sobre las diferencias de desigualdad debería tomar en cuenta la interacción entre las brechas salariales entre las industrias y las zona de residencia. Desgraciadamente, la descomposición de Fields no permite medir adecuadamente las interacciones entre variables. Por ello, para examinar estas interacciones, incluyendo el tamaño de las empresas, se examinarán los coeficientes de una ecuación de remuneraciones que explicita estas interacciones.¹⁷

¹⁷ La contribución conjunta a las diferencia en la desigualdad entre Costa Rica y el resto de los países de América Central de las brechas salariales de zona, tamaño e industria, es más grande que el efecto de las brechas salariales por educación en todos los países menos uno.

En el cuadro 13 se presentan estos coeficientes, así como el porcentaje de trabajadores en cada categoría. Se han definido ocho categorías que interaccionan zona, tamaño de la empresa e industria. Estas categorías son: trabajadores de pequeñas fincas (incluyendo empleados, patronos o dueños y trabajadores por cuenta propia); empleados de fincas grandes; patronos o propietarios de fincas grandes; trabajadores (empleados, patronos y cuenta propia) de pequeñas empresas rurales no agrícolas; empleados de grandes empresas rurales no agrícolas; patronos o propietarios de grandes empresas rurales no agrícolas; trabajadores (empleados, patronos y cuenta propia) de pequeñas empresas urbanas y trabajadores de grandes empresas urbanas.

Cuadro 13

América Central: Estimación de los efectos de las interacciones entre zona, tamaño e industria en la desigualdad de los ingresos laborales por país al final de los años noventa
(Para ocupados de 15 o más años con ingreso y horas trabajadas conocidas)

| Variables | Costa Rica 1999 | El Salvador 1999 | Guatemala 1998 | Honduras 1999 | Nicaragua 1998 |
|--|--------------------|---------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| Coefficientes de los distintos tipos de trabajadores ¹ | | | | | |
| Trabajadores pequeñas fincas | -0,51 | -0,59 | -0,74 | -0,95 | -0,88 |
| Empleados de fincas grandes | -0,15 | -0,50 | -0,49 | -0,38 | -0,44 |
| Propietarios de fincas grandes | 0,22 | 0,91 | 2,28 | -0,87 | 0,39 |
| Trabajadores de pequeñas empresas rurales no ag. | -0,31 | -0,46 | -0,56 | -0,68 | -0,26 |
| Empleados de grandes empresas rurales no ag. | -0,05 | -0,16 | -0,30 | -0,17 | -0,11 |
| Propietarios grandes empresas rurales no agrícolas | 0,34 | 1,16 | 1,19 | 0,88 | |
| Trabajadores de pequeñas empresas urbanas | -0,24 | -0,27 | -0,31 | -0,34 | -0,16 |
| Porcentaje de trabajadores en cada categoría | | | | | |
| Todos los trabajadores | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 |
| Trabajadores en actividades agrícolas | 17,1 | 9,8 | 28,6 | 25,6 | 21,6 |
| Trabajadores pequeñas fincas | 10,1 | 3,9 | 16,7 | 21,9 | 14,3 |
| Empleados de fincas grandes | 6,8 | 5,9 | 11,7 | 3,6 | 7,0 |
| Propietarios de fincas grandes | 0,1 | 0,0 | 0,2 | 0,2 | 0,4 |
| Trabajadores rurales en actividades no agrícolas | 33,9 | 21,3 | 23,4 | 22,3 | 16,9 |
| Trabajadores de pequeñas empresas rurales no ag. | 17,8 | 13,1 | 18,2 | 15,6 | 11,3 |
| Empleados de grandes empresas rurales no ag. | 15,8 | 7,8 | 5,1 | 6,7 | 5,6 |
| Propietarios grandes empresas rurales no agrícolas | 0,3 | 0,4 | 0,1 | 0,0 | 0,0 |
| Trabajadores empresas urbanas | 49,0 | 68,9 | 48,0 | 52,1 | 61,5 |
| Trabajadores de pequeñas empresas urbanas | 21,1 | 32,5 | 30,4 | 26,8 | 34,8 |
| Trabajadores de grandes empresas urbanas | 27,9 | 36,5 | 17,6 | 25,3 | 26,7 |

1/ Diferencia porcentual entre las remuneraciones de cada tipo de trabajador y la de los trabajadores de las grandes empresas urbanas.

