



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

revistadesarrolloy sociedad@uniandes.ed

u.co

Universidad de Los Andes  
Colombia

Alejo, Javier; Parada, Cecilia  
Desigualdad e informalidad en América Latina: el caso de Brasil  
Desarrollo y Sociedad, núm. 78, enero-junio, 2017, pp. 143-199  
Universidad de Los Andes  
Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169149895005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica  
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## Desigualdad e informalidad en América Latina: el caso de Brasil

### *Inequality and Informality in Latin America: The Case of Brazil*

Javier Alejo<sup>1</sup>  
Cecilia Parada<sup>2</sup>

DOI: 10.13043/DYS.78.4

#### Resumen

En este artículo se presenta el estudio de la relación entre la evolución de la desigualdad y la de la informalidad laboral durante la década del 2000 en Brasil. Aunque la meta primordial del trabajo es dilucidar la contribución del proceso de formalización experimentado durante toda la década, esta se debe analizar junto con otros factores relacionados. Para realizar este análisis y establecer la contribución de cada factor se presenta una serie de ejercicios de descomposiciones econométricas a partir de microdatos de las encuestas de hogares. Los ejercicios de descomposición considerados se basan en la combinación de técnicas de reponderación junto con estimaciones de modelos de función de influencia recentrada (expresión que en inglés se traduce como *recentered influence function* y se conoce por la sigla RIF). Se encuentra que el proceso de formalización considerado en forma aislada tuvo

---

1 Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (Cedlas), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata, Argentina (Calle 6 entre 47 y 48, 3er piso, oficina 312); Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet), Argentina. Correo electrónico: javieralejo@gmail.com.

2 Instituto de Economía (Iecon), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República, Uruguay (Joaquín Requena 1375). Correo electrónico: cparada@iecon.ccee.edu.uy.

Este artículo fue recibido el 10 de marzo del 2016, revisado el 1º de junio del 2016 y finalmente aceptado el 7 de diciembre del 2016.

una incidencia igualadora mediante el aumento de los ingresos de las personas que pertenecen a los ventiles más bajos.

*Palabras clave:* Brasil, informalidad, desigualdad, descomposiciones RIF.

*Clasificación JEL:* C21, D31, J31.

## Abstract

This paper studies the relationship between the evolution of inequality and labor informality in Brazil during the 2000s. Despite the main goal of this paper is to present new evidence on the relation between informality and inequality, this should be analyzed together with other related factors. To make this analysis, and to establish the contribution of each factor, a number of econometric decompositions were performed. We use decomposition exercises based on the combination of reweighting techniques with recentered influence function (RIF) models. Results suggest that the process of formalization contributed to reducing the concentration of income by increasing the income of persons who belong to the lowest ventiles.

*Key words:* Brazil, informality, inequality, RIF decomposition.

*JEL classification:* C21, D31, J31.

## Introducción

Como sucedió en otros países de América Latina, durante la década del 2000 Brasil evidenció una reversión de la tendencia a la concentración del ingreso que había comenzado a finales de la década de 1980 y se había acentuado durante la década de 1990. En particular, el índice de Gini estimado sobre el ingreso salarial registró una sustancial caída (superior a los 7 puntos) entre 1999 y el 2012. De manera simultánea, durante la década del 2000 se produjeron numerosos cambios en el mercado de trabajo, entre los cuales se destaca la importante baja de la tasa de informalidad<sup>3</sup>. La tendencia de estos dos

---

3 Se considera que un trabajador es informal si no realiza las contribuciones correspondientes al Instituto de Previsión Social del Brasil.

indicadores fue relativamente estable durante la década, sin la presencia de altibajos ni vaivenes como los que reflejaron las crisis de países vecinos como Argentina y Uruguay.

La significativa caída de los niveles de desigualdad de ingresos registrada en Brasil durante los primeros años de la década del 2000 ha sido documentada y discutida por distintos autores. Trabajos como los de Barros *et al.* (2010), Ferreira, Firpo y Messina (2014), Lustig y Gasparini (2011), Lustig, López-Calva y Ortiz-Juárez (2012) y Maurizio (2014), entre otros, analizan los factores determinantes de la reducción de la concentración del ingreso y dan cuenta de un descenso de la desigualdad, tanto de los ingresos laborales como de los no laborales. En este artículo se presenta el estudio de la relación entre la evolución de la desigualdad y la de la informalidad laboral durante la década del 2000 en Brasil. A lo largo del período comprendido entre 1999 y 2012, la economía brasileña mostró un importante crecimiento que estuvo acompañado de cambios en la injerencia del Estado en el mercado de trabajo y en la implementación de nuevas políticas sociales de amplia cobertura. Este proceso de crecimiento económico se tradujo en una mejora del bienestar de los hogares, como se refleja en el crecimiento del salario real medio, en un importante descenso del desempleo y en una caída de casi 16 puntos porcentuales de la tasa de informalidad laboral, que pasó de un 54,4% a un 38,6%. Aunque existe amplia evidencia empírica sobre las diferencias salariales entre trabajadores formales e informales, un cambio tan importante en el tamaño relativo de estos grupos indica que al estudiar sus consecuencias en la distribución de los ingresos deben tomarse en cuenta tanto los efectos de composición como los de retorno a las características individuales de los trabajadores.

El objetivo de este estudio es vincular cuantitativamente los cambios de la distribución de los ingresos salariales con la evolución observada de distintas variables del mercado laboral brasileño. Aunque la meta primordial del trabajo es dilucidar la contribución del proceso de formalización experimentado durante toda la década, esta se debe analizar junto con otros factores relacionados. Para realizar este análisis conjunto y poder establecer la contribución de cada factor, se presenta una serie de ejercicios de descomposiciones econométricas a partir de microdatos. Si bien este tipo de metodologías se basa en un enfoque de equilibrio parcial, permiten una caracterización del cambio distributivo en dos momentos del tiempo en función de los cambios de distintos factores y características. Los ejercicios de descomposición

considerados se basan en la combinación de técnicas de ponderación junto con estimaciones de modelos de función de influencia recentrada (RIF). La ventaja de estos métodos reside en que ofrecen una alternativa flexible a los modelos paramétricos de salarios en los que se basan las descomposiciones realizadas con otras metodologías, como las de Oaxaca-Blinder (Firpