

*CAMBIOS EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO FAMILIAR
EN COSTA RICA DURANTE LA PRIMERA DÉCADA
DEL SIGLO XXI*

Juan Diego Trejos S.¹
Luis Ángel Oviedo C.²

RESUMEN

Costa Rica no sigue durante la primera década del siglo XXI la tendencia observada para la mayoría de los países de la región, que experimentan una reducción de la desigualdad en la distribución del ingreso familiar per cápita. Durante la primera mitad de esa década sí se produce una reducción en la desigualdad pero se revierte en el quinquenio siguiente. Para estudiar esos cambios se utiliza una desagregación de la desigualdad, medida por el coeficiente de Gini, por fuentes de ingreso, usando 12 fuentes distintas. Los resultados señalan que la reducción de la desigualdad en la primera mitad de la década, se da en un contexto de crecimiento económico pero estancamiento de los ingresos reales, que se concentra en los estratos de mayores ingresos. Esto implica que la reducción de la desigualdad se concentró en la reducción de los ingresos reales de las fuentes con mayor poder concentrador (elasticidades Gini ingreso mayor a la unidad y cambios marginales positivos), como lo son los ingresos laborales de los más calificados, las rentas del capital y las pensiones contributivas. En la segunda mitad de la década, el repunte de la desigualdad se produce por un aumento significativo de los ingresos reales de todas las fuentes, pero principalmente de las que tienen un impacto concentrador que no puede ser neutralizado por la expansión de las fuentes que reducen la desigualdad (ingresos laborales de los trabajadores no calificados y las transferencias estatales). Los resultados sugieren la necesidad de aplicar una política de salarios mínimos más activa, reforzar los programas de apoyo productivo para el sector informal, ampliar la oferta de trabajadores más calificados a través de la política educativa y ampliar las transferencias monetarias hacia los más pobres, lo que requiere de una reforma tributaria.

PALABRAS CLAVES: DESIGUALDAD, FUENTES DE INGRESO, INGRESO FAMILIAR, COEFICIENTE DE GINI, COSTA RICA

1 Economista, Subdirector del Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas de la Universidad de Costa Rica.

2 Estadístico, Investigador del Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas de la Universidad de Costa Rica.

ABSTRACT

During the first decade of XXI century, Costa Rica does not follow the trend of most of the countries in the region in terms of the reduction of per capita household income inequality. In the first half of this decade, there was a reduction of inequality in a context of economic growth, but with stagnation of real income; which is concentrated in the upper income strata. In the second half of the decade, the rise of inequality is caused by a significant increase in real income from all sources, but mainly for those with a concentrated effect that cannot be offset by the expansion of the sources that reduce inequality (income of unskilled workers and state transfers). The results suggest the need for a more active minimum wage policy, strengthen productive support programs for the informal sector, expanding the supply of skilled workers through an education policy and increase cash transfers to the poorest, which requires a tax reform.

KEY WORDS: INEQUALITY, HOUSEHOLD INCOME DISTRIBUTION, GINI COEFFICIENT, COSTA RICA.

Costa Rica se ha caracterizado por mostrar un grado de desigualdad en la distribución de los ingresos familiares relativamente reducido en el contexto de una región latinoamericana que tiene la desafortunada fama de ser una de las regiones más desiguales del mundo (De Ferrari y Perry, 2004; PNUD, 2010; CEPAL, 2011; Gasparini y Lustig, 2011). No obstante, la desigualdad en el país ha estado aumentando y durante el primer decenio del 2000, cuando la desigualdad empieza descender en la mayoría de los países de la región, ello no sucede en Costa Rica. Esto hace que el país pase de tener una de las distribuciones de ingreso familiar con menor desigualdad en la región (Medina y Galván, 2008), a una situación de desigualdad intermedia.

El objetivo de este trabajo es analizar los cambios distributivos durante el decenio del 2000, poniendo la atención en una faceta de la desigualdad de los ingresos familiares, como lo es el aporte de las distintas fuentes de ingresos a la desigualdad total y a sus cambios. Para ello se sigue una metodología, desarrollada por Lerman y Yitzhaki (1985), que permite la descomposición aditiva y exacta del índice de Gini por fuente de ingreso. Para concretar este objetivo primero se revisan los antecedentes sobre la evolución de la distribución de los ingresos en el país y en la región. Seguidamente, se presenta la metodología a aplicar, para pasar luego a la discusión de los principales resultados. Se concluye con una

recapitulación de los principales hallazgos y sus implicaciones de política.

ANTECEDENTES

Existen importantes dificultades para comparar la desigualdad en la distribución de los ingresos familiares entre países o dentro del mismo país en el tiempo. Los niveles de desigualdad, y sus cambios, pueden verse afectados por el tipo de encuesta (de empleo; ingresos y gastos o niveles de vida), el período de recolección (mensual, anual o continua), la cobertura de los rubros de ingresos medidos y sus períodos de referencia, así como el tratamiento posterior de los ingresos para atender problemas como: valores extremos, no respuesta, omisión de rubros, subreporte de los montos, presencia de ingresos cero o negativos y diferencias regionales de precios. También los cambios en los diseños de las muestras y de los instrumentos de recolección pueden afectar las comparaciones en el tiempo dentro de un mismo país.

Para buscar la mayor comparabilidad de la información entre países se pueden utilizar las estimaciones que viene realizando la CEPAL (2011) desde tiempo atrás a partir de las encuestas de hogares de los países como fuente primaria.³ Siguiendo el estándar

³ La CEPAL hace imputaciones de ingreso por no respuesta o no medición, en particular el valor locativo de la vivienda propia, y realiza ajustes para reducir la subdeclaración de los montos. Este

actual, la desigualdad en la distribución de los ingresos familiares se analiza considerando el tamaño de los hogares (ingreso familiar per cápita) y su distribución entre las personas y no entre los hogares, donde a cada miembro del hogar se le asigna el ingreso familiar per cápita respectivo, esto es, sin considerar posibles desigualdades al interior de los hogares.⁴ El gráfico 1 compara el índice de Gini cerca del año 2000 y del año 2010 para ver los cambios en la última década. Solo tres países, incluido Costa Rica, junto a República Dominicana y Guatemala, evidencian un aumento en la desigualdad, mientras que no cambia en Bolivia. Para los 14 países restantes, de los 18 con información, se observa una reducción en la desigualdad de los ingresos familiares per cápita. Para inicios del 2000, Costa Rica mostraba el menor grado de desigualdad después de Uruguay. Para el final del período, Uruguay mantiene un bajo y menor nivel de desigualdad y ahora Perú, México, El Salvador y Venezuela alcanzan niveles de desigualdad por debajo que Costa Rica, en tanto que Ecuador se asemeja a ella.

Esta evolución favorable en la desigualdad en la región viene precedida de un aumento en las dos décadas previas. Existe una creciente literatura sobre los cambios distributivos en América Latina y tiende a existir acuerdo de que la desigualdad aumentó en la región en las décadas de los años ochenta y noventa y tendió a reducirse en el

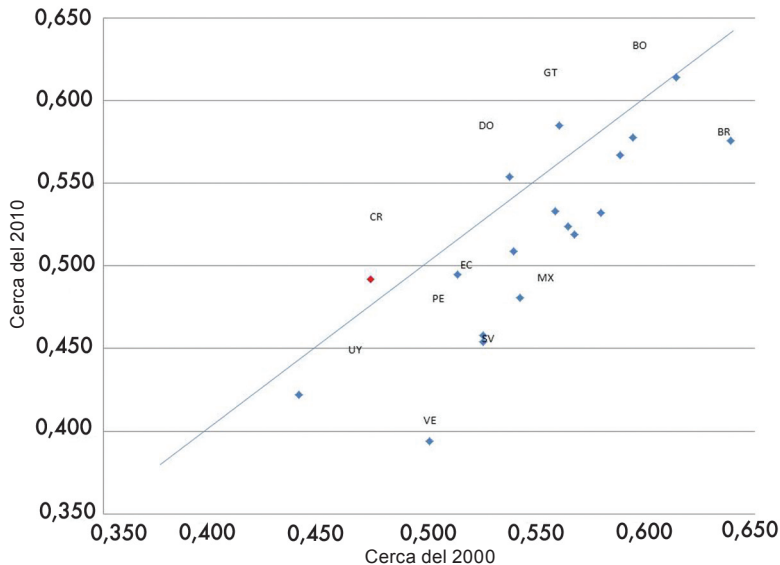
consiste en multiplicar los ingresos de cada fuente por un factor igual a la discrepancia con el correspondiente ingreso per cápita reportado en las Cuentas Nacionales, donde los ingresos de capital se imputan al 20% más rico de los hogares. Incluye los ingresos cero en la cuantificación del índice de Gini.