Fuente: Cálculos de los autores con base en las encuestas de hogares de los países y años respectivos.

Este cuadro presenta los coeficientes de las variables binarias provenientes de una ecuación de remuneración, ecuación que también incluye las variables: educación, sexo, logaritmo de las horas trabajadas, sector y experiencia. La categoría omitida es la de los trabajadores de las grandes empresas urbanas. De este modo, los coeficientes pueden ser interpretados como la diferencia porcentual entre las remuneraciones de los trabajadores de cada categoría y las remuneraciones de los trabajadores de las grandes empresas urbanas. Como se observa en el cuadro, en todos los países, los empleados de grandes empresas no agrícolas en las zonas rurales ganan menos que los trabajadores de las grandes empresas urbanas pero más que cualquier tipo de trabajador de las zonas rurales. En todos los países también, los empleados de las grandes fincas ganan menos que los trabajadores de las grandes empresas rurales no agrícolas, pero ganan más que los trabajadores de las pequeñas fincas. En todos los países, excepto Nicaragua, los

empleados de las fincas grandes ganan más que los trabajadores de pequeñas empresas rurales no agrícolas. Los trabajadores de las pequeñas fincas (empleados y dueños) ganan menos que cualquier otro grupo en todos los países.

En todos los países, excepto Honduras, los propietarios de las grandes empresas rurales, agrícola y no agrícolas, ganan más que los trabajadores de las grandes empresas urbanas. No obstante, la proporción de propietarios entre el total de trabajadores es reducida, de modo que es poco probable que generen un gran impacto en las diferencias globales entre las remuneraciones urbano – rurales. En todos los países, la proporción de trabajadores rurales en actividades no agrícolas es alta y la proporción de trabajadores rurales en actividades no agrícolas supera a la proporción en actividades agrícolas en Costa Rica y El Salvador.

Estos resultados nos permiten comprender porqué la brecha salarial urbano – rural es menor en Costa Rica en comparación con los otros países del área.¹⁸ Primero, la brecha salarial entre trabajadores de grandes empresas rurales no agrícolas y grandes empresas urbanas es más pequeña en Costa Rica que en cualquier otro país. Segundo, la proporción de trabajadores en grandes empresas rurales no agrícolas, el sector rural mejor pagado, es más grande en Costa Rica que en cualquier otro país centroamericano. Tercero, la brecha salarial entre los trabajadores de las grandes empresas urbanas y los trabajadores de las empresas agrícolas, pequeñas o grandes, es más pequeña en Costa Rica que en cualquier otro país de la región. Y cuarto, la proporción de trabajadores en pequeñas fincas es más bajo en Costa Rica que en el resto de América Central.

Se ha señalado que El Salvador pertenece al segundo bloque con una desigualdad mayor a la de Costa Rica, pero menor a la de Guatemala, Honduras y Nicaragua. ¿Por qué Guatemala, Honduras y Nicaragua muestran las mayores desigualdades en la distribución de los ingresos del trabajo de la región? En gran parte porque el residual, o la desigualdad debida a factores no observados, es mucho más alta en estos países que en Costa Rica y El Salvador (ver cuadro 11, primer bloque). Así por ejemplo, la desigualdad debida al residual (factores no medidos), puede por sí sola, explicar el por que la desigualdad es más alta en Nicaragua comparada con Costa Rica y El Salvador. El impacto del residual en las ecuaciones de remuneración miden la parte de la desigualdad causada por variables que no han sido incluidas en la ecuación. Uno de los factores no incluidos son las diferencias no medidas entre las encuestas de hogares de los países. Diferencias en los diseños de las muestras, en la forma de definir y medir las variables utilizadas, particularmente el ingreso laboral, la calidad de la información recolectada, la extensión de la no respuesta, etc., son aspectos que se pueden reflejar en el residual. También es posible que diferencias en los sistemas de salarios mínimos puedan explicar diferencias debidas al residual, si los salarios mínimos legales son más comprensivos y mejor aplicados en Costa Rica y El Salvador en comparación con los otros países.¹⁹ Otra posibilidad es que la desigualdad asociada con los grupos indígenas, que no se puede medir en la mayoría de los países, sea más grande en Guatemala, Honduras y Nicaragua.

¹⁸ Para Guatemala fue posible identificar si los trabajadores pertenecían a un grupo indígena. Mientras que la discriminación laboral contra los indígenas contribuye a aumentar la desigualdad, tanto para 1989 como para 1998, esta discriminación no explica las brechas salariales entre zonas urbanas y rurales. Adicionando una variable que indica si el trabajador es indígena, no reduce la contribución a la desigualdad de zona, tamaño o industria.

¹⁹ Aunque solo Costa Rica ajusta periódicamente, cada semestre, los salarios mínimos legales, estos dos países tienen los salarios mínimos más altos de la región.

Por otra parte y con relación a Honduras, tres fenómenos contribuyen a su alta desigualdad. En primer lugar, el premio salarial de los trabajadores urbanos, o la brecha salarial urbano – rural, es la más alta entre todos los países de la región (cuadro 12). Esto tiene tanto impacto, que si la desigualdad se mide solo para los trabajadores urbanos (ver cuadro 4), Honduras aparece con un grado de desigualdad similar al de El Salvador. En segundo lugar, el premio salarial recibido por los trabajadores de las empresas de mayor tamaño o formales, es más alto en Honduras que en cualquier otro país. Mucho de este resultado puede deberse a una brecha de remuneraciones entre trabajadores asalariados y trabajadores independientes (patronos o por cuenta propia). Efectivamente, si se consideran solo los trabajadores asalariados (cuadro 4) la desigualdad en Honduras vuelve a parecerse a la de El Salvador. Finalmente, la brecha remunerativa entre hombres y mujeres es más alta en Honduras que en los otros países (cuadro 12). Como esta brecha salarial entre hombres y mujeres está controlada por otras características medibles del capital humano y del mercado de trabajo, ella puede interpretarse como una medida de la discriminación en el mercado de trabajo contra las mujeres.

Guatemala por su parte, explica su también alta desigualdad en los ingresos del trabajo en tres factores. Primero, la brecha salarial urbano – rural es más alta que en el resto de los países excepto Honduras. En segundo lugar, la brecha salarial entre hombres y mujeres, es también de las más altas, y solo superada de nuevo por Honduras (ver cuadro 12). Finalmente, la desigualdad asociada con el número de horas trabajadas es similar a Costa Rica y más grande que en cualquier otro país (ver cuadro 5). Este resultado tiene su origen en que para ambos países el coeficiente de la variable logaritmo de horas trabajadas es el más grande (cuadro 12), esto es, las remuneraciones de los trabajadores en Costa Rica y Guatemala aumentan más rápidamente al trabajar horas adicionales que en el resto de los países del área, y a que la desigualdad causada por la distribución de las horas trabajadas también es muy alta (cuadro 11).

