

# Desigualdad de ingresos en Costa Rica a la luz de las Encuestas Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares 2004 y 2013

*Andrés Fernández Aráuz*

## RESUMEN

En los primeros años del siglo XXI se ha observado una reducción de la desigualdad en los ingresos laborales en la mayoría de los países de la región latinoamericana. Sin embargo, Costa Rica es uno de los pocos en que no se ha revertido el proceso de incremento de la desigualdad de dichos ingresos, sino que este continúa creciendo. Al comparar los años 2004 y 2013, la dispersión por horas trabajadas y las diferencias salariales entre los trabajadores de los sectores público y privado se identifican como las principales causas de este aumento de la desigualdad.

---

## PALABRAS CLAVE

Condiciones económicas, ingresos, empleo, distribución del ingreso, medición, encuestas de hogares, Costa Rica

## CLASIFICACIÓN JEL

C12, D31, J18, J31

## AUTOR

Andrés Fernández Aráuz es Investigador en Economía Social y de la Educación y Licenciado en Economía de la Universidad de Costa Rica. [affa17@gmail.com](mailto:affa17@gmail.com)

# I

## Introducción<sup>1</sup>

El período posterior al año 2000 se ha caracterizado por una reducción significativa de la desigualdad en el ingreso laboral en la región latinoamericana. Sin embargo, esta no ha sido la tendencia observada en Costa Rica.

De acuerdo con Azevedo y otros (2013), en los últimos 15 años (de 1995 a 2010) la región ha experimentado una disminución significativa de la desigualdad del ingreso laboral, medida por los coeficientes de Gini y de Theil. Pese a ello, no todos los países han registrado esta tendencia decreciente: el coeficiente de Gini se ha incrementado en Costa Rica, Honduras y el Uruguay; mientras que el de Theil, además de aumentar en esos tres países, también lo ha hecho en El Salvador y el Perú.

Según la CEPAL (2012), a partir de comienzos de la década de 2000 se revierte en los países de América Latina la tendencia anterior de engrosamiento de la desigualdad y empiezan a registrarse descensos de los coeficientes de Gini. También de acuerdo con la CEPAL (2014): “[...] entre 2002 y 2003 se produce un cambio relevante en la tendencia de la desigualdad en la región, que configura un escenario promisorio, especialmente después de una década en que no habían mejorado los indicadores de distribución. Si bien América Latina y el Caribe sigue siendo la región más desigual del mundo, al considerarse el período 2002-2011 se observa que 15 de los 17 países de la región muestran mejoras distributivas. Entre 2002 y 2011, el coeficiente de Gini

relativo solamente se incrementó en 2 de los 17 países considerados”. Los dos países son Costa Rica y la República Dominicana.

El resultado de un incremento de la desigualdad del ingreso laboral en Costa Rica en la última década también ha sido constatado por Fernández y Del Valle (2011); sin embargo, el laboral no es el único tipo de ingreso que puede utilizarse para analizar la desigualdad en un país.

Por ejemplo, de acuerdo con el Instituto Nacional de Estadística y Censos de Costa Rica (INEC, 2014), la desigualdad del ingreso per cápita en Costa Rica medida por medio del coeficiente de Gini no varió al comparar puntualmente los años 2004 y 2013, utilizando datos de la ENIGH.

El presente trabajo tiene como objetivo determinar si la desigualdad de ingresos en Costa Rica, estimada para tres distintos tipos de ingreso, varió al comparar los años 2004 y 2013, y establecer si el cambio en la desigualdad se verificó en la misma dirección respecto de los tres tipos de ingreso. Además, constatar el efecto en el cambio en la desigualdad de los ingresos laborales de variables asociadas al proceso de formación de salarios.

El artículo se organiza de la siguiente manera: en la sección II se explica cuál es el tipo de desigualdad que se pretende analizar mediante los datos disponibles y cómo esta se relaciona con la desigualdad de oportunidades. Además, se introduce el concepto de las medidas de desigualdad utilizadas para comparar los años 2004 y 2013, y se describe la teoría del capital humano como determinante de los ingresos laborales.

En la tercera sección se describen la fuente de datos y los tres tipos de ingreso analizados y la metodología con que se realizarán las estimaciones, en tanto que en la sección IV se procede a analizar los resultados, para concluir con algunas consideraciones en la quinta sección.

□ El autor agradece la colaboración prestada en la discusión de los resultados por parte de Ronulfo Jiménez Rodríguez, profesor retirado de la Escuela de Economía de la Universidad de Costa Rica.

<sup>1</sup> Documento preparado para el Simposio de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de 2013, realizado en Costa Rica por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), en marzo de 2015.

## II

### Desigualdad

Las desigualdades económicas pueden ser concebidas como desigualdades en la distribución de activos que tienen un efecto económico en los individuos o bien, que tienen un origen económico, en cuyo caso las desigualdades económicas son un resultado o un determinante de la asignación de recursos.

La distribución de los ingresos es sin duda la variable clave para el estudio de la desigualdad económica, y ha sido el foco de gran parte de la investigación económica acerca del tema. Sin embargo, el flujo de ingresos es solo una parte del complejo ámbito de las desigualdades económicas.

Cuando se trata de entender la importancia de la desigualdad de ingresos, resulta crucial mencionar que la desigualdad en sí no es el principal motivo de preocupación, sino la desigualdad de oportunidades que puede ocasionar la inequidad en los ingresos.

Desde el punto de vista del bienestar, el ingreso se puede asumir como variable *proxy* para medir el bienestar individual, aunque el consumo puede ser una variable más apropiada para medirlo. De la misma manera, hay que tener en cuenta que la medición del ingreso deja fuera beneficios derivados del disfrute de bienes y activos públicos, como los parques municipales, las librerías, la seguridad, los beneficios sociales, entre otros.

Sin embargo, el ingreso tiene dos características que otorgan una ventaja a esta variable con respecto a otras: los datos son cuantificables y relativamente fáciles de obtener y el ingreso puede ser comparable entre personas y entre diferentes períodos.

Por ambas razones, esta investigación se concentra en la desigualdad de resultados, medida a través del ingreso familiar y personal, pero cabe tener presente que en un análisis integral de la desigualdad se deben tomar en cuenta las desigualdades de oportunidades y su estrecha relación con la desigualdad de ingresos.

#### 1. Determinantes de la desigualdad en el ingreso laboral

Una particularidad de la distribución del ingreso laboral es que, al ser un ingreso personal, su comportamiento puede analizarse en conjunto con otras variables del individuo, algo que no puede efectuarse con el ingreso familiar.

En la teoría económica y en la evidencia empírica el análisis de la desigualdad en los ingresos laborales se basa en la teoría del capital humano: los gastos en educación y formación que elevan la productividad y las futuras ganancias de una persona en el mercado de trabajo pueden concebirse como una decisión de inversión en capital humano; de esta manera, tal inversión no se limita solo a los años de educación formal, sino que también abarca cualquier tipo de formación específica e idiomas adicionales que mejoren la productividad del trabajador.

Otro componente, al que habitualmente se alude para analizar los factores que explican la formación de los salarios, es la experiencia que las personas acumulan a lo largo de su vida laboral.

El tipo de jornada laboral o variabilidad de horas trabajadas pueden incidir en la desigualdad y es importante analizar el peso de dichas horas en el salario si se quiere estudiar la distribución del ingreso. La jornada de trabajo está condicionada por diversos factores, como el tiempo que necesitan los individuos para cuidar de sus hijos, la escasez de ofertas con la jornada laboral deseada u otras necesidades que limitan el tiempo disponible de las personas para poder trabajar.

Esta teoría básica de las disparidades de ganancias basada en el capital humano puede no explicar suficientemente los determinantes de la distribución de los ingresos. McConnell, Brue y Macpherson (2003) consideran un enfoque de la distribución de las ganancias basado en múltiples factores además de la educación y la formación, como la discriminación (ya sea por etnia, género, ideología política o religiosa, entre otros), la movilidad laboral y las diferencias salariales compensatorias.

Existe discriminación económica cuando las mujeres que tienen la misma capacidad, nivel de estudios, formación y experiencia que los varones, reciben un trato inferior en la contratación, el acceso a una ocupación, los ascensos, el salario o en las condiciones de trabajo.

Por su parte, la inmigración o movilidad laboral pueden repercutir en la distribución del ingreso: si el flujo de inmigrantes en edad de trabajar tiene niveles de educación por debajo del promedio del país, aumenta la oferta de mano de obra no calificada, lo que podría ensanchar la brecha de ingresos y traducirse en un deterioro de los indicadores de su distribución.