4 A partir de las mismas fuentes primarias, el CEDLAS también ofrece una serie de estimaciones sobre desigualdad, entre otros aspectos (SEDLAC, 2012). Para ello, no ajusta por no respuesta ni por subdeclaración, excepto el valor locativo de la vivienda, pero excluye los ingresos cero y los valores extremos. También aumenta en un 15% los ingresos rurales para considerar posibles diferencias de precios regionales. Pese a ello, los resultados tienden a ser similares, particularmente para Costa Rica.

primer decenio del 2000. Los aumentos de la desigualdad en los años ochenta y noventa se asocian con las crisis económicas, las políticas de ajuste sin una red de protección social, las reformas económicas en sus etapas iniciales, particularmente la apertura comercial, y el cambio tecnológico que aumentó la demanda relativa de los más educados (Székely and Hilgert, 1999a; Gasparini and Lustig, 2011; Székely and Sámano, 2011; Cornia, 2012, entre otros).

A partir del 2002, se observa una reducción bastante generalizada de la desigualdad en América Latina. Estos resultados se explican porque los efectos negativos de las reformas económicas tienden a diluirse y las mejoras macroeconómicas incrementan el empleo, así como por una reducción del premio salarial de los más educados, junto con un aumento de las transferencias monetarias a los más pobres (Lustig, et al, 2011; CEPAL, 2011; Gasparini and Lustig, 2011, Cornia, 2012; López-Calva y Lustig, 2011, entre otros). La caída del premio salarial a los más educados se asocia con un aumento de la cobertura de la educación media, junto a políticas laborales que impulsan los ingresos de los menos calificados (salarios mínimos y fortalecimiento de la negociación colectiva). Según CEPAL (2011), solo en Costa Rica y República Dominicana no se observa una reducción del premio salarial de los más educados, mientras que esta reducción es clara en El Salvador y Nicaragua, que experimentan también una reducción en la desigualdad en los años de educación (expansión secundaria). Resultados similares son obtenidos por Gasparini, et al. (2011). Si bien en el mercado de trabajo se concentran las mejoras en la reducción de la desigualdad, siguen existiendo importantes déficits, como la informalidad (Keifman and Maurizio, 2012). Además, la expansión de las transferencias a los pobres, junto al fortalecimiento de las instituciones laborales se asocia con políticas distributivas que tienen que ver, en parte, con la llegada de gobiernos de izquierda en la región, donde el caso emblemático sería Venezuela, como se observa en el gráfico 1 (Cornia, 2012; Roberts, 2012).

GRÁFICO 1
 AMÉRICA LATINA: ÍNDICES DE GINI DE LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO FAMILIAR
 CERCA DE LOS AÑOS 2000 Y 2010
*(calculados sobre la distribución del ingreso familiar per cápita
 entre las personas)*



Fuente: elaboración propia con base en CEPAL, 2011.

No obstante, como señala Lustig, et al. (2011), esta reducción del coeficiente de Gini del 0,529 en el 2000 al 0,509 en el 2009, como promedio regional, no es trivial y es estadísticamente significativa y se mantiene con independencia del indicador de desigualdad utilizado, de la fuente a que se acude o del intervalo usado. Esta reducción en 13 de los 17 países con información comparable, se produce tanto en países con alto o bajo crecimiento; con alto o bajo porcentaje de población indígena; con gobiernos de izquierda o de centro - derecha; con estados de bienestar amplios o con elevada exclusión social; con alta o baja desigualdad inicial y tanto en períodos de recuperación como durante la recesión global del 2009.

En este contexto, es importante especificar la evolución de la desigualdad en el país. Una de las limitaciones de los análisis de la evolución de la desigualdad, es que es muy sensible a los años utilizados, años que responden en general a la disponibilidad de la información más que a límites de los distintos procesos

evolutivos. Por ello, es útil reconstruir la evolución de la desigualdad del ingreso familiar per cápita entre las personas (IFP), aproximada por el coeficiente de Gini, a partir de las distintas encuestas a los hogares disponibles. El gráfico 2 resume esta evolución, utilizando los datos sin ajuste alguno a los ingresos, pero incluyendo los hogares con ingreso cero e identificando cada tipo de encuesta utilizada.⁵ Las encuestas utilizadas son las realizadas por el ahora Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC); son puntuales, pues la información se recolecta en julio de cada año, los ingresos se refieren en general a la semana anterior a la encuesta, aunque se contemplan períodos mayores para algunos ingresos y estos contemplan fundamentalmente ingresos en dinero. No se incluye el valor locativo o alquiler imputado por habitar

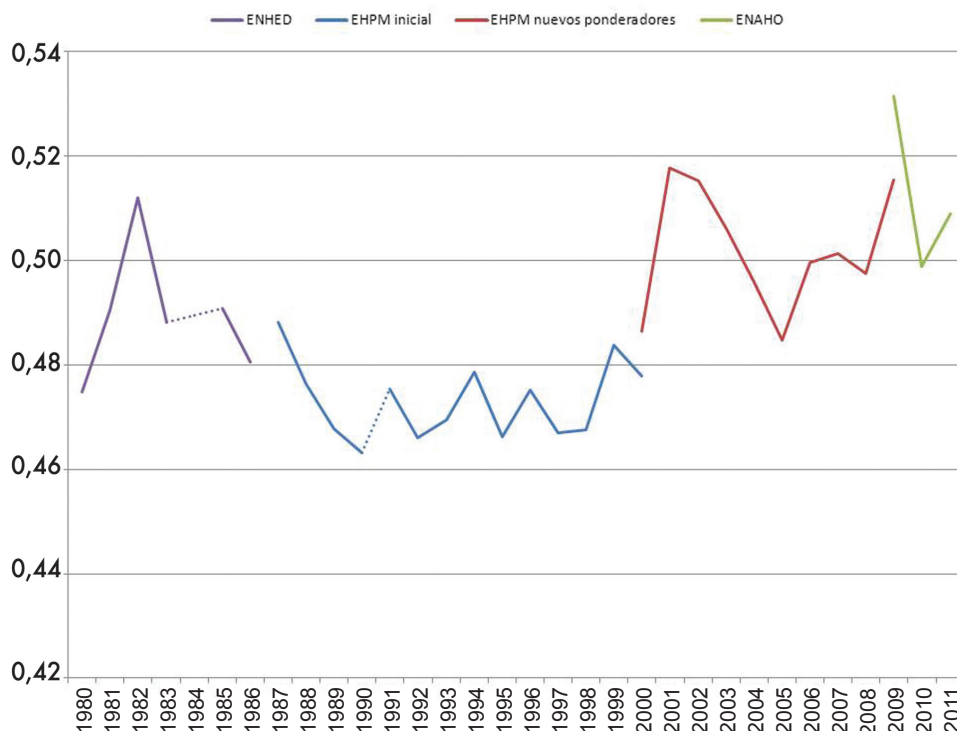
⁵ Los resultados son similares, aunque el índice de Gini resulta alrededor de 2,5 puntos de porcentaje superior, expresando el índice de Gini en porcentajes, si se analiza la desigualdad de la distribución del ingreso familiar per cápita entre los hogares.

casa propia, ni los pagos en especie, salvo el autosuministro del trabajador independiente y solo recientemente se indagan las remuneraciones aplazadas (aguinaldo y salario escolar).

La serie tiene también distinta cobertura en la cuantificación de los ingresos. La primera ronda de encuestas, denominada Encuesta Nacional de Hogares de Empleo y Desempleo (ENHED) arranca en 1976, con el censo del 1973 como marco muestral, midiendo solo los ingresos salariales y a partir de 1980, completa la medición de los ingresos del trabajo en dinero. A partir de 1987 inicia la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM), con cambios en muestra (censo 1984), formulario y conceptos. Inicialmente agrega la medición

de los ingresos por transferencias en dinero y, a partir de 1991, mide gruesamente los ingresos de capital, también en efectivo. Esta encuesta sufre modificaciones en la muestra y en los ponderadores con base en el censo del 2000, con lo que se introducen algunas dificultades de comparación. A partir del año 2009 se introduce una nueva encuesta, la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO), con cambio de muestra, de formulario y de conceptos, aunque aún no se ajusta al censo del 2011. Esta encuesta empieza a medir los ingresos en especie y amplía el rango de los ingresos por transferencias. También realiza imputaciones por no respuesta y ajustes por subdeclaración a partir de las cuentas nacionales.

GRÁFICO 2
COSTA RICA: COEFICIENTE DE GINI DE LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO FAMILIAR PER CÁPITA ENTRE LAS PERSONAS. 1980 - 2011



ENHDE: solo ingreso laboral, 1984 interpolado. EHPM inicial: ingreso laboral más transferencias. Agrega ingresos de capital en 1991. EHPM nuevos ponderadores de acuerdo al censo 2000 y cambio de muestra. ENAHO: ingreso laboral, transferencias e ingresos del capital. Cambio muestra, boleta y conceptos.

Fuente: elaboración propia con base en la encuestas de hogares del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos

La ENHED muestra que la desigualdad aumenta durante la crisis de la deuda (1981 y 1982), pero luego se reduce durante la etapa de las políticas de estabilización (1983 -1985). Esta reducción, se reproduce en la distribución de los ingresos laborales entre los ocupados y viene desde el año 1977 si se circunscribe a los ingresos salariales. La reducción del premio salarial entre los más educados fue el principal factor explicativo (Gindling y Trejos, 2005). Al pasar a las EHPM, hay un salto en los niveles de desigualdad que tiene su origen en los cambios metodológicos y este salto es más claro en los ingresos del trabajo. No obstante, las estimaciones sugieren que la desigualdad sigue descendiendo hasta los inicios de los años noventa. Esta reducción de la desigualdad, entre los ocupados y entre los hogares (Trejos, 2000), durante el período de estabilización y la implementación de las principales reformas económicas, se aparta de la evolución media de la región. La reducción del premio salarial para los más educados sigue explicando esta reducción. Con la incorporación de los ingresos del capital, la desigualdad aumenta ligeramente en 1991 y hasta el año 1998 se mantiene fluctuando alrededor de un Gini del 0,47. Los ingresos del trabajo empiezan una tendencia alcista a partir de 1992 y, en este caso, el aumento del premio salarial a los más educados y el aumento en la dispersión de las horas trabajadas, son los principales responsables (Trejos y Gindling, 2004; Gindling y Trejos, 2005; Robbins y Gindling, 1999; Gindling y Robbins, 2001).⁶

La desigualdad empieza a aumentar a partir 1999, a nivel de los hogares; pero estos cambios están afectados por los cambios de muestra y de ponderadores, no de conceptos ni de boleta, por lo que es difícil separar el efecto de los cambios metodológicos de este aumento en el Gini de 5 puntos de porciento,

6 Un resultado similar se encuentra cuando se usan las encuestas de ingresos y gastos de 1988 y 2004, aunque los cambios metodológicos pueden estar sobredimensionando el aumento en la desigualdad. Pese a ello, los determinantes de la desigualdad de los ingresos laborales y de su aumento son similares (ver Gindling y Trejos, 2008).

entre 1998 y el 2001.⁷ En todo caso, la historia de los años ochenta y noventa, depende del año final utilizado. Hasta 1998, la desigualdad se habría reducido, luego del aumento coyuntural durante la crisis de la deuda. Si se usa el año 1999, la desigualdad habría aumentado ligeramente (menos de un punto de porciento) en esas dos décadas, pero todo el aumento se concentraría en el último año, sin considerar el aumento temporal durante la crisis de la deuda. La primera década del 2000 muestra una mayor variabilidad. La desigualdad empieza descender, a partir del 2002, como en el resto de la región pero hasta el 2005. En esos cuatro años el coeficiente de Gini se reduce algo más de tres puntos de porciento. No obstante, a partir del 2006 y hasta el 2009, la reducción se revierte y se termina con niveles de desigualdad similares a los del 2001. Si se compara con el año 1999 o el 2000, si se terminaría con niveles de desigualdad mayor, pero la comparación es menos precisa por los cambios metodológicos incorporados. A partir del 2009, se obtienen estimaciones de la ENAHO y muestran una reducción para el 2010 con un repunte en el 2011, aunque se mantiene por debajo del 2001 y 2009, pero las posibilidades de comparación con los años previos son menores.

Dados los cambios sufridos por las encuestas, el período 2001 a 2009, es el que parece más factible metodológicamente, e interesante, para analizar los cambios en la distribución del ingreso familiar per cápita entre las personas. Si bien en los extremos no muestra cambios significativos, a su interior se producen fuertes variaciones. Corresponden a ocho años donde en los primeros cuatro la desigualdad se redujo alrededor de tres puntos de porciento (en el índice de Gini) seguido de otros cuatro años, donde se revirtió lo ganado. Hay que tener en cuenta que el uso de un único indicador puede también dar solo una parte de la historia. Como el coeficiente de Gini es más sensible a los cambios en la parte central de la

7 Para ver los cambios en el índice de Gini se pone en porcentaje, de manera que variaría entre cero y 100 y por ello se habla de puntos de porciento. Si se deja como proporción, los cambios serían en centésimas.

distribución, es útil agregar otros indicadores que son más sensibles a la parte alta de la distribución, como el índice de Theil, o a la parte inferior de ella, como la variancia del logaritmo del ingreso. El cuadro 1 resume los cambios de estos tres indicadores para los años consi-

derados. Las estimaciones muestran la misma evolución en los dos períodos de cuatro años considerados, ya sea que se utilice como unidad de análisis a las personas o a los hogares. Solo la evolución global de los ocho años presenta algunas divergencias.⁸

CUADRO 1
COSTA RICA: EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD DEL INGRESO FAMILIAR PER CÁPITA.
2001, 2005, 2009

Indicador de desigualdad y perceptor	Valor del indicador de desigualdad			Variaciones absolutas		
	2001	2005	2009	2005-2000	2009-2005	2009-2001
Entre personas						
Variancia de los logaritmos del ingreso	0,9448	0,8289	0,8880	-0,1159	0,0591	-0,0568
Coefficiente de Gini	0,5178	0,4847	0,5155	-0,0331	0,0308	-0,0023
Medida de entropía de Theil	0,5097	0,4373	0,5135	-0,0723	0,0762	0,0039
Entre hogares						
Variancia de los logaritmos del ingreso	0,9992	0,9074	0,9474	-0,0918	0,0400	-0,0518
Coefficiente de Gini	0,5387	0,5135	0,5391	-0,0252	0,0256	0,0004
Medida de entropía de Theil	0,5577	0,5044	0,5711	-0,0532	0,0667	0,0135

Fuente: elaboración de los autores con base en la EHPM del INEC.

La variancia de los logaritmos del ingreso muestra una reducción, tanto entre personas como entre hogares para el período en su conjunto, lo que sugiere una mejora en la parte baja de la distribución. Lo opuesto sucede con el índice de Theil, que manifiesta un incremento global, con independencia del perceptor usado, sugiriendo una mayor concentración en la parte alta. Por el contrario, el índice de Gini muestra variaciones opuestas, ya sea que se trate de personas o de hogares, pero ambas son muy pequeñas y, posiblemente, no estadísticamente

significativas. En todo caso, para ambos períodos cuatrienales, el índice de Gini refleja adecuadamente los cambios distributivos experimentados. Es por lo tanto válido su uso para estudiar las contribuciones de las fuentes de ingreso en la desigualdad.

8 Una evolución similar se obtiene cuando la atención se pone en los ingresos laborales y su distribución entre los ocupados perceptores (ver Fernández y Del Valle, 2011).

METODOLOGÍA

La descomposición de la desigualdad por fuentes de ingreso trata de determinar qué parte de la desigualdad total se puede atribuir a la desigualdad en cada uno de los diferentes tipos de ingreso que conforman el ingreso familiar según su procedencia. Para ello se puede distinguir de acuerdo con su naturaleza (rentas del capital, ingresos del trabajo, transferencias, etc.) o su receptor (sustentador principal, cónyuge, hijos, otros miembros, etc.). En este trabajo el análisis se hará descomponiendo el ingreso familiar per cápita por fuente de ingresos e identificando el aporte de cada fuente de ingreso a la desigualdad medida por el índice de Gini.

Existen diversas expresiones matemáticas para calcular el índice de Gini (ver por ejemplo Medina, 2001), pero para la partición por fuente del índice de Gini se utiliza la relación que involucra la covarianza entre el ingreso y la posición que ocupan las observaciones en la curva de distribución. Más específicamente, el índice de Gini (G) se puede definir como:

$$G = \frac{2cov[y, F(y)]}{\mu} \quad (1)$$

Donde $F(y)$ es distribución acumulativa del ingreso y μ es el ingreso promedio. Si partimos de que Y_1, Y_2, \dots, Y_k son los K componentes del ingreso familiar per cápita IFP, entonces

$$IFP = \sum_{k=1}^K y_k \quad (2)$$

A partir de esa relación y utilizando las propiedades de la covarianza, Lerman y Yitzhaki (1985) derivan una descomposición exacta del Gini en la siguiente forma funcional:⁹

$$G = \sum_{k=1}^K R_k G_k S_k \quad (3)$$

Donde R_k representa el coeficiente de correlación de Gini entre el componente del ingreso k y el ingreso total IFP, G_k es el índice de Gini de la fuente de ingreso K , estimado para la totalidad de las personas y no solo entre los perceptores de esa fuente, y S_k es la proporción del ingreso K en el ingreso total (Y_k/IFP). La ecuación (3) permite descomponer la desigualdad en el ingreso per cápita del hogar en tres componentes básicos: uno que da cuenta de la participación relativa de cada fuente en el ingreso total (S_k); el segundo relaciona la desigualdad del ingreso con en nivel de inequidad observado en la fuente k (G_k), y el otro componente da cuenta de la relación entre la fuente de ingreso k y el ingreso total IFP (R_k). El coeficiente de correlación de Gini de la fuente de ingreso K se define como:

$$R_k = \frac{cov[y_k, F(y)]}{cov[y_k, F(y_k)]} \quad (4)$$

Donde $F(y_k)$ representa la función de distribución acumulativa del ingreso de la fuente k . Los valores de R_k se ubican en el intervalo $[-1,1]$, R_k será igual a 1 cuando la fuente k es función creciente del ingreso, en tanto que si $R_k = -1$ significa que la importancia de la fuente analizada decrece con el ingreso total (en esta situación el coeficiente de correlación de Gini coincide con el de rangos de Sperman). Cuando la fuente de ingreso es constante, R_k es cero, de modo que esa fuente no aporta a la desigualdad, esto es, y_k y IFP son independientes. No obstante, un aumento en el peso relativo de esa fuente si reducirá la desigualdad global. En el caso de que y_k y IFP tengan una distribución de probabilidad normal, los valores de R_k coinciden con el coeficiente de correlación de Pearson.