CONCLUSIONES DE POLÍTICA

La dirección de los cambios en la desigualdad del ingreso en los países Centroamericanos en los años noventa no es claro. Solamente Costa Rica presenta un deterioro claro en la distribución del ingreso. En los otros países, dependiendo de la medida de la desigualdad y del perceptor, los datos ofrecen a veces un incremento, y otras veces una reducción, en la desigualdad. Pero bajo de estos cambios brutos, se encuentran fenómenos comunes en todos los países en los mercados de trabajo. El fenómeno que se identifica que ha tenido el impacto negativo más grande sobre la distribución del ingreso laboral es una reducción en la proporción de trabajadores con jornadas completas en cada país, mientras que la proporción de trabajadores con jornada parcial y con sobrejornada se incrementaron en cada país. Este cambio aumentó la desigualdad en el número de horas trabajadas entre los trabajadores, lo que aumentó la desigualdad del ingreso laboral. La reducción de trabajadores con jornada completa refleja la reducción en el empleo en el sector público, lo que ocurrió en todos los países de la región. El sector público es el sector donde es más probable que el trabajador trabaja con jornada completa. El aumento en trabajadores con jornada parcial refleja el aumento en la proporción de mujeres en la fuerza de trabajo y en la importancia de las empresas pequeñas privadas (el sector informal) como fuente de empleo. Es más probable que mujeres trabajen con jornada parcial que hombres y que trabajadores en empresas pequeñas trabajen con jornada parcial que los trabajadores en empresas grandes.

También en este trabajo se investiga las diferencias entre los países Centroamericanos, especialmente las razones del porque Costa Rica tiene un nivel de desigualdad más baja que los otros países de la región. Una causa importante de los diferentes niveles de desigualdad entre Costa Rica y el resto de los países de América Central es que la educación está más equitativamente distribuida en Costa Rica que en el resto de la región. Almeida dos Reas y Paes de Barros (1991) presentan un modelo de expansión educativa y desigualdad. Ellos concluyen que si la expansión educativa ocurre entre niveles educativos donde los trabajadores ganan por debajo del ingreso medio, la expansión educativa reduce la desigualdad. Por otra parte, si la expansión educativa se concentra entre niveles educativos donde los trabajadores ganan por encima del salario promedio, tal como la educación universitaria, ello contribuye a incrementar la desigualdad.²⁰ Esto sugiere que las políticas de universalización de la educación primaria aplicadas por Costa Rica en los decenios de los años sesenta y setenta son una importante causa de los diferentes niveles de desigualdad encontrados. Esta política bajó la proporción de trabajadores sin educación o con primaria incompleta y incrementó la proporción con una educación primaria completa (trabajadores a todos estos niveles ganan salarios por debajo del ingreso medio). También en Costa Rica y El Salvador, el rendimiento o precio de la educación es menor que en Guatemala, Honduras y Nicaragua, países con niveles educativos muy bajos. Ello sugiere que la mayor oferta relativa de los trabajadores con mayor educación en Costa Rica y El Salvador contribuye a reducir su precio relativo y en esa medida a mejorar la distribución de los ingresos.

Se ha encontrado que las diferencias salariales entre las zonas urbanas y rurales son más bajas en Costa Rica porque los trabajadores en grandes empresas rurales no agrícolas (presumiblemente de alta productividad) ganan más y son una mayor proporción de los trabajadores rurales en Costa Rica que en el resto de América Central. Estos resultados son consistentes con los resultados y las recomendaciones de políticas de López y Valdés (2000a), que resumen estudios sobre la pobreza rural en varios países en América Latina (incluyendo El Salvador, Guatemala y Honduras). López y Valdés (2000a) presenta evidencia que los grandes empresas rurales pagan más que otros empleos rurales, y que además los trabajadores rurales en América Latina son menos dependientes de la economía agrícola que en casi cualquier otro lugar en el mundo en desarrollo. Ellos sugieren que para reducir la pobreza rural, la mayor parte de los recursos públicos deberían dedicarse a mejorar las remuneraciones y las oportunidades laborales en empleos no agrícolas en las zonas rurales. Ellos también presentan evidencia de que existe una correlación entre la proporción de empleos rurales no agrícolas de alta productividad y : (a) mayores niveles medios de educación y (b) mejor infraestructura rural como carreteras, electricidad, teléfonos, etc.²¹ Ello sugiere que las políticas públicas en Costa Rica de proveer aún a las comunidades rurales más aisladas de electricidad, servicio telefónico, escuelas, servicios de salud y de infraestructura de transporte (los cuales están altamente correlacionado con actividades

²⁰ Al otro lado, expansión de la educación que ocurre entre niveles de educación sobre el promedio (o sea, incrementar la proporción de trabajadores quienes ganan mas que el salario promedio y bajar la proporción de trabajadores quienes ganan menos que el salario promedio) puede incrementar o bajar la desigualdad. Este tipo de expansión educativa incrementará la desigualdad si haya pocos trabajadores con educación alta y bajará la desigualdad si haya muchos trabajadores con educación alta. Esto es un ejemplo de la famosa Curva de Kuznets (1955).

²¹ "What is required and who pays for making rural areas more attractive for the creation of rural non-farm employment? Roads, schools, communications and electricity are the keys." (López y Valdes, 2000a, p. 208). La falta de infraestructura en las zonas rurales puede haber sido apoyada por los conflictos armados de las décadas de los setenta y ochenta, conflictos que se concentraron generalmente en las zonas rurales.

rurales no agrícolas de alta productividad), es también una causa importante de las diferencias en la desigualdad entre Costa Rica y el resto de los países del área.

BIBLIOGRAFIA

Autor, David and Laurence Katz (1999), "Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality," capítulo 26 en O. Ashenfelter and D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, North-Holland, New York.

Almeida dos Reas, J. G. y Ricardo Paes de Barros (1991), "Wage Inequality and the Distribution of Education: A Study of the Evolution of Regional Differences in Inequality in Metropolitan Brazil, *Journal of Development Economics*, Vol. 34, pages 117-143.

Oscar Altimir, (1997), "Income Distribution and Poverty Through Crisis and Adjustment," Chapter 2 in Albert Berry, ed., *Poverty, Economic Reform, and Income Distribution in Latin America*, Lynne Rienner Publishers, August, 1997.

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). 2001. *Panorama social de América Latina: 2000 – 2001*. Santiago, Chile: Naciones Unidas

_____. 2002. *Panorama social de América Latina: 2001 – 2002*. Santiago, Chile: Naciones Unidas.

_____. 2003. *Anuario Estadístico de América Latina 2002*. Santiago, Chile: Naciones Unidas.

Fields, Gary S. (2002), "Accounting for Income Inequality and its Change: A New Method, With Application to the Distribution of Earnings in the United States," *Research in Labor Economics* (forthcoming).

Fields, Gary S. y Ion Gyeongjoon, 1999, "Falling Labor Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes," *Review of Income and Wealth* (June), 139-159.

Gindling, T. H. y J. D. Trejos, 2001, "Cambios en la Desigualdad del Ingreso laboral en Costa Rica, 1976-1999: Medidas y Causas," mimeograph, University of Costa Rica, San Jose.

Inter-American Development Bank, 1998, *Facing up to Inequality in Latin America: Economic and Social Progress in Latin America, 1988-1999 Report*, Washington.

Juhn, C., K. Murphy y B. Pierce, 1993, "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill," *Journal of Political Economy*, 101-3, 410-442.

Katz, L. and K. Murphy, 1992, "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, 35-78.

Knight, J. B. and R. Sabot, 1983, "Educational Expansion and the Kuznets Effect," *American Economic Review*, Vol. 73, No. 5, 1132-1136.

Koujianou Goldberg, Penelopi and Nina Pavcnik (2001), "Trade, Wages, and the Political Economy of Trade Protection: Evidence from the Colombian Trade Reforms," mimeo, Dartmouth College, November.

Krueger, A., "The Relationship Between Trade, Employment, and Development," in Gustav Ranis and T. Paul Shultz (eds.), *The State of Development Economics: Progress and Perspectives*, Cambridge, MA, Basil Blackwood, 357-385.

Kuznets, S., 1955, "Economic Growth and Income Inequality," *American Economic Review*, Vol 45 (March), 1-28.

López, R. y A. Valdés. 2000a. "Fighting Rural Poverty in Latin America: New evidence of the effects of education, demographics, and access to land". *Economic Development and Cultural Change*, 40(1), 197 – 212.

López, R. y A. Valdés. 2000b. *Rural Poverty in Latin America*. Nueva York, Estados Unidos de América: St. Martin's Press. "

Lora, Eduardo, 2001, "Structural Reforms in Latin America: What Has Been Reformed and How to Measure It," Inter-American Development Bank, Research Department Working Paper #466, Washington, December.

Morley, Samuel; Roberto Machado y Stefano Pettinato. 1999. *Indexes of Structural Reform in Latin America*. Serie Reformas Económicas No. 12. Santiago, Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD). 2002. *Informe sobre Desarrollo Humano 2002: profundizar la democracia en un mundo fragmentado*. Madrid, España: Mundi – Prensa Libros, S.A. para el PNUD.

Robertson, Raymond (1999), "Inter-Industry Wage Differentials Across Time, Borders, and Trade Regimes: Evidence from the U.S. and Mexico," Macalester College, manuscript.

Robbins, D. and T. H. Gindling, 1999, "Trade Liberalization and the Relative Wages of More-Skilled Workers in Costa Rica," *Review of Development Economics*, Vol 3., No. 2 (June), pp.140-154.

Robbins, Donald y T. H. Gindling (1997), *Liberalización Comercial, Expansión de la Educación y Desigualdad en Costa Rica*, Serie de Divulgación Económica #27, Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas de la Universidad de Costa Rica.

Robinson, S., 1976, "A Note on the U-Hypothesis Relating Income Inequality and Economic Development," *American Economic Review*, Vol. 66, 437-440.

Shorrocks, Anthony, 1982, "Inequality Decomposition by Factor Components," *Econometrica*, January.

Székely, Miguel y Marianne Hilgert, 2000, "What Drives Differences in Inequality Across Countries?," Inter-American Development Bank Research Department Working Paper #439, Washington, November.

Székely, Miguel y Marianne Hilgert, 1999a, "The 1990s in Latin America: Another Decade of Persistent Inequality," Inter-American Development Bank Research Department Working Paper #410, Washington, December.

Székely, Miguel y Marianne Hilgert, 1999b, "What's Behind the Inequality We Measure: An Investigation Using Latin American Data for the 1990s," Inter-American Development Bank Research Department, Washington, December.

Trejos, J. D. 2000a, "Cambios Distributivos Durante las Reformas Económicas en Costa Rica," páginas 473-556 en A. Ulate, editora, *Empleo, Crecimiento y Equidad: Los Retos de las Reformas Económicas de Finales del Siglo XX en Costa Rica*, Editorial de la Universidad de Costa Rica.

Trejos, J. D. 2000b, "Reformas Económicas y Formación de Capital Humano en Costa Rica," páginas 131-198 en A. Ulate, editora, *Empleo, Crecimiento y Equidad: Los Retos de las Reformas Económicas de Finales del Siglo XX en Costa Rica*, Editorial de la Universidad de Costa Rica.

Trejos, J. D., 2000c, *La Mujer Microempresaria en Costa Rica: Años 90*, Documento No. 5. San José, Costa Rica: Organización Internacional del Trabajo, Oficina para Centroamérica, Panamá y República Dominicana.

Trejos, J. D., 2002d. *El trabajo decente y el sector informal en los países del istmo centroamericano*. Documento No. 158. San José, Costa Rica: Organización Internacional del Trabajo, Oficina para Centroamérica, Panamá y República Dominicana.

Yun, Myeong-Su , 2002, "Earnings Inequality in the USA, 1961-1999: Comparing Inequality Using Earnings Equations," mimeo , Tulane University.