Por último, la teoría de las diferencias compensatorias indica que los aspectos no salariales de los puestos de trabajo varían extraordinariamente y pueden dar origen a las diferencias salariales compensatorias: consisten en la remuneración adicional que debe proporcionar un empresario para compensar a un trabajador por una

característica particular que no existe en otro trabajo. Estas diferencias salariales se miden al incorporar en el modelo variables como la rama de actividad económica, el sector institucional (público o privado), el tamaño de la empresa para la que labora el individuo, o la zona de residencia.

## III

### Datos y metodología

#### 1. Medición del ingreso

En la literatura sobre desigualdad económica no existe un claro consenso con respecto a cuál es la variable que se considera más apropiada para evaluar la concentración del ingreso: el ingreso total del hogar o el ingreso per cápita.

Según Medina (2001), es válido afirmar que ambas variables pueden ser adecuadas, dependiendo de los objetivos de la investigación que se quiera llevar a cabo. Por consiguiente, primero debiera especificarse cuál es la finalidad de la medición, para luego proceder a elegir en consecuencia la variable correspondiente.

En algunas ocasiones, el uso del ingreso total del hogar se justifica por el hecho de que se considera que la familia es la unidad de consumo en la que se concentran las percepciones de ingreso de sus miembros y se decide el destino de los recursos.

En años recientes, sin embargo, algunos estudios se han orientado al análisis del bienestar de las personas, y por lo tanto, el análisis se enfoca en ellas, especialmente debido al diseño y atención de la política social.

El número de miembros de los hogares se convierte entonces en un factor importante en la medición de la desigualdad y la pobreza, debido a que la constatación empírica confirma que los hogares de menores ingresos están integrados por un número mayor de personas, con relación a aquellos que se ubican en la parte alta de la distribución<sup>2</sup>, lo cual tiene relación con mayores necesidades, pero también con las economías de escala que se generan en el uso de los bienes públicos al interior de los hogares<sup>3</sup>.

<sup>2</sup> En el caso de Costa Rica, según la ENIGH de 2013, el tamaño promedio del hogar de una familia perteneciente al quintil más bajo de ingresos es de 4,2 miembros, en tanto que para el quintil de ingresos más altos es de 2,6 personas por hogar.

<sup>3</sup> Sin embargo, el ingreso per cápita no sería tampoco la variable más apropiada para estudiar el bienestar individual, ya que en su cálculo no

#### 2. Datos

Los datos utilizados en esta investigación provienen de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares de Costa Rica (ENIGH) realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC) del país centroamericano.

Las últimas tres encuestas fueron efectuadas en los años 1988, 2004 y 2013, pero debido a la escasa comparabilidad entre las encuestas de 1988 y de 2013 en este estudio únicamente se utilizarán las realizadas en los años 2004 y 2013.

Las ENIGH proveen información actualizada sobre la composición del presupuesto de los hogares nacionales y extranjeros residentes en el país, mediante el conocimiento de los ingresos y su destino en la adquisición de bienes y servicios.

Toda la información obtenida mediante este tipo de encuestas es esencial para conocer las estructuras de consumo e ingreso de los hogares, y orientar la formulación de políticas y planes de desarrollo a objeto de que maximicen el bienestar de la sociedad. La ENIGH permite además la actualización de los ponderadores del gasto de los bienes y servicios que conforman el índice de precios al consumidor (IPC) y la generación de la canasta básica de alimentos, que se utiliza en la medición de la pobreza. Al mismo tiempo, la ENIGH provee información para la compilación de la secuencia de las cuentas institucionales de los hogares del Sistema de Cuentas Nacionales (SCN) y la actualización de las estructuras de gasto que están implícitas en el año base de las cuentas.

En 2013, la ENIGH se realizó por sexta vez en Costa Rica —iniciándose el 1 de octubre de 2012 y concluyendo el 19 del mismo mes del año 2013— y estuvo a cargo del INEC.

se considera el hecho de que las necesidades de los menores pueden diferir de las de los adultos (Medina, 2001).

El método de muestreo utilizado corresponde a un diseño probabilístico de áreas, estratificado, bietápico y replicado para los dominios: nacional, zona urbana, zona rural y región de planificación. La unidad de selección son las viviendas individuales dentro del territorio nacional y las unidades de análisis son las viviendas, los hogares y las personas residentes permanentes en esas viviendas. El total de viviendas seleccionadas fue de 7.020, de las cuales se dispone de información final para 5.705 hogares. El sistema de recolección de los datos consistió en la visita a las viviendas y en entrevistas personales, además de la utilización de formularios para que el encuestado los llene con sus gastos diarios personales y del hogar.

En el análisis de la desigualdad serán utilizados tres tipos de ingresos: el corriente bruto total del hogar, el corriente bruto per cápita del hogar y el ingreso bruto de los perceptores de ingreso.

El ingreso bruto de los perceptores de ingreso (o ingreso laboral) se basa en la medición del ingreso bruto del trabajo, formado por el ingreso bruto monetario y no monetario (salarios brutos, salarios adicionales, salarios en especies de la ocupación principal y secundaria, y del patrono o trabajador por cuenta propia, más el autoconsumo del patrono o trabajador por cuenta propia). Este ingreso representó el 63% del ingreso corriente bruto total de los hogares costarricenses en el año 2013.

En el ingreso corriente bruto total de los hogares se incorpora este ingreso laboral más los ingresos de todos los miembros del hogar por concepto de<sup>4</sup>:

- Ingreso autónomo: corresponde a ingresos por ganancias y autoconsumo provenientes del trabajo autónomo (propietarios o por cuenta propia) no constituidos formalmente en sociedad, tanto agropecuarios como no agropecuarios.
- Ingresos netos por renta y alquiler: todo tipo de ingresos por alquileres; además rentas como intereses, dividendos y beneficios de cooperativas.
- Transferencias recibidas en dinero.
- Producción propia.
- Otros ingresos del trabajo: correspondientes a otros ingresos por ocupaciones anteriores o de menores de 15 años que trabajan.

<sup>4</sup> Según la recomendación del INEC, en las bases de datos de 2013 fueron descontados los regalos recibidos en especie, el trueque y las contribuciones sociales e impuestos de renta de los trabajadores independientes formales, dado que en 2004 no se contabilizaron bajo ese rubro. Además, para la base del año 2004 fueron descontadas de los ingresos por rentas de la propiedad, las ganancias netas y pagos del hogar realizados por la empresa del trabajador independiente formal, los que se suman al ingreso por trabajo independiente y como salario en especie, respectivamente, debido a que estos se consideran ingreso por trabajo en el marco conceptual utilizado en 2013 (INEC, 2014).

### 3. Metodología

Como ha sido expuesto hasta ahora, en este trabajo se analiza el cambio en la desigualdad del ingreso utilizando tres diferentes tipos de ingreso y tres diferentes medidas de desigualdad (coeficientes Gini, Theil y varianza del logaritmo del ingreso), además del análisis inicial de la curva de Lorenz.

Una consideración importante que usualmente es pasada por alto en los estudios con que se analiza la desigualdad, es que se omite el hecho de que el cálculo de los indicadores de desigualdad proviene de datos que fueron generados a partir de una encuesta, y que por lo tanto se derivan de un diseño muestral previo.

La omisión radica en que cualquier estimación derivada de una encuesta cuyo diseño muestral sea probabilístico es simplemente un posible valor que podría tener el verdadero valor poblacional, y por lo tanto, resulta necesario el cálculo de los errores estándar que permitan la creación de intervalos donde estaría ubicado el verdadero valor poblacional a un cierto nivel de confianza.

Sin embargo, algunos indicadores de desigualdad como el coeficiente de Gini no provienen de una distribución de probabilidad conocida, por consiguiente, es necesario recurrir a otras técnicas para intentar aproximar ese intervalo de confianza.

En este estudio se utiliza la técnica de *bootstrap*, método que se enmarca entre los procedimientos de remuestreo consistentes en generar un elevado número de muestras como base para estudiar el comportamiento de determinados estadísticos<sup>5</sup>. En el presente trabajo se generarán 5.000 muestras a partir de los datos.

Una vez realizadas las 5.000 iteraciones para cada año (del mismo indicador e ingreso), y al contar con dos vectores de la distribución del indicador, se aplicará una prueba para analizar las diferencias entre las distribuciones.

La prueba Mann-Whitney-Wilcoxon es una prueba no paramétrica para muestras independientes basada en rangos. Dado que no se puede asumir normalidad en la distribución de los vectores de los coeficientes de

<sup>5</sup> Los procedimientos basados en la técnica de *bootstrap* implican obviar los supuestos sobre la distribución teórica que siguen los estadísticos. En su lugar, la distribución del estadístico se determina simulando un número elevado de muestras aleatorias construidas directamente a partir de los datos observados (eliminando un elemento cada vez). Es decir, se utiliza la muestra original a objeto de generar a partir de ella nuevas muestras que sirvan de base para estimar inductivamente la forma de la distribución muestral de los estadísticos, en lugar de partir de una distribución teórica asumida *a priori* (Flores, 2005).

desigualdad, esta prueba es adecuada, pues la hipótesis nula es que ambas distribuciones (en este caso la de 2004 y la de 2013) provienen de poblaciones idénticas (también se conoce como una prueba de igualdad de medianas).

Conviene indicar que la prueba de Jarque-Bera para analizar la normalidad de los errores generó valores muy altos en todos los casos, y en consecuencia, una prueba de diferencia de medias como la prueba t no puede ser realizada, ya que los errores no se distribuyen normalmente, lo que refuerza la realización de la prueba Mann-Whitney-Wilcoxon, que es de hecho la versión no paramétrica de la habitual prueba t.

#### 4. Técnica de descomposición de Fields

Para poder descomponer el aporte de cada variable explicatoria a la desigualdad total de los ingresos laborales, se utiliza la técnica desarrollada por Gary S. Fields<sup>6</sup>.

Esta técnica, conocida como técnica de descomposición, se basa en la ecuación de salarios de Mincer, que puede ser reescrita para n variables de la siguiente manera:

$$\ln(Y_{it}) = \sum_{j=1}^n a_{ij} * X_{itj} + \varepsilon_{it} = \sum_{j=1}^n a_{ij} * Z_{itj}$$

donde:

$\ln(Y_{it})$  es el logaritmo natural de los ingresos mensuales,  $X_{itj}$  son las variables  $j$  asociadas a la persona  $i$  en el año  $t$ ,  $a_{ij}$  son los coeficientes que acompañan a cada variable, y  $\varepsilon_{it}$  es la parte de la variación de los ingresos entre los trabajadores que no puede ser explicada por la variación entre las variables incluidas en la ecuación.

Tomando la varianza de ambos lados de la ecuación de cambio en los ingresos, en el lado izquierdo se obtendría una de las medidas de desigualdad utilizadas en este trabajo: la varianza del logaritmo natural del ingreso, mientras que la varianza del lado derecho de la ecuación se puede manipular para obtener lo siguiente<sup>7</sup>:

<sup>6</sup> Esta técnica de descomposición y la técnica de descomposición de Yun se desarrollan según lo expuesto en Fields (2003).

<sup>7</sup> La descomposición se realiza como sigue: dado  $\ln(Y) = \sum_{j=1}^{j+2} a_j z_j$ , se tiene que  $Cov[\sum_{j=1}^{j+2} a_j z_j, \ln Y] = \sum_{j=1}^{j+2} Cov[a_j z_j, \ln Y]$ ; dado

$$1 = \frac{\sum_j Cov[a_j z_j, \ln Y]}{Var \ln Y} \cong \sum_j S_j$$

donde cada  $S_j$  es llamado “peso relativo del factor en la desigualdad”, y está dado por:

$$s_j = \frac{Cov[a_j z_j, \ln Y]}{Var(\ln Y)}$$

La ecuación anterior se puede interpretar como la medida en la proporción de la varianza del logaritmo de los ingresos que es explicada por cada variable regresora  $j$ .

Shorrocks (1982) demuestra que no es necesario descomponer por separado para cada medida de desigualdad, porque se obtiene el mismo peso porcentual para cada variable explicatoria utilizando el logaritmo de los ingresos. Dentro de estas medidas se tienen el coeficiente de Gini, el índice de Atkinson y el coeficiente de Theil<sup>8</sup>.

Sin embargo, las contribuciones porcentuales a los cambios en la desigualdad, sea que esta disminuya o aumente, dependen de cuál medida de desigualdad sea utilizada.

Para cualquier medida dada de desigualdad  $I(t)$ , se puede escribir el cambio en la desigualdad en términos de los pesos y las medidas de desigualdad para cada período:

$$I(2) - I(1) = \sum_j [S_{j2} * I(2) - S_{j1} * I(1)]$$

Con esta ecuación se puede calcular el aporte al cambio en la desigualdad de los ingresos que tuvo cada variable regresora para cualquier índice de desigualdad.

que el lado izquierdo de esta ecuación es la covarianza entre el logaritmo del ingreso y él mismo, es simplemente la varianza del  $\ln Y$ . Así:

$$Var \ln Y = \sum_{j=1}^{j+2} Cov[a_j z_j, \ln Y] \text{ dividiendo ambos lados por la varianza del logaritmo se obtiene: } 1 = \frac{\sum_{j=1}^{j+2} Cov[a_j z_j, \ln Y]}{Var \ln Y} \cong \sum_{j=1}^{j+2} S_j.$$

<sup>8</sup> La descomposición funciona solo si las variables son estrictamente lineales. Es por esto que se excluye la posibilidad de utilizar interacción entre las variables regresoras.

**5. Técnica de descomposición de Yun**

Otro tipo de descomposición posible mediante la utilización de la varianza del logaritmo del ingreso como la medida escogida de desigualdad, es la técnica de descomposición elaborada por Yun (2002), siguiendo el procedimiento desarrollado por Juhn, Murphy y Pierce (1993).

El efecto precio de una variable en la cuantía del cambio de una “distribución de ingreso 1” y una “distribución de ingreso 2” es definida por Juhn, Murphy y Pierce (1993) como la diferencia entre la desigualdad de la distribución 2 y la desigualdad de una distribución auxiliar que utiliza los precios de la distribución 1 y las cantidades y residuos de la distribución 2:

$$\ln Y_{aux} = \sum_j a_{1j} * X_{i2j} + \varepsilon_{j2} = \sum_j a_{1j} * Z_{i2j} = I_{aux}$$

$$\begin{aligned} & \text{Var}(\ln Y_2) - \text{Var}(\ln Y_1) \\ &= \sum_j \left[ a_{j2} \sigma(Z_{j2}) \text{Cor}(Z_{j2}, \ln Y_2) \sigma(\ln Y_2) - a_{j1} \sigma(Z_{j2}) \text{Cor}(Z_{j2}, \ln Y_{aux}) \sigma(\ln Y_{aux}) \right] \\ &+ \sum_j \left[ a_{j1} \sigma(Z_{j2}) \text{Cor}(Z_{j2}, \ln Y_{aux}) \sigma(\ln Y_{aux}) - a_{j1} \sigma(Z_{j1}) \text{Cor}(Z_{j1}, \ln Y_1) \sigma(\ln Y_1) \right] \end{aligned}$$

donde las variables de la ecuación anterior tienen la siguiente interpretación: cada término de la primera sumatoria es el efecto precio de la *j*-ésima variable, mientras que cada término en la segunda sumatoria es el efecto cantidad de la *j*-ésima variable, es decir, de cada regresora.

$$\begin{aligned} 1 &= \frac{\left[ a_{j2} \sigma(Z_{j2}) \text{Cor}(Z_{j2}, \ln Y_2) \sigma(\ln Y_2) - a_{j1} \sigma(Z_{j2}) \text{Cor}(Z_{j2}, \ln Y_{aux}) \sigma(\ln Y_{aux}) \right]}{S_{j2} - S_{j1}} \\ &+ \frac{\left[ a_{j1} \sigma(Z_{j2}) \text{Cor}(Z_{j2}, \ln Y_{aux}) \sigma(\ln Y_{aux}) - a_{j1} \sigma(Z_{j1}) \text{Cor}(Z_{j1}, \ln Y_1) \sigma(\ln Y_1) \right]}{S_{j2} - S_{j1}} \end{aligned}$$

donde el primer término es la contribución porcentual del efecto precio y el segundo es la contribución porcentual del efecto cantidad.

La varianza del logaritmo de la regresión de ingreso auxiliar se puede descomponer como:

$$\sigma^2(\ln Y_{aux}) = \sum_j a_{j1} \sigma(Z_{j2}) \text{Cor}(Z_{j2}, \ln Y_{aux}) \sigma(\ln Y_{aux})$$

Al utilizar la distribución auxiliar, se tiene que la diferencia en la desigualdad entre los períodos 1 y 2 puede ser expresada como:

$$I_2 - I_1 = (I_2 - I_{aux}) + (I_{aux} - I_1)$$

Lo que, para la varianza del logaritmo, se descompone como:

Finalmente, para saber qué fracción del peso de la desigualdad de cada regresora es atribuida al efecto precio de esa regresora y qué fracción es efecto cantidad, se toman los términos de la *j*-ésima variable y se dividen por el cambio en el peso de la desigualdad de ese factor:

## IV

### Resultados

El análisis de resultados para examinar el comportamiento de la desigualdad de los ingresos en Costa Rica, para los años 2004 y 2013, se presenta según el tipo de ingreso, e incorporando en cada caso las diferentes medidas de desigualdad expuestas en la primera parte.

#### 1. Desigualdad en el ingreso corriente bruto total del hogar

En este caso, la unidad de análisis es el hogar. En el año 2004, la ENIGH estimó 1.152.588 hogares en el país costarricense, en tanto que en 2013 se estimó un total de 1.396.747 hogares.

En el gráfico 1 se muestra la curva de Lorenz para este tipo de ingreso.

Puede apreciarse claramente que el área de la curva de Lorenz del año 2013 (punteada) está completamente contenida en el área de la curva de Lorenz del año 2004. En este caso, a partir de este gráfico se puede concluir que la desigualdad del ingreso corriente bruto total del hogar disminuyó del año 2004 al 2013.

Esta situación en la que dos curvas de Lorenz no se intersectan (excepto en sus extremos) no es tan usual, pero cuando se produce permite realizar un análisis directo del comportamiento de la desigualdad.

Sin embargo, es importante aclarar que si bien la desigualdad de ingresos medida por el ingreso corriente bruto total del hogar disminuyó, la situación sigue siendo muy desigual: el 20% de los hogares más ricos del país concentran más del 55% de los ingresos corrientes totales.

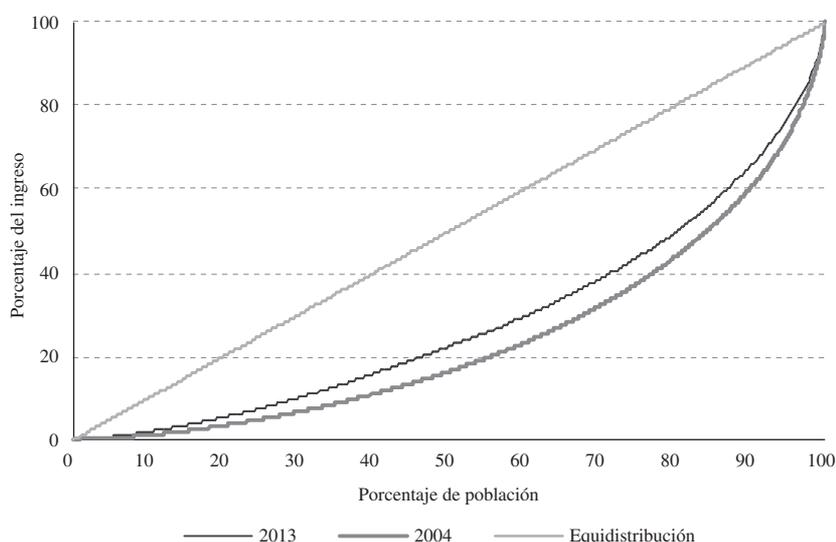
El coeficiente de Gini confirma lo expuesto hasta el momento. Este coeficiente representa el área entre la línea de equidistribución y la curva de Lorenz. El coeficiente de Gini estimado pasa de 0,5189 en el año 2004 a 0,5041 en 2013.

Al aplicar la prueba de Mann-Whitney-Wilcoxon para el coeficiente de Gini, se puede concluir a un nivel de significancia del 5% que los datos de dicho coeficiente para los años 2004 y 2013 no provienen de poblaciones idénticas (véase el anexo 1 con las estimaciones).

El índice de Theil estimado para esta distribución del ingreso también muestra una disminución significativa

GRÁFICO 1

Costa Rica: curva de Lorenz del ingreso corriente bruto total del hogar, 2004 y 2013



Fuente: Elaboración propia.

de la medición de la desigualdad, al pasar 0,517 a 0,477 en los años estudiados; lo mismo ocurre con la otra medida de desigualdad utilizada, la varianza del logaritmo de los ingresos, que disminuye de 0,99 a 0,87 (véase el anexo 1).

## 2. Desigualdad en el ingreso corriente bruto per cápita del hogar

En este caso, la unidad de análisis es cada individuo de la población del país, ya que el ingreso de cada hogar se divide proporcionalmente entre el número de miembros de cada hogar. En el año 2004, la ENIGH estimó 4.267.262 personas en Costa Rica, en tanto que en 2013 se estimó un total de 4.697.002 habitantes.

En el gráfico 2 se observa la curva de Lorenz para este tipo de ingreso.

La situación con el ingreso corriente bruto per cápita del hogar es más engañosa a simple vista, ya que las curvas de Lorenz se intersectan en un punto. Es imposible, por lo tanto, concluir respecto de la desigualdad guiándose únicamente por las curvas de Lorenz.

El coeficiente de Gini para el ingreso corriente bruto per cápita es de 0,5348 en 2004 y de 0,5338 en 2013. Esto significa que el área bajo la curva de Lorenz permaneció prácticamente inalterada entre ambos años, aunque sí se puede afirmar que hubo una muy leve disminución en 2013.

Al realizar la prueba de Mann-Whitney-Wilcoxon, los resultados no muestran diferencia (para la prueba de una cola), por lo que no se rechaza la hipótesis nula de que ambos conjuntos de datos provengan de la misma distribución.

El coeficiente de Gini es un área, y por lo tanto esta puede ser expresada en porcentajes. Así, el coeficiente de Gini del ingreso corriente bruto per cápita cambia de 53,4% a 53,3%, lo que en términos prácticos no significa una disminución importante en la desigualdad, según fue probado mediante la prueba citada.

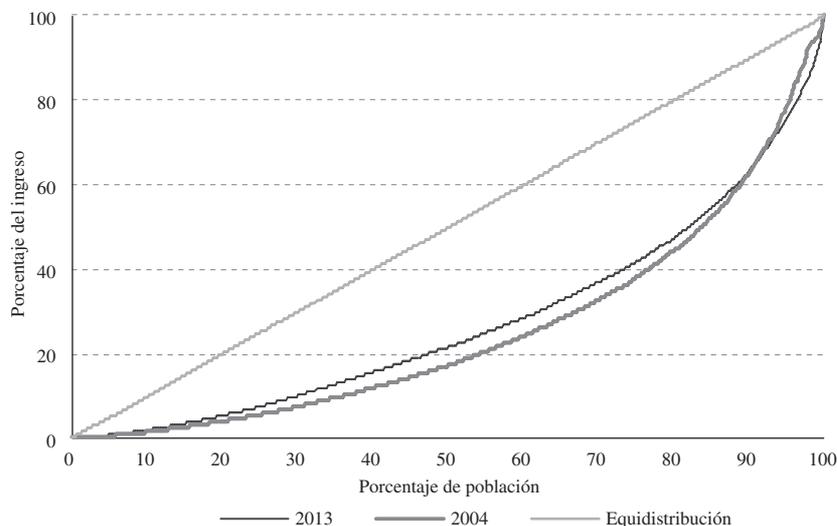
Al utilizar el coeficiente de entropía de Theil para analizar la desigualdad, el resultado señala una disminución de este índice que baja de 0,574 a 0,547, siendo esta reducción estadísticamente significativa.

Mediante el cálculo de la varianza del logaritmo del ingreso lo que se observa es, por el contrario, un leve incremento en el valor estimado, ya que este crece de 0,957 a 0,965; sin embargo, al igual de lo sucedido con el coeficiente de Gini para este ingreso, esta variación no es estadísticamente significativa (véase el anexo 1).

En síntesis, al utilizar el ingreso corriente bruto per cápita para analizar la variación en la desigualdad de los ingresos del año 2004 al 2013, los resultados obtenidos no permiten llegar a una conclusión contundente, aunque sí se puede afirmar que bajo esta distribución de ingreso la desigualdad no aumentó, o se mantuvo en niveles

GRÁFICO 2

Costa Rica: curva de Lorenz del ingreso corriente bruto per cápita del hogar, 2004 y 2013



Fuente: Elaboración propia.

que para efectos prácticos no muestran variación en la desigualdad de los ingresos.

### 3. Desigualdad en el ingreso laboral de los perceptores

En este caso, la unidad de análisis es el individuo, pero solo los perceptores de ingresos laborales entre 15 y 65 años de edad. En el año 2004 se estiman 1.397.128 personas perceptoras de ingreso laboral, en tanto que en 2013 se estimó un total de 1.542.150 trabajadores en el mercado laboral costarricense.

En el gráfico 3 se aprecia la curva de Lorenz para este tipo de ingreso.

Al igual que en el caso anterior, las curvas no pueden ser comparadas a simple vista.

El coeficiente de Gini aumenta cuando se trata de analizar la distribución del ingreso laboral. Este coeficiente pasa de 0,5027 a 0,5218, un crecimiento importante de casi dos puntos base. La curva de Lorenz muestra que antes de la intersección de las curvas, el área es más amplia para el año 2004, pero después de la intersección la curva del año 2013 es la más alejada de la línea de equidistribución, y —de acuerdo con lo obtenido por los coeficientes de Gini— la diferencia en el área de las curvas para la población que está después de la intersección es mayor que la precedente.

La diferencia es estadísticamente significativa, según la prueba de Mann-Whitney-Wilcoxon.

El índice de Theil y la varianza del logaritmo de los ingresos laborales confirman la tendencia al crecimiento de la desigualdad al comparar los años 2004 y 2013 (véase el anexo 1).

### 4. ¿Por qué la desigualdad en los ingresos laborales aumenta del año 2004 al 2013?

Como se expuso en la sección II, a diferencia del ingreso del hogar, el ingreso laboral de las personas puede ser relacionado con una serie de variables asociadas al nivel de ingreso de un individuo.

Para el modelo que será presentado a continuación fueron incorporadas las siguientes variables: educación, horas trabajadas mensualmente, tamaño de la empresa, años de experiencia, sector (público/privado), sexo, zona (urbana/rural) y condición de inmigración.

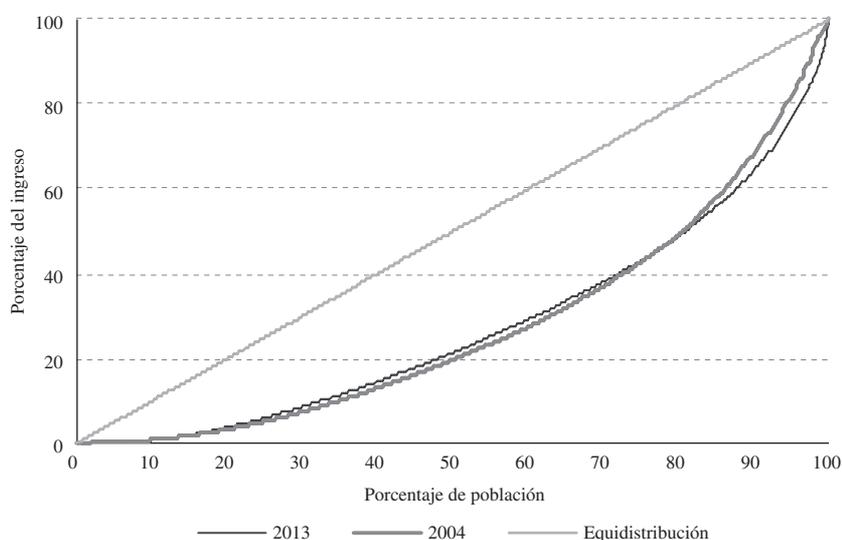
En el cuadro 1 se presentan los resultados de la aplicación de la técnica de descomposición de Fields para el modelo<sup>9</sup>.

Al igual que en estudios previos para Costa Rica (véanse Gindling y Trejos, 2003 y 2006; Fernández y Del Valle, 2011), el nivel educativo de los individuos y el tipo de jornada de trabajo son las dos principales

<sup>9</sup> Según los criterios de información de Akaike y Bayesiano, los datos utilizados se ajustan mejor con un modelo Gaussiano con función de enlace identidad que con la distribución Gamma, de la familia exponencial de modelos lineales generalizados.

GRÁFICO 3

Costa Rica: curva de Lorenz del ingreso laboral de los perceptores, 2004 y 2013



Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 1

**Costa Rica: contribución de cada variable a la explicación de la variabilidad en la desigualdad de ingresos laborales, 2004 y 2013**  
(En porcentajes)

| Variable               | 2004  | 2013  |
|------------------------|-------|-------|
| Nivel educativo        | 17,6  | 16,9  |
| Horas de trabajo       | 16,4  | 18,0  |
| Tamaño de la empresa   | 7,3   | 8,0   |
| Años de experiencia    | 5,4   | 5,8   |
| Sector público/privado | 4,3   | 5,6   |
| Sexo                   | 3,0   | 2,9   |
| Zona de residencia     | 1,8   | 1,3   |
| Inmigrante             | 0,0   | 0,0   |
| Total explicado        | 55,8  | 58,6  |
| Total no explicado     | 44,2  | 41,4  |
| Total                  | 100,0 | 100,0 |

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares de Costa Rica de 2004 y 2013.

variables que dan cuenta de la variabilidad en los ingresos laborales (sin tomar en cuenta el término de error), ya que entre ambas se logra explicar la tercera parte de la variabilidad de dichos ingresos.

Un segundo grupo de variables aportan una fracción moderadamente grande de la desigualdad en el ingreso del trabajo; estas son las diferencias debidas al tamaño de

la empresa (pequeñas de 1 a 9 empleados, medianas de 10 a 29 empleados y grandes más de 30 empleados), los años de experiencia laboral del individuo (aproximados mediante la inclusión de su edad) y el sector en que trabaje (los empleados públicos obtienen en promedio salarios más elevados que los trabajadores del sector privado).

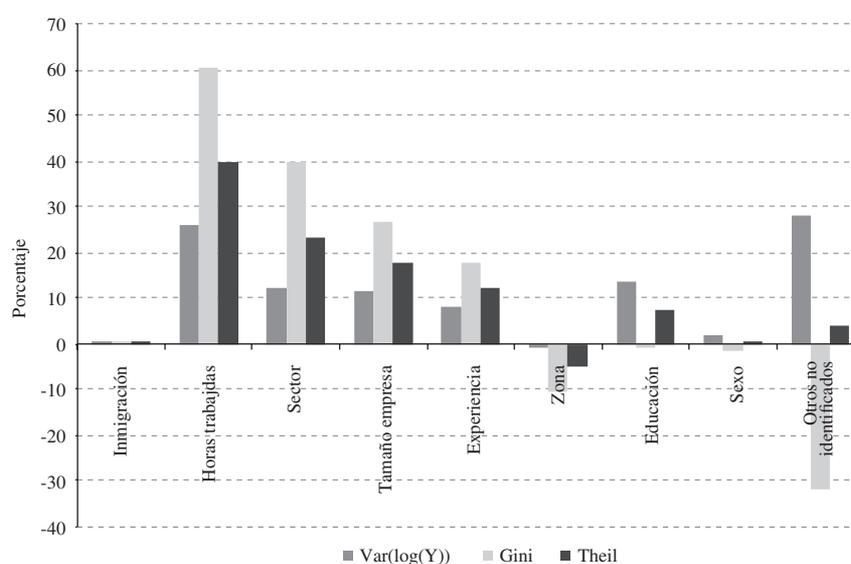
La variabilidad en los ingresos laborales debida al género es pequeña cuando se controla por los demás factores (3%), al igual que las diferencias por residir en zona urbana o zona rural, en tanto que la variable que captura el efecto de la condición de inmigrante fue incluida en el modelo solo con el fin de mostrar que no es una variable significativa para explicar la desigualdad en los ingresos laborales en Costa Rica (véase el anexo 2 con los resultados de la estimación del modelo de regresión).

Según se mostró, la desigualdad en el ingreso laboral de los perceptores de ingreso (asalariados, patronos y por cuenta propia) se incrementó del año 2004 al 2013 para los tres indicadores utilizados: el coeficiente de Gini aumentó de 0,503 a 0,522; el coeficiente de Theil pasó de 0,479 a 0,515, y la varianza del logaritmo natural del ingreso laboral creció de 1,256 a 1,499.

Al utilizar la técnica de descomposición de Yun es posible estimar cuál fue el peso relativo de cada uno de los factores mostrados en el cuadro 1 en el incremento de la desigualdad del ingreso laboral para cada uno de los indicadores. En el gráfico 4 se observan los resultados.

GRÁFICO 4

**Costa Rica: contribución porcentual de cada factor al incremento en la desigualdad del ingreso laboral del año 2004 al 2013 según indicador**



**Fuente:** Elaboración propia.

Sin tomar en cuenta el factor de la condición de inmigrante (que no es estadísticamente significativo), cuatro factores tuvieron una contribución porcentual positiva al aumento en la desigualdad para los tres indicadores: la dispersión por horas trabajadas, el sector de trabajo (público/privado), el tamaño de la empresa y la experiencia laboral.

Por el contrario, solo un factor tuvo una contribución porcentual negativa a la desigualdad para los tres indicadores, este fue la zona de residencia; es decir, la zona en que residen los individuos de la población trabajadora incidió en la reducción de la desigualdad (que lógicamente fue compensada por los demás factores, ya que el efecto neto fue de un aumento en la desigualdad del ingreso laboral).

A diferencia de los cinco factores antes mencionados, dos tuvieron un efecto ambiguo, vale decir que, dependiendo del indicador de desigualdad utilizado, propiciaron o un aumento o una disminución de la desigualdad; estos son la educación y el sexo del individuo (el residuo u otros factores no identificados tuvieron un efecto similar).

En el gráfico 4 se muestra entonces que cada factor puede tener un efecto diferente en el incremento de la desigualdad según sea el indicador utilizado, por eso es necesario analizar cada uno por separado. Con ese propósito, en el cuadro 2 aparece la contribución porcentual de cada variable al aumento de la desigualdad.

Con respecto a la varianza del logaritmo natural del ingreso, prácticamente todas las variables tuvieron un efecto positivo en la desigualdad, es decir, todas contribuyeron al incremento de la desigualdad medida por

este indicador. Las variables introducidas en el modelo logran explicar el 72% del incremento de la desigualdad, donde la dispersión por horas trabajadas y la educación son sus principales potenciadores.

En el caso del coeficiente de Gini, no todos tuvieron un efecto positivo en la desigualdad. Cuatro variables contribuyeron al aumento: la dispersión por horas trabajadas, el sector de trabajo, el tamaño de la empresa y la experiencia laboral, en tanto que la zona, y en menor medida la educación y el sexo, tuvieron un efecto contrario, es decir, incidieron en la reducción de la desigualdad medida por el coeficiente de Gini.

En el caso del coeficiente de Theil, prácticamente todas las variables sumaron para el incremento de la desigualdad, donde destacan la dispersión por horas trabajadas, el sector de trabajo y el tamaño de la empresa.

Del análisis anterior se desprenden algunas consideraciones que es importante tener en cuenta en el momento de estudiar el comportamiento de la desigualdad de ingresos en Costa Rica.

No importa cuál sea el indicador utilizado, el factor que más pesó en el incremento de la desigualdad del ingreso laboral es la dispersión en las horas trabajadas. Esto no se debió a crecimientos diferenciados relevantes en los salarios por tipo de jornada laboral, sino más bien al cambio en la distribución de los trabajadores, ya que aumentó la proporción de trabajadores que laboran jornadas completas y horas extra.

A diferencia de investigaciones previas (Gindling y Trejos, 2003 y 2006; Fernández y Del Valle, 2011), la variabilidad en los ingresos proveniente del sector de trabajo gravitó notablemente en el aumento de la desigualdad en Costa Rica, y fue sobre todo elevado en el coeficiente de Gini. En este caso, la influencia no se produjo debido al cambio en la distribución de la variable (los trabajadores públicos aumentan de 15% a 18% en el mercado laboral costarricense durante este período), sino al denominado efecto precio o “premio al sector público”, que no consiste en otra cosa que las diferencias salariales de los sectores.

Según las ENIGH, los salarios reales crecieron tanto en el sector privado como en el público, pero mucho más rápido en el segundo caso (15% comparado con 27%, véase el anexo 4). Esta situación se produjo tanto por los aumentos salariales semestrales en el sector público costarricense, como por incentivos pagados en este sector de los que pueden disfrutar prácticamente todos los funcionarios públicos del país<sup>10</sup>, así como por

CUADRO 2

**Costa Rica: contribución porcentual de cada factor al incremento en la desigualdad del ingreso laboral del año 2004 al 2013 según indicador**

(En porcentajes)

| Variable               | Var(log(Y)) | Gini  | Theil |
|------------------------|-------------|-------|-------|
| Horas trabajadas       | 25,8        | 60,2  | 39,5  |
| Sector                 | 11,9        | 39,5  | 22,9  |
| Tamaño empresa         | 11,6        | 26,9  | 17,7  |
| Experiencia            | 8,1         | 17,8  | 11,9  |
| Zona                   | -0,9        | -10,5 | -4,7  |
| Educación              | 13,5        | -1,2  | 7,7   |
| Sexo                   | 2,1         | -1,5  | 0,6   |
| Otros no identificados | 27,8        | -31,6 | 4,1   |
| Inmigración            | 0,1         | 0,4   | 0,2   |
| Total                  | 100,0       | 100,0 | 100,0 |

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares de Costa Rica de 2004 y 2013.

<sup>10</sup> Por ejemplo, la anualidad es un incentivo que incrementa el salario de los funcionarios públicos por el simple hecho de haber trabajado

la implementación de una política de ajustes salariales aplicada entre los años 2007 y 2010, que procuraba elevar los salarios de los funcionarios públicos con menor escala salarial para equiparlos con los de otros funcionarios cuyas funciones eran similares, pero en otras instituciones con escalas salariales más altas<sup>11</sup>.

Si bien el nivel educativo es uno de los dos factores que más explica la desigualdad de ingresos en un año

un año completo en la institución pública, y no se encuentra ligado a criterios de productividad o evaluación rigurosa del desempeño del trabajador. La dedicación exclusiva o la prohibición son incentivos que incrementan en un 20%, un 55% o un 65% el salario base de los funcionarios públicos con la intención de que estos se dediquen por completo a trabajar para la institución pública, y que no puedan ser contratados para otras labores en otras empresas, pero este beneficio se ha entregado a prácticamente todos los funcionarios profesionales de dicho sector sin un análisis de necesidades reales de tal incentivo.

<sup>11</sup> La llamada política del “percentil 50”, que fue acordada en el año 2007 y terminó de aplicarse en 2010, consistió en aumentar los salarios del gobierno central con el percentil 50 de los salarios del sector público autónomo no financiero (véase Loría y Umaña, 2014).

particular (véase el cuadro 2) solo cuando se utiliza la varianza del logaritmo del ingreso, fue uno de los principales propulsores del crecimiento de la desigualdad del año 2004 al 2013, y en el caso del coeficiente de Gini su aporte a la variación de la desigualdad fue prácticamente nulo.

La desigualdad generada por la titulación educativa es propiciada en su mayor parte por el nivel de educación superior, ya que el efecto premio o premio a la educación de tener un título universitario sobrepasa al de los demás niveles educativos (véase el anexo 2).

Sin embargo, el verdadero efecto del nivel educativo puede estar sesgado debido a la alta correlación con el sector de trabajo público; en efecto, mientras que solo el 20% de los trabajadores del sector privado tienen educación superior, el 66% de los trabajadores del sector público cuentan al menos con un año de estudios universitarios, y tuvieron incrementos promedio en sus salarios reales del 25%, muy superior al 5% de incremento en el salario real promedio de los trabajadores con título universitario del sector privado (véase el anexo 5).

## V

### Conclusiones

Al comparar los años 2004 y 2013 no se puede hablar de un incremento o una disminución generalizada de la desigualdad; por el contrario, hay que detenerse a pensar en cuál distribución del ingreso es la que se desea analizar para obtener conclusiones sobre el cambio en la desigualdad.

Los resultados de esta investigación muestran que la variación en la desigualdad de los ingresos es distinta, según sea el tipo de ingreso analizado.

Si la definición de políticas sociales se centra en mejorar la situación de los hogares costarricenses, siendo el hogar la unidad de medida y el foco de la política (sin importar el número de miembros de cada hogar), se puede afirmar que la distribución del ingreso entre los hogares más pobres y los de mayores recursos mostró una mejoría al comparar exclusivamente los años 2004 y 2013, lo que se traduce en una reducción de la desigualdad.

Si por el contrario el interés se pone en el mercado laboral y entre los perceptores de ingreso, existe evidencia contundente para concluir que la desigualdad en los ingresos laborales aumentó del año 2004 al 2013.

En el caso del ingreso per cápita, deben tenerse en cuenta algunos aspectos antes de utilizarlo como medida

de desigualdad. En primer lugar, este es un ingreso ficticio, en el sentido de que ningún miembro del hogar lo percibe, sino que se trata de la división equitativa del ingreso total del hogar entre sus miembros, asignándole este ingreso ficticio tanto a los miembros del hogar que pertenecen a la fuerza laboral, como a los que no forman parte de la población económicamente activa, tales como párvulos, niños y adultos mayores.

En segundo lugar, y derivado de lo anterior, el ingreso per cápita no toma en cuenta el hecho de que las necesidades de los menores pueden diferir de las de los adultos. El uso de la variable per cápita lleva implícito el supuesto de que el ingreso genera la misma utilidad para todas las personas, es decir, que el costo de alcanzar un nivel de bienestar determinado es el mismo para cualquier persona del hogar, independientemente de características como el número de sus miembros, o su sexo y edad.

Sin embargo, los estudios en que se intenta corregir este problema de economías de escala, utilizando las escalas de equivalencia, igualmente basan sus estimaciones en una serie de supuestos que tampoco permiten depurar completamente el componente per cápita, ya que las

escalas de equivalencia son, en general, muy sensibles a las especificaciones del modelo (véanse Alonzo y Mancero, 2011; Trejos y Oviedo, 2006 y 2012).

Además de los problemas teóricos que involucra la utilización del ingreso per cápita, los resultados de la variación en la distribución del ingreso para Costa Rica para los años 2004 y el 2013 no muestran con claridad un movimiento hacia arriba o hacia abajo, sino variaciones muy pequeñas con las que, en general, solo se puede concluir que bajo este ingreso la desigualdad no aumentó.

Por otra parte, las técnicas de descomposición utilizadas permiten demostrar que el tipo de jornada laboral (la dispersión por horas trabajadas) y el nivel educativo continúan siendo los principales factores que explican la desigualdad en los ingresos laborales de un año particular.

Incluso más revelador es el hecho de que el aumento de la desigualdad medida a través del ingreso laboral está marcadamente propiciado por las diferencias salariales en los sectores de trabajo público y privado, y reforzado por los incrementos de los salarios reales del sector público, que superan por mucho a los del sector privado, especialmente en el nivel universitario.

Es normal e incluso sano en una economía que el mercado laboral premie con un salario más alto el esfuerzo de un mayor nivel educativo y una mayor capacitación, si se mantienen al menos las condiciones mínimas de salario para el resto de trabajadores que no tienen estudios universitarios y se respeten las garantías laborales, pero la existencia de un premio adicional creado artificialmente genera distorsiones que inciden en la desigualdad.

## ANEXOS

## ANEXO 1

**Costa Rica: estimación de medidas de desigualdad del ingreso por tipo de ingreso, según años 2004 y 2013**

| Año       | Ingreso corriente bruto per cápita sin valor locativo |          |       | Ingreso corriente bruto total sin valor locativo |          |       | Ingreso bruto asalariado           |          |       |
|-----------|---|----------|-------|--|----------|-------|------------------------------------|----------|-------|
|           | L.inf   | Estimado | L.sup | L.inf  | Estimado | L.sup | L.inf                              | Estimado | L.sup |
|           | Coeficiente de Gini*                                  |          |       | Coeficiente de Gini                              |          |       | Coeficiente de Gini                |          |       |
| 2004      | 0,525   | 0,535    | 0,544 | 0,504  | 0,519    | 0,534 | 0,489                              | 0,503    | 0,516 |
| 2013      | 0,524   | 0,534    | 0,544 | 0,487  | 0,504    | 0,521 | 0,506                              | 0,522    | 0,538 |
| Variación | 0,00  | 0,00     | 0,00  | -0,02  | -0,01    | -0,01 | 0,02                               | 0,02     | 0,02  |
| Año       | Índice de entropía de Theil                           |          |       | Índice de entropía de Theil                      |          |       | Índice de entropía de Theil        |          |       |
| 2004      | 0,542   | 0,574    | 0,606 | 0,465  | 0,517    | 0,569 | 0,440                              | 0,479    | 0,518 |
| 2013      | 0,525   | 0,547    | 0,569 | 0,441  | 0,477    | 0,514 | 0,485                              | 0,515    | 0,544 |
| Variación | -0,02   | -0,03    | -0,04 | -0,02  | -0,04    | -0,06 | 0,04                               | 0,04     | 0,03  |
| Año       | Varianza del logaritmo del ingreso*                   |          |       | Varianza del logaritmo del ingreso               |          |       | Varianza del logaritmo del ingreso |          |       |
| 2004      | 0,931   | 0,957    | 0,983 | 0,942  | 0,993    | 1,044 | 1,185                              | 1,256    | 1,326 |
| 2013      | 0,944   | 0,965    | 0,986 | 0,837  | 0,870    | 0,903 | 1,423                              | 1,499    | 1,575 |
| Variación | 0,01  | 0,01     | 0,00  | -0,10  | -0,12    | -0,14 | 0,24                               | 0,24     | 0,25  |

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares de Costa Rica, 2004 y 2013.

Nota: El valor locativo es otra fuente de ingreso no monetario y está constituido por el valor del alquiler imputado de la vivienda propia, que es un ingreso no percibido en dinero, pero que concede un beneficio al hogar por el servicio de alojamiento que les produce a sus propietarios. L.inf y L.sup corresponden a los límites inferior y superior del intervalo al 95% de confianza calculado mediante la técnica de *bootstrap*.

\* La variación en el indicador del año 2004 al año 2013 no es estadísticamente significativa.

ANEXO 2

## Coeficientes de las regresiones lineales estimadas

| Variable   | 2004         |           | 2013         |           |
|--|--------------|-----------|--------------|-----------|
|  | Coefficiente | e.e.      | Coefficiente | e.e.      |
| Constante  | 6,5134       | (0,1391)  | 6,4270       | (0,1384)  |
| Mujer  | -0,3669      | (0,0242)  | -0,4060      | (0,0232)  |
| Edad   | 0,0804       | (0,0056)  | 0,1185       | (0,0058)  |
| Edad al cuadrado   | -0,0009      | (0,00007) | -0,0013      | (0,00007) |
| Urbana   | 0,1762       | (0,0241)  | 0,1794       | (0,0236)  |
| Primaria incompleta  | 0,3094       | (0,0757)  | 0,2156       | (0,0747)  |
| Primaria completa  | 0,4073       | (0,0732)  | 0,2792       | (0,0717)  |
| Secundaria incompleta  | 0,5603       | (0,0755)  | 0,4757       | (0,0730)  |
| Secundaria completa  | 0,7738       | (0,0782)  | 0,6822       | (0,0748)  |
| Universitaria  | 1,3889       | (0,0762)  | 1,3716       | (0,0746)  |
| Horas (en logaritmo)   | 0,6849       | (0,0199)  | 0,7060       | (0,0178)  |
| Público  | 0,3700       | (0,0344)  | 0,4471       | (0,0316)  |
| 10 a 29 empleados  | 0,3347       | (0,0326)  | 0,3425       | (0,0305)  |
| 30 o más empleados   | 0,4293       | (0,0257)  | 0,4840       | (0,0254)  |
| Inmigrante*  | -0,0471      | (0,0354)  | -0,0019      | (0,0327)  |
| R <sup>2</sup> : proporción de la variabilidad total explicada por las covariables | 0,5577       |           | 0,5855       |           |
| Cuadrado medio de error  | 0,57         |           | 0,65         |           |
| Nº de observaciones  | 4 990        |           | 5 955        |           |

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares de Costa Rica de 2004 y 2013.

Nota: e.e.: Error estándar del coeficiente; \* variable no significativa a un nivel del 1% para ambos años.

ANEXO 3

## Resultados de la descomposición del cambio en la desigualdad aplicando la técnica de descomposición de Yun

| Variable              | Efecto precio | Efecto cantidad | Efecto total |
|-----------------------|---------------|-----------------|--------------|
| Residuo               | -0,00002      | 0,07318         | 0,07316      |
| Mujer                 | -0,00708      | 0,01249         | 0,00540      |
| Edad                  | 0,11294       | -0,03984        | 0,07310      |
| Edad al cuadrado      | -0,06262      | 0,01071         | -0,05190     |
| Urbana                | 0,00947       | -0,01184        | -0,00237     |
| Primaria incompleta   | -0,00071      | 0,00887         | 0,00816      |
| Primaria completa     | -0,03006      | 0,04595         | 0,01589      |
| Secundaria incompleta | -0,05766      | 0,04852         | -0,00914     |
| Secundaria completa   | -0,00019      | -0,01380        | -0,01399     |
| Universitaria         | 0,36127       | -0,32655        | 0,03472      |
| Horas (en logaritmo)  | 0,10418       | -0,03619        | 0,06800      |
| Público               | 0,05215       | -0,02075        | 0,03141      |
| 10 a 29 empleados     | 0,00905       | -0,00830        | 0,00075      |
| 30 o más empleados    | 0,02933       | 0,00037         | 0,02969      |
| Inmigrante            | 0,00738       | -0,00720        | 0,00019      |
| Total                 | 0,52744       | -0,26437        | 0,26307      |

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares de Costa Rica de 2004 y 2013.

## ANEXO 4

**Costa Rica: distribución de los trabajadores en el mercado laboral y promedio del salario real, 2004 y 2013**

| Categoría                       | Proporción de trabajadores |       |                               | Salario real promedio |         |                               |
|---------------------------------|----------------------------|-------|-------------------------------|-----------------------|---------|-------------------------------|
|                                 | 2004                       | 2013  | Variación<br>(en porcentajes) | 2004                  | 2013    | Variación<br>(en porcentajes) |
| <b>Por sexo</b>                 |                            |       |                               |                       |         |                               |
| Hombres                         | 64,3                       | 59,0  | -5,3                          | 426 370               | 505 979 | 18,7                          |
| Mujeres                         | 35,7                       | 41,0  | 5,3                           | 301 653               | 414 330 | 37,4                          |
| Total                           | 100,0                      | 100,0 | 0,0                           |                       |         |                               |
| <b>Por sector</b>               |                            |       |                               |                       |         |                               |
| Privado                         | 84,6                       | 81,6  | -3,1                          | 319 985               | 366 614 | 14,6                          |
| Público                         | 15,4                       | 18,4  | 3,1                           | 722 252               | 918 402 | 27,2                          |
| Total                           | 100,0                      | 100,0 | 0,0                           |                       |         |                               |
| <b>Por nivel educativo</b>      |                            |       |                               |                       |         |                               |
| Sin educación                   | 2,2                        | 1,9   | -0,3                          | 153 333               | 174 702 | 13,9                          |
| Primaria incompleta             | 12,9                       | 8,6   | -4,3                          | 180 547               | 197 284 | 9,3                           |
| Primaria completa               | 30,2                       | 25,2  | -5,0                          | 219 422               | 238 256 | 8,6                           |
| Secundaria incompleta           | 18,8                       | 20,3  | 1,5                           | 270 566               | 271 190 | 0,2                           |
| Secundaria completa             | 13,2                       | 15,5  | 2,2                           | 366 089               | 374 609 | 2,3                           |
| Universitaria                   | 22,6                       | 28,6  | 5,9                           | 837 238               | 963 502 | 15,1                          |
| Total                           | 100,0                      | 100,0 | 0,0                           |                       |         |                               |
| <b>Por tamaño de la empresa</b> |                            |       |                               |                       |         |                               |
| Menos de 10 empleados           | 47,0                       | 39,7  | -7,3                          | 250 746               | 256 113 | 2,1                           |
| De 10 a 29 empleados            | 14,6                       | 17,8  | 3,2                           | 421 438               | 469 786 | 11,5                          |
| De 30 a más empleados           | 38,4                       | 42,5  | 4,0                           | 527 106               | 666 382 | 26,4                          |
| Total                           | 100,0                      | 100,0 | 0,0                           |                       |         |                               |

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares de Costa Rica de 2004 y 2013.

Nota: Salarios reales referidos a colones costarricenses de abril de 2013.

## ANEXO 5

**Costa Rica: distribución de los trabajadores y promedio del salario real por sector de trabajo según nivel educativo, 2004 y 2013**

| Nivel educativo       | Proporción de trabajadores<br>(en porcentajes) |         |         |         | Salario real promedio |         |         |           |
|-----------------------|--|---------|---------|---------|-----------------------|---------|---------|-----------|
|                       | 2004   |         | 2013    |         | 2004                  |         | 2013    |           |
|                       | Privado  | Público | Privado | Público | Privado               | Público | Privado | Público   |
| Sin educación         | 2,6  | 0,2     | 2,3     | 0,0     | 151 058               | 290 044 | 174 446 | 245 055   |
| Primaria incompleta   | 15,1   | 0,9     | 10,3    | 1,2     | 177 751               | 429 939 | 188 726 | 525 825   |
| Primaria completa     | 33,7   | 10,9    | 29,0    | 8,0     | 206 912               | 431 878 | 228 986 | 386 151   |
| Secundaria incompleta | 20,4   | 10,1    | 22,8    | 9,4     | 255 844               | 434 643 | 249 309 | 505 665   |
| Secundaria completa   | 12,1   | 19,7    | 15,6    | 14,8    | 317 376               | 529 937 | 335 361 | 558 198   |
| Universitaria         | 16,2   | 58,1    | 20,0    | 66,6    | 797 368               | 898 361 | 839 152 | 1 128 372 |
| Total                 | 100,0  | 100,0   | 100,0   | 100,0   |                       |         |         |           |

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares de Costa Rica de 2004 y 2013.

Nota: Salarios reales referidos a colones costarricenses de abril de 2013.

## Bibliografía

- Alonzo, H. y X. Mancero (2011), "Escalas de equivalencia en los países de América Latina", *serie Estudios Estadísticos y Prospectivos*, N° 73 (LC/L.3325-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Altimir, O. y S. Piñera (1977), "Análisis de descomposición: una generalización del método de Theil", Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)/Banco Mundial, versión preliminar.
- Azevedo, J. y otros (2013), "Fifteen years of inequality in Latin America: how have labor markets helped?", *Policy Research Working Paper*, N° WPS6384, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Banco Mundial (2005), *World Development Report 2006: Equity and Development*, Washington, D.C.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2014), *Pactos para la igualdad: hacia un futuro sostenible* (LC/G.2586(SES.35/3)), Santiago.
- \_\_\_\_\_ (2012), *Panorama Social de América Latina 2011* (LC/G.2514-P), Santiago.
- Fernández, A. y R. del Valle (2011), "Estimación de los determinantes de la desigualdad en los ingresos laborales de Costa Rica para el periodo 2001-2009", *Revista de Ciencias Económicas*, vol. 29, N° 2, San José, Universidad de Costa Rica.
- Fields, G. (2003), "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*, vol. 22.
- \_\_\_\_\_ (1998), "Do inequality measures measure inequality?", Cambridge, Cambridge University Press [en línea] <http://digitalcommons.ilr.cornell.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1464&context=articles>.
- Flores, J. (2005), "Aplicación del método bootstrap al contraste de hipótesis en la investigación educativa", *Revista de Educación*, N° 336, Madrid, Ministerio de Educación, Cultura y Deporte.
- Gindling, T. y J. Trejos (2006), "¿Por qué aumenta la desigualdad en la distribución del ingreso laboral entre los años 1988 y 2004?", ponencia preparada para el Simposio "Costa Rica a la luz de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares 2004", San José.
- \_\_\_\_\_ (2003), "Accounting for changing earnings inequality in Costa Rica in the final quarter of the 20th Century", Baltimore, Universidad de Maryland/Universidad de Costa Rica.
- INEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) (2014), *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares 2013. Principales resultados*, San José.
- Juhn, C., K.M. Murphy y B. Pierce (1993), "Wage inequality and the rise in returns to skill", *Journal of Political Economy*, vol. 101, N° 3, Chicago, University of Chicago Press.
- Klikberg, B. y A. Sen (2007), *Primero la gente: una mirada desde la ética del desarrollo a los principales problemas del mundo globalizado*, Barcelona, Editorial Deusto.
- Loría, M. y C. Umaña (2014), *Costa Rica: empleo y política salarial del sector público*, San José, Academia de Centroamérica.
- Mancero, X. (2000), "Revisión de algunos indicadores para medir desigualdad", 6° Taller Regional Indicadores sobre el Desarrollo Social (LC/R.2046), Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- McConnell, C., S. Brue y D. Macpherson (2003), *Economía Laboral*, Madrid, Editorial McGraw-Hill/Interamericana de España.
- Medina, F. (2001), "Consideraciones sobre el índice de Gini para medir la concentración del ingreso", *serie Estudios Estadísticos y Prospectivos*, N° 9 (LC/L.1493-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Sauma, P. y J. Trejos (2014), *Reducir la pobreza en Costa Rica es posible: propuestas para la acción*, San José, Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.
- Shorrocks, A. (1982), "Inequality decomposition by factor components", *Econometrica*, vol. 50, N° 1, Nueva York, Econometric Society.
- Theil, H. (1967), *Economics and Information Theory*, Chicago, Rand McNally and Company.
- Trejos, J. (1999), "Reformas económicas y distribución del ingreso en Costa Rica", *serie Reformas Económicas*, N° 37 (LC/L.1228), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Trejos, J. y L. Oviedo (2012), "Cambios en la distribución del ingreso familiar en Costa Rica durante la primera década del Siglo XXI", *Revista de Ciencias Económicas*, vol. 30, N° 2.
- \_\_\_\_\_ (2006), "Enfoque de la dominancia para el análisis de la evolución de la pobreza entre 1988 y 2004", documento preparado para el Simposio "Costa Rica a la luz de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares 2004", San José.
- Yun, M. (2002), "Earnings inequality in the USA, 1961-1999: comparing inequality using earnings equations", Universidad de Tulane, inédito.