Retomando la expresión (3), Lerman y Yitzhaki (1985) desarrollan la forma de medir el impacto de cambios en cualquier fuente de ingresos en la desigualdad total. Si e representa el porcentaje de cambio en el ingreso la k -ésima fuente de ingreso, entonces la variación marginal absoluta en el coeficiente de Gini se obtiene a partir de la siguiente expresión:

⁹ En Medina y Galván (2008) se detalla y explica la descomposición utilizada y se aplica a los países de la región. Esta sección metodológica se basa principalmente en ese trabajo.

$$\frac{\partial G}{\partial ek} = Sk(RkGk - G) \quad (5)$$

Dividiendo la expresión (5) entre el índice de Gini (G) se obtiene el cambio marginal relativo en el índice de Gini producto del cambio relativo en la fuente de ingreso. Esta se puede reescribir de la manera siguiente:

$$\frac{\partial G/\partial ek}{G} = \frac{SkGkRk}{G} - Sk \quad (6)$$

La ecuación (6) muestra que el cambio porcentual en el coeficiente de Gini a partir de una modificación en el valor de e en la fuente de ingresos k , es igual a la contribución relativa de esa corriente a la desigualdad total menos su participación en el ingreso total. La suma de los cambios marginales relativos es cero y en caso de que todos los componentes del ingreso sean escalados por un factor e la desigualdad total permanece inalterada. De acuerdo con Stark, Taylor y Yitzhaki (1986), cuando en la ecuación (6) la correlación de Gini entre la fuente k y el ingreso total (R_k) es negativa o cero, un incremento marginal del ingreso reducirá la desigualdad, y en caso contrario su impacto dependerá del signo que asuma la expresión $R_k G_k - G$. Una condición necesaria para que la inequidad aumente, es que la desigualdad en la fuente de ingresos k sea mayor a la desigualdad total: $G_k > G$ ($R_k < 1$).

De acuerdo con Yitzhaki (1990) y Wodon y Yitzhaki (2002b) se puede estimar la elasticidad-

Gini del ingreso k (EGI_k) como la expresión siguiente:

$$EGI_k = \frac{GkRk}{G} \quad (7)$$

Lo que permite describir la ecuación (6) de la siguiente manera:

$$\frac{\partial G/\partial ek}{G} = \frac{SkGkRk}{G} - Sk = Sk(EGI_k - 1) \quad (8)$$

De esta manera, un incremento porcentual en el ingreso de una fuente k con una EGI_k menor que 1 reduciría la desigualdad, en tanto que las EGI_k superiores a la unidad la

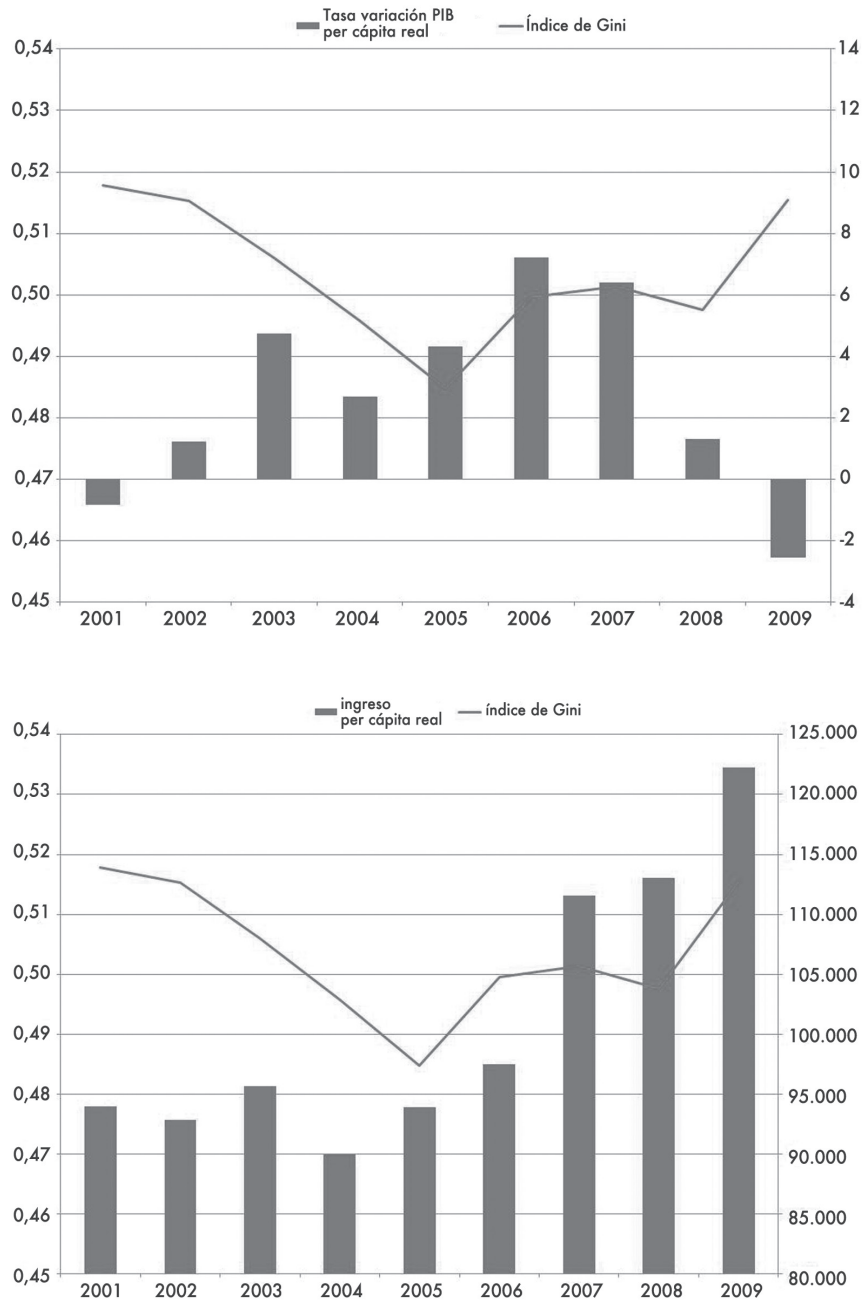
incrementan. En la medida de que el valor de la EGI_k sea más pequeño, mayor será su impacto redistributivo. Si la fuente de ingreso disminuye porcentualmente, el efecto en la desigualdad será el inverso. Cuando la EGI_k es unitaria, aumentos o reducciones porcentuales en ese ingreso no modifican la desigualdad. Por ello, para ver los cambios en el tiempo de la desigualdad y el aporte de cada fuente a este cambio, es necesario considerar tanto el valor de la elasticidad Gini del ingreso como la dirección del cambio en el ingreso específico y su cambio relativo a los demás.

RESULTADOS

Es importante poner en contexto el período bajo estudio. Dos aspectos parecen necesarios de hacer explícitos, la evolución de la producción real y la evolución del ingreso familiar per cápita (IFP). El gráfico 3 muestra ambos indicadores confrontados contra el índice de Gini. El panel izquierdo incorpora la dinámica del crecimiento en términos de la tasa de variación del producto interno bruto per cápita real. En siete de los nueve años la economía creció y la desigualdad disminuyó o aumentó en años de crecimiento, pero aumentó con la contracción del 2009. En ambos períodos el producto per cápita creció a un ritmo medio anual cercano al 3%, lo que sugiere que las fuentes del crecimiento son relevantes. Ello se puede aproximar con el panel derecho donde se observa la evolución del ingreso real per cápita. En este caso, la reducción de la desigualdad se produce en un período donde los ingresos per cápita medios no crecieron, pese al aumento de la producción real por habitante, mientras que el repunte de la desigualdad se acompaña de una fuerte expansión del ingreso per cápita real (30% en el período) que acompaña a la expansión de la producción.

Esta evolución resalta la utilidad de poner atención a las fuentes de ingreso que componen el ingreso familiar per cápita, su peso relativo, su dinámica y su aporte a la desigualdad global. Las estimaciones existentes sobre el aporte de las distintas fuentes a la desigualdad han tendido a utilizar solo tres o

GRÁFICO 3
 COSTA RICA: EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD (ÍNDICE DE GINI), LA PRODUCCIÓN POR HABITANTE Y
 EL INGRESO FAMILIAR PER CÁPITA REAL. 2001 - 2009



Fuente: elaboración de los autores con base en las EHPM del INEC e información del Banco Central de Costa Rica.

cuatro fuentes distintas, con un predominio de los ingresos laborales. Székely y Hilgert (1999a), aplicando una metodología distinta a la seguida en este estudio, estiman que el ingreso laboral explicó en 1997 el 83% de la desigualdad en Costa Rica y posteriormente (Székely y Hilgert, 1999b), determinan que los cambios asociados con los ingresos laborales explican más del 100% de los cambios en la desigualdad de los ingresos en Costa Rica entre 1989 y 1977. Medina y Galván (2008), estiman que los ingresos laborales representan entre el 81% (2000) y 83% (2005) de la desigualdad en el ingreso familiar per cápita en Costa Rica, en tanto que CEPAL (2011) actualiza la estimación al 2009 donde los ingresos laborales explican el 82% de la desigualdad total. Aunque Medina y Galván (2008) realizan una apertura de los ingresos laborales en dos grupos: salarios y ganancias de los trabajadores independientes, esta sigue siendo insuficiente para dar cuenta de los aportes relativos de fuentes, pues los ingresos laborales representan en el ingreso total una proporción superior al 80%.¹⁰

Para mejorar el análisis, aquí se desglosa el ingreso per cápita familiar (IFP) en 12 fuentes de ingreso. Los ingresos salariales se desagregan en cinco fuentes según el empleador: sector público, empresa privada y hogares; y según la calificación del trabajador: calificado (secundaria completa o más), no calificado. Las ganancias de los trabajadores independientes o renta empresarial, se separa en tres grupos: los ingresos de los trabajadores por cuenta propia se separan por calificación en dos grupos: los profesionales y técnicos y el resto, en tanto que los ingresos de los empleadores se mantienen

por separado.¹¹ Las rentas del capital en dinero se mantienen como una fuente independiente, pues la encuesta los capta como un solo rubro. Las transferencias en dinero se separan en tres grupos: las pensiones contributivas, las ayudas del estado en dinero (pensiones no contributivas, becas, transferencias condicionadas y otros subsidios) y las transferencias privadas (pensiones alimenticias, remesas y otras ayudas entre familias en dinero). El cuadro 2 presenta la estructura del ingreso familiar per cápita medio y la evolución real de cada componente de ingreso en el ingreso promedio del país.

El cuadro incorpora las agregaciones de las fuentes, pero identifica las 12 fuentes que se analizarán en la estimación del aporte a la desigualdad y sus cambios. Los ingresos del trabajo representan por encima del 80% del ingreso familiar per cápita, lo que explica su alto aporte a la desigualdad total como ya se ha señalado, aunque vienen perdiendo participación. La novedad aquí es su desagregación. Los sueldos y salarios representan casi dos terceras partes del ingreso familiar per cápita, con pérdida de participación en el último período. Los salarios provenientes de empleo en el sector público representan cerca de una quinta parte del IFP, en tanto que los sueldos y salarios pagados por las empresas privadas duplican este aporte, aunque pierden participación en el último período. Los sueldos y salarios provenientes del trabajo calificado aumentan su participación en el IFP hasta el 40% en el 2009, mostrando el peso explicativo que pueden tener en la evolución de la desigualdad.

10 Wodon y Yitzhaki (2002a), si utilizan para México una apertura más amplia de los ingresos, aunque los ingresos salariales, dominantes, se mantienen juntos.

11 Las EHPM no distinguen o separan de las ganancias de los trabajadores independientes, la parte que corresponde a la retribución al trabajo de lo que sería el pago al capital. Székely y Hilgert (1999a) utilizan un procedimiento para hacer esa separación, pero aquí no se avanza en esa dirección. Las ENAHO ya lo empiezan a hacer pero referido solo a lo que denominan como trabajadores independientes formales.

CUADRO 2
COSTA RICA: COMPOSICIÓN Y EVOLUCIÓN DEL INGRESO FAMILIAR PER CÁPITA POR FUENTE.
2001 - 2005 - 2009

Fuente de ingreso	Composición relativa			Cambio % ingreso real	
	2001	2005	2009	2001 - 2005	2005 - 2009
Ingreso familiar per cápita total	100,0	100,0	100,0	-0,1	30,2
Ingreso Laboral	88,5	86,3	83,8	-2,5	26,4
Sueldos y salarios	64,0	65,6	62,1	2,4	23,3
De empleados públicos	21,5	20,8	21,4	-3,3	33,5
Calificado	18,5	18,2	19,0	-1,9	36,3
No Calificado	3,0	2,7	2,3	-11,7	14,6
De asalariados empresa privada	41,3	43,2	39,6	4,7	19,1
Calificado	18,4	20,3	21,5	10,6	38,1
No Calificado	22,9	22,9	18,0	0,0	2,4
Servicio Doméstico	1,2	1,5	1,2	27,9	0,9
Renta empresarial	24,5	20,8	21,7	-15,4	36,2
De trabajadores por cuenta propia	12,8	11,5	11,0	-10,2	25,3
Profesionales o Técnicos	2,9	2,9	3,2	0,7	42,4
Resto Cuenta Propia	9,9	8,5	7,8	-13,4	19,4
De Empleadores	11,8	9,3	10,7	-21,0	49,6
Renta del capital	2,2	2,4	3,7	9,0	97,0
Transferencias corrientes	9,3	11,2	12,5	20,9	44,9
Pensiones contributivas	6,0	6,7	7,7	11,4	51,5
Ayudas del Estado	0,6	0,6	1,6	-0,7	216,1
Transferencias privadas	2,7	3,9	3,2	47,4	6,0

Fuente: elaboración de los autores con base en la EHPM del INEC.

Las ganancias o renta empresarial de los trabajadores independientes aportaban una cuarta parte del ingreso familiar en el año 2001 y se reduce a una quinta parte en el 2005 por la contracción, principalmente, del ingreso proveniente de los empleadores. Las rentas del capital tienen una limitada pero creciente participación en el IFP total, pasando del 2,2% al 3,7%, mostrando las limitaciones en su captación.

Las transferencias corrientes aumentan también su peso del 9% al 12,5%. Dentro de ellas, los ingresos provenientes de los pagos por pensiones contributivas son las que más aportan y su peso relativo aumenta en los dos períodos. Por el contrario, las ayudas estatales en dinero tienen un peso marginal de inicio (0,6% del IFP total) y solo en el segundo período aumentan su peso relativo y los recursos reales aportados,

donde más que se duplica su participación al aún limitado 1,6% en el 2009.¹² Finalmente, las transferencias privadas, si bien aumentan su participación en los dos períodos, se desaceleran en el segundo.

Durante el primer período (2001 a 2005), el IFP promedio real estuvo estancado, pero las fuentes que menos cayeron o aumentaron tienden a corresponder a fuentes asociadas con los estratos de mayores ingresos, por lo que no se

12 Recuérdese que no se incluyen los ingresos en especie, lo que deja por fuera la mayor parte del gasto público social que lo reciben las personas en forma de servicios. Las ayudas del estado en dinero corresponden solo al 5% del gasto social en el 2009 donde alcanzan su mayor valor, en tanto que las pensiones, también incorporadas como parte del gasto social, se ubican en torno al 20% del gasto social del 2009.

puede inferir por qué la desigualdad se redujo en este lapso con esa información. Si bien los ingresos provenientes del empleo doméstico y las transferencias privadas aumentaron, su limitado peso relativo no parece explicar la caída de la desigualdad. Por el contrario, en el segundo período (2005 a 2009), todas las fuentes de ingreso aumentan, pero más claramente aquellas asociadas con ingresos que llegan a la parte superior de la distribución, pese a que en este lapso se da un importante aumento de las ayudas estatales.

La descomposición aditiva del índice de Gini permite entonces determinar el aporte de cada fuente a la desigualdad observada. El cuadro 3 presenta el aporte de cada fuente a la desigualdad total en los tres años analizados, obtenido a partir de la ecuación (3).

CUADRO 3
COSTA RICA: CONTRIBUCIÓN RELATIVA DE CADA FUENTE DE INGRESO A LA DESIGUALDAD TOTAL.
2001 - 2005 - 2009

Fuente de ingreso	2001	2005	2009
Índice Gini	0,5177	0,4847	0,5155
Contribución Relativa de cada fuente	100,0	100,0	100,0
Salario empleado público calificado	27,4	27,8	27,6
Salario empleado público no calificado	1,8	1,7	1,2
Salario de asalariado privado calificado	25,0	28,9	27,9
Salario de asalariado privado no calificado	8,4	6,9	4,1
Salario Servicio Doméstico	0,1	0,0	0,0
Ganancia cuenta propia profesional y tecn.	4,3	4,3	4,7
Ganancia resto de cuenta propia	5,2	4,0	3,5
Ganancia empleadores	16,3	11,8	14,9
Renta del capital	3,2	3,7	5,7
Ingreso por pensiones contributivas	6,3	8,0	8,9
Ingreso por ayudas del Estado	-0,3	-0,3	-0,9
Ingreso por transferencias privadas	2,2	3,0	2,3

Fuente: elaboración de los autores con base en la EHPM del INEC.

Los salarios provenientes del empleo calificado, ya sea en el sector público o la empresa privada, son las principales fuentes de desigualdad. Cada uno explica cerca del 28% del valor del índice de Gini y en conjunto aportan por encima de la mitad del indicador de desigualdad (52% en el 2001 y 56% en el 2009). La ampliación de su peso explicativo descansa en los salarios pagados por las empresas privadas. Las ganancias de los empleadores o patronos, son la tercera fuente que más aporta a la desigualdad, para el 2009 explican el 15% del índice de Gini, aporte similar al del año 2001, aunque su participación se reduce para el 2005 y como se verá, ello es una de las causas principales de la reducción de la desigualdad en el primer período. El resto de las fuentes laborales aportan, cada una, por debajo del 5% del Gini en el 2009, aunque los ingresos por salarios de trabajadores no calificados en las empresas privadas, tenían un mayor peso explicativo en el 2001 (8%). Solo los ingresos de los trabajadores por cuenta propia profesionales o técnicos aumentan ligeramente su aporte al Gini. Si sumamos este aporte, junto al de los empleadores y el trabajo asalariado calificado, las fuentes laborales asociadas con trabajo calificado estarían explicando el 75% del índice de Gini en el 2009, contra el 73% en los dos años previos. Agregando el resto de las fuentes laborales, el aporte al Gini pasa del 89% en el 2001 al 84% en el 2009.¹³

Esta reducción del peso explicativo dominante de los ingresos laborales en el índice de Gini, responde a aumentos en las fuentes no laborales. Los ingresos por pagos de pensiones contributivas, aumentan su peso dentro del índice de Gini del 6% en el 2001 al 9% en el 2009 y se convierten en ese año en la cuarta fuente que más aporta a la desigualdad del IFP. Lo mismo sucede con los ingresos de capital que pasan de una octava posición en el 2001, con un aporte del 3% en el índice de Gini, a la quinta posición

en el 2009, donde representan casi el 6% del indicador de desigualdad. Las transferencias privadas se mantienen entre el 2% y el 3% del aporte al índice de Gini y las ayudas monetarias del estado se convierten en la única fuente con un aporte negativo al índice de desigualdad en razón de tener un coeficiente de correlación de Gini negativo. Esto significa, que cualquier aumento en esta fuente de ingreso, sin importar su peso en el ingreso total, provocará una reducción de la desigualdad medida por el índice de Gini.¹⁴

Este aporte de cada fuente de ingreso a la desigualdad total se debe tanto a la elasticidad Gini de cada fuente como a su aporte al ingreso total. El cuadro 4 incorpora las estimaciones de la elasticidad Gini de cada fuente (EGI) a partir de la fórmula (7) y se ordenan las fuentes de mayor a menor valor de la EGI en el 2009. Valores por encima de la unidad implica que la fuente es regresiva ante aumentos en ese ingreso, a mayor valor mayor impacto regresivo. Las rentas de capital son las más regresivas en el 2009 y su regresividad aumentó en el tiempo. Los ingresos por trabajo calificado son todos regresivos. Las ganancias provenientes de los trabajadores por cuenta propia profesionales y los salarios de los empleados públicos calificados, le siguen en importancia en cuanto a regresividad, incluso por encima de los ingresos de los empleadores. Esto último puede ser producto de no desagregar esta fuente entre microempresarios y el resto. Las pensiones contributivas también muestran una regresividad y esta aumenta en el tiempo.

13 Estos aportes son similares, todos por encima del 80%, pero por encima de los obtenidos por los otros estudios reseñados, probablemente por estar trabajando con los ingresos sin ajuste alguno por subdeclaración y sin imputaciones.

14 Los ingresos salariales por trabajo doméstico también muestran un coeficiente de correlación de Gini negativo pero solo en el 2009, pero su peso en la desigualdad total es insignificante.

CUADRO 4
COSTA RICA: ELASTICIDADES GINI DE CADA FUENTE DE INGRESO. 2001 - 2005 - 2009

Fuente de ingreso	2001	2005	2009
Renta del capital	1,433	1,522	1,558
Ganancia cuenta propia profesional y tecn.	1,469	1,480	1,458
Salario empleado público calificado	1,483	1,533	1,454
Ganancia empleadores	1,390	1,272	1,399
Salario de asalariado privado calificado	1,362	1,424	1,296
Ingreso por pensiones contributivas	1,057	1,199	1,148
Ingreso por transferencias privadas	0,812	0,773	0,704
Salario empleado público no calificado	0,597	0,622	0,515
Ganancia resto de cuenta propia	0,531	0,470	0,452
Salario de asalariado privado no calificado	0,367	0,303	0,228
Salario Servicio Doméstico	0,100	0,026	-0,020
Ingreso por ayudas del Estado	-0,478	-0,463	-0,572

Fuente: elaboración de los autores con base en la EHPM del INEC.

El resto de las fuentes tienen EGI por debajo de la unidad y esta inelasticidad indica que si el ingreso de esa fuente aumenta, contribuyen a reducir la desigualdad. Cuanto menor sea el valor de la EGI mayor será su progresividad. En esta dirección, las transferencias privadas y los salarios provenientes de empleados públicos no calificados son las fuentes menos progresivas, en tanto que los salarios del servicio doméstico y las ayudas del estado son las más progresivas. Para los salarios provenientes del servicio doméstico incluso su EGI se vuelve negativa en el 2009 producto de que el coeficiente de correlación de Gini se vuelve negativo ese año. En este caso no aparecen fuentes con elasticidad unitaria o cercana a la unidad lo que significaría que el aumento de ese ingreso no aporta a la desigualdad pues se distribuye igual que el ingreso total. Mientras que Medina y Galván (2008), encuentran que los salarios y las ganancias, vistas en conjunto son neutrales pues las EGI se aproximan a la unidad, la

desagregación presentada aquí muestra que existe una amplia dispersión y que si bien puede ser cierto que un aumento generalizado y uniforme de los salarios no modifica la desigualdad, ese no es el caso si están aumentando más los salarios provenientes del trabajo calificado o del trabajo no calificado.

Aunque ello es más o menos evidente u obvio, la utilidad adicional de la desagregación es que se puede estimar no solo el aporte final a la desigualdad (cuadro 3), sino también el aporte marginal a la desigualdad; esto es, se puede estimar cuánto cambia el índice de Gini si la fuente específica aumenta en un monto absoluto marginal, manteniendo todas las otras fuentes constantes. Como se muestra en la expresión (8), este aporte marginal depende tanto de la EGI como de la participación relativa de la fuente en el ingreso total (S_k). El cuadro 5 presenta los aportes marginales para cada año analizado, ordenadas las fuentes de menor a mayor aporte hacia la equidad.

CUADRO 5
COSTA RICA: EFECTO MARGINAL DE CADA FUENTE DE INGRESO A LA DESIGUALDAD TOTAL.
2001 - 2005 - 2009

Fuente de ingreso	2001	2005	2009
Salario de asalariado privado no calificado	-0,145	-0,160	-0,139
Ganancia resto de cuenta propia	-0,046	-0,045	-0,043
Ingreso por ayudas del Estado	-0,010	-0,009	-0,024
Salario Servicio Doméstico	-0,011	-0,015	-0,012
Salario empleado público no calificado	-0,012	-0,010	-0,011
Ingreso por transferencias privadas	-0,005	-0,009	-0,010
Ingreso por pensiones contributivas	0,003	0,013	0,011
Ganancia cuenta propia profesional y tecn.	0,014	0,014	0,015
Renta del capital	0,010	0,013	0,021
Ganancia empleadores	0,046	0,025	0,043
Salario de asalariado privado calificado	0,066	0,086	0,064
Salario empleado público calificado	0,089	0,097	0,086

Fuente: elaboración de los autores con base en la EHPM del INEC.

Del cuadro 5 se desprende, que si bien las ayudas del estado son la fuente con menor EGI no es la que produce una reducción marginal mayor en el índice de Gini, sino que lo son los salarios provenientes de los empleados no calificados de las empresas privadas, por el peso de esta fuente en el ingreso total. Esto sugiere que una política activa de salarios mínimos tiene un amplio potencial redistributivo. En segundo lugar estarían los ingresos provenientes del trabajo independiente no calificado por cuenta propia. En este caso, las políticas de apoyo al sector informal también parecerían tener un potencial impacto redistributivo importante. Al otro extremo del espectro redistributivo, son los ingresos salariales de los trabajadores calificados, los que más aportan hacia la concentración de los ingresos, por encima de los ingresos del trabajo independiente calificado y de las rentas del capital. La expansión del empleo público y la “nueva economía” exportadora estarían entonces apoyando la concentración de los ingresos. En este caso, el aumento de la oferta de trabajadores

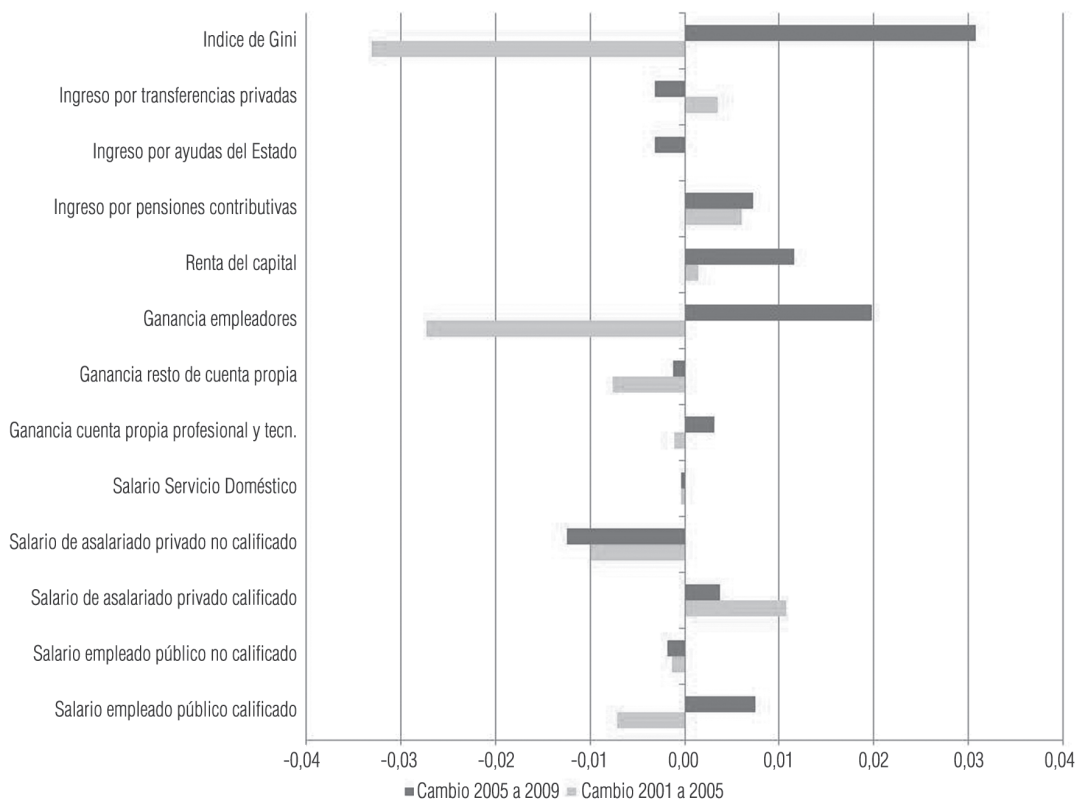
calificados (con al menos la secundaria completa) resulta la política a seguir.

Como los cambios en los ingresos que se producen entre el 2001 y el 2005 y entre ese año y el 2009, no son ni marginales ni en la misma dirección, los cambios finales en el índice de Gini son una combinación del impacto redistributivo de cada fuente de ingreso y de la evolución del monto real de cada fuente. Esta evolución del ingreso real aportado por cada fuente, mostrado en el cuadro 3, dependerá en última instancia de la evolución del número de perceptores de cada fuente de ingreso, la evolución de las remuneraciones medias reales y la composición de los hogares. Esto nos lleva al campo de los perceptores individuales que no es el objeto de este estudio, pero sí se puede avanzar en destacar las fuentes que explican los cambios en el índice de Gini. A partir de la expresión (3), donde se desagrega el índice de Gini por fuente, se pueden desagregar los cambios en el Gini, como la resta de los cambios en el aporte de cada fuente de ingreso. El gráfico 4 resume esta información.

Entre el año 2001 y 2005, el índice de Gini se reduce algo más de tres puntos de por ciento en un período donde el IFP real estuvo estancado, pero donde las distintas fuentes mostraron comportamientos distintos. El 83% de la reducción del índice de Gini se explica por las ganancias de los empleadores, fuente que pese a su alto poder concentrador, sufrió una contracción real significativa. Eso mismo sucede con los salarios provenientes del empleo público calificado, que también se reduce en términos reales, mientras que los salarios provenientes de los empleados calificados de las empresas privadas contrarrestan la caída del

Gini pues crecen en términos reales. Los salarios provenientes de los empleados no calificados de las empresas privadas también aportan a la reducción del Gini pues al no reducirse en términos reales aumentan su participación en el ingreso total. Las ganancias de los cuentas propia no profesionales, pese a que se contraen aportan a la reducción del Gini pues la contracción se concentra entre los que se ubican en la parte superior de la distribución. Por el contrario, fuentes con poder concentrador como las rentas del capital y las pensiones contributivas, neutralizan en parte la rebaja del índice de Gini, pues crecen en el período.

GRÁFICO 4
COSTA RICA: APORTE DE CADA FUENTE DE INGRESO A LOS CAMBIOS EN EL ÍNDICE DE GINI EN CADA PERÍODO



Fuente: elaboración de los autores con base en la EHPM del INEC.

El período del 2005 al 2009, el índice de Gini aumenta tres puntos de porcentaje. En este caso, el aumento de los ingresos reales es generalizado y elevado (ver cuadro 2). En este sentido, el aporte al cambio en la desigualdad va de la mano con el grado de progresividad o regresividad de la fuente y de su cambio relativo. Los ingresos provenientes de las ganancias de los empleadores son los que más aportan al aumento del índice de Gini pues estos ingresos se recuperan fuertemente en este período. Este es el caso también de las rentas del capital y las pensiones contributivas y los ingresos laborales de los trabajadores más calificados. Esto último sugiere que el premio salarial de los más educados ha seguido aumentando en el país por un aumento relativo de la demanda de este tipo de trabajadores.¹⁵ Por el contrario, las fuentes de ingresos con capacidad progresiva, neutralizan en parte el aumento en la desigualdad, en particular los ingresos provenientes del empleo no calificado en empresas privadas, por su peso relativo en el ingreso total, pues aumenta poco en términos reales. Ello corrobora la importancia que puede tener una política de salarios mínimos más activa, tanto en los ajustes como en el control de su cumplimiento. También los aumentos de las ayudas estatales y las transferencias privadas neutralizan en parte el aumento en el índice de Gini pero no lo logran revertir.

CONCLUSIONES

La desigualdad en la distribución del ingreso familiar per cápita ha estado aumentando en el Costa Rica de modo que ha pasado de mostrar uno de los grados de desigualdad más bajos en la región a una posición intermedia. Esto tiene su origen en el hecho de que la mayoría de los países de la región muestran descensos sostenidos en la desigualdad durante el primer decenio del 2000, mientras que Costa Rica si bien evidencia esa tendencia durante la primera mitad de la década, esta se revierte posteriormente.

El análisis de las características de la desigualdad por fuentes de ingreso y sus cambios en la primera década del siglo XXI, evidencia que la reducción de la desigualdad que se produjo entre el 2001 y el 2005 se produce en un contexto de estancamiento del ingreso real con crecimiento económico y que la mejora distributiva se sustenta en reducciones reales de fuentes de ingreso que tienen un papel regresivo, con elasticidades de Gini del ingreso mayores a la unidad y con impactos marginales positivos en la desigualdad ante aumentos de los ingresos, así como en el mantenimiento de los ingresos con alto impacto progresivo como los provenientes de los salarios de los trabajadores no calificados. Por el contrario, el cuatrienio siguiente (2005 a 2009) muestra un aumento en la desigualdad en medio de una expansión importante de los ingresos reales en todas las fuentes y con crecimiento económico, excepto en el 2009. En este contexto, son los ingresos asociados con el trabajo calificado, las rentas del capital y las pensiones contributivas las que apoyan el aumento del índice de Gini, en tanto que los ingresos con impacto progresivo, como los ingresos del trabajo no calificado, las ayudas estatales y las transferencias privadas no logran contrarrestar el aumento de la desigualdad.

Las implicaciones de política son claras. Una política activa de salarios mínimos, que estuvo ausente en este período, tendiente a aumentar los salarios mínimos reales acordes con el aumento de la productividad del trabajo y una mayor observancia de su cumplimiento, son factores claves para aumentar los ingresos provenientes del trabajo asalariado no calificado, ya que la casi nula organización sindical en el ámbito privado, no permite un uso amplio de la negociación colectiva. Políticas de apoyo productivo para aumentar el acceso y la rentabilidad de los activos productivos en manos de los trabajadores por cuenta propia no calificados es otra área de intervención con fuerte impacto potencial en la reducción de la desigualdad. El aumento de las transferencias estatales enfocadas en los grupos más pobres es otra área de política con potencial redistribuidor, pero la asignación de recursos adicionales a este campo demanda de una reforma fiscal que le provea al

15 En Gindling y Trejos (2012), se documenta la evidencia existente al respecto, incluyendo estimaciones específicas al respecto.

estado recursos frescos y que de paso le agregue poder redistributivo a la política tributaria.

Por el lado de las fuentes de ingreso con alto poder regresivo y fuerte crecimiento real, como las rentas del capital y las pensiones contributivas se requiere de políticas adicionales. La primera con un tratamiento fiscal que permita su redistribución y la segunda con políticas de contención de los beneficios otorgados, especialmente por los regímenes a cargo del presupuesto nacional. Finalmente, el impacto regresivo de los ingresos laborales asociados con el trabajo calificado, en un período que al contrario de la mayoría de los países, el premio salarial para los más educados no se ha reducido, demanda de una política educativa que posibilite una expansión de la oferta de trabajadores calificados (con al menos la educación secundaria completa), lo que resulta coherente con una política económica que apuesta al crecimiento basado en la inserción internacional sustentada en la exportación de bienes y servicios capital humano intensivos.

BIBLIOGRAFÍA

- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). 2011. *Panorama social de América Latina 2011*. Santiago, Chile: Naciones Unidas.
- Cornia, G. A. 2012. *Inequality Trends and their Determinants: Latin America over 1990-2010*. Working Paper Series No. 02/2012, Department of Economics, University of Florence.
- De Ferrari, D. y G. Perry, G. 2004. *Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History*. Washington, D.C., USA: World Bank.
- Fernández, Andrés y Roberto Del Valle. 2011. Estimación de los determinantes de la desigualdad en los ingresos laborales de Costa Rica para el periodo 2001 – 2009. *Ciencias Económicas*, 29(2), 229 -245.
- Gasparini, L., Sebastián G., Cruces, G., & Acosta, P. (2011). Educational upgrading and returns to skills in Latin America: Evidence from a supply-demand framework, 1990-2010 Institute for the Study of Labour (IZA) Discussion Paper 6244, Bonn, Germany.
- Gasparini, Leonardo y Nora Lustig. 2011. *The Rise and Fall of Income Inequality in Latin America*. CEDLAS Working Papers No.118. Mar de la Plata, Argentina: Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata.
- Gindling, T. H., & Robbins, D. (2001). Patterns and Sources of Changing Wage Inequality in Chile and Costa Rica During Structural Adjustment. *World Development*, 29(4), 725-745.
- Gindling, T. H. & J. D. Trejos. 2012. The distribution of income in Central America. Forthcoming.
- Gindling, T. H. y Juan Diego Trejos. 2008. “¿Por qué aumenta la desigualdad en la distribución del ingreso laboral entre los años 1988 y 2004?”. En INEC (editor): *Simposio Costa Rica a la luz de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares 2004*. San José, Costa Rica: Instituto Nacional de Estadística y Censos, Banco Mundial, Centro Centroamericano de Población, Programa Estado de la Nación e Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas. Libro electrónico.
- Gindling, T. H. & J. D. Trejos. 2005. Accounting for Changing Earnings Inequality in Costa Rica, 1980– 99. *The Journal of Development Studies*, 41(5), 898 –926.
- Keifman, S. N. & Maurizio, R. 2012. *Changes in Labour Market Conditions and Policies. Their Impact on Wage Inequality during the Last Decade*. WIDER Working Paper No. 2012/14. United Nation University, World Institute for Development Economics Research (UNU – WIDER), New York.
- López-Calva, L., & Lustig, N. 2010. Declining inequality in Latin America: A decade of progress?, Washington, D. C.: Brookings Institution Press.
- Lerman, R. I. y S. Yitzhaki. 1985. Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Application to the

- U.S. *Review of Economics and Statistics* 67(1):151-56.
- López, R., & A. Valdés, A. (2000). Fighting rural poverty in Latin America: new evidence of the effects of education, demographics, and access to land. *Economic Development and Cultural Change*, 49(1), 197-211.
- Lustig, N., L. López-Calva y E. Ortiz-Juárez. 2011. *The decline in inequality in Latin America: How much, since when and why?* Working Paper Series 2011-211 ECINEQ WP 2011 – 211. Society for the Study of Economic Inequality (ECINEQ).
- Medina, F., & y Galván, M.. (2008). *Descomposición del coeficiente de Gini por fuentes de ingreso: Evidencia empírica para América Latina 1999-2005*. Serie Estudios Estadísticos y Prospectivos No 63. CEPAL, Santiago, Chile.
- Medina, Fernando. (2001), *Consideraciones sobre el índice de Gini para medir la concentración del ingreso*. Serie Estudios Estadísticos y Prospectivos N° 9, División de Estadística y Proyecciones Económicas, CEPAL. Santiago, Chile: Naciones Unidas.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD). 2010. *Informe Regional sobre el Desarrollo Humano en América Latina y el Caribe 2010. Actuar sobre el futuro: romper la transmisión intergeneracional de la desigualdad*. San José, Costa Rica: Editorama S. A. para el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.
- Roberts, K. M. (2012). The Politics of Inequality and Redistribution in Latin America's Post-Adjustment Era. WIDER Working Paper No. 2012/08. United Nation University, World Institute for Development Economics Research (UNU – WIDER), New York.
- Robbins, D., & Gindling, T. H. (1999). Trade Liberalization and the Relative Wages of More-Skilled Workers in Costa Rica. *Review of Development Economics*, 3(2), 140-154.
- SEDLAC. (2012), Socioeconomic Database for Latin America and the Caribbean. <http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/esp/>.
- Stark, O; E. Taylor & S. Yitzhaki (1986), Remittances and Inequality, *The Economic Journal*, Vol. 96, N° 383:722-740, September.
- Székely, M. & C. Sámano. 2011. *Did Trade Openness Affect Income Distribution in Latin America? Evidence for the years 1980–2010*. WIDER Working Paper No. 2012/03. United Nation University, World Institute for Development Economics Research (UNU – WIDER), New York.
- Székely, M. & M. Hilgert. 1999b. *The 1990s in Latin America: Another Decade of Persistent Inequality*, Research Department Working Paper, No. 410, Washington, D.C.: Inter-American Development Bank (IDB).
- Székely, M. & M. Hilgert. 1999a. *What's Behind the Inequality We Measure: An Investigation Using Latin American Data for the 1990s*. Inter-American Development Bank Research Department, Washington, D.C.
- Trejos, J. D. & Gindling, T. H. 2004. Inequality in Central America in the 1990s. *CEPAL Review*, 84, 175-196.
- Trejos, Juan Diego. 2012. “El combate a la pobreza y la desigualdad en Costa Rica: avances, retrocesos, lecciones y propuestas de política”. En Fundación Konrad Adenauer (editor): *Pobreza, desigualdad de oportunidades y políticas públicas en América Latina*. Río de Janeiro, Brasil: Fundación Konrad Adenauer, Programa Regional de Políticas Sociales en América Latina (SOPLA).
- Trejos, Juan Diego. 2000. “Cambios distributivos durante las reformas económicas”, en Anabelle Ulate (compiladora): *Empleo, crecimiento y equidad: los retos de las reformas económicas de finales del siglo XX en Costa Rica*. San José, Costa Rica: Editorial Universidad de Costa Rica – CEPAL. 2000.

Wodon, Q. y S. Yitzhaki (2002a), *Desigualdad y Bienestar Social*, Banco Mundial, Washington.

Wodon, Q. y S. Yitzhaki. (2002b), *Evaluating the Impact of Government Programs on Social Welfare: The Role of Targeting and the Allocation Rules among Programs*

Beneficiaries, *Public Finance Review*, Vol. 30, N° 2:102-123.

Yitzhaki, S. (1990), *On the Progressivity of Commodity Taxation*, Working Paper N° 187, Department of Economics, Hebrew University, Jerusalem, Israel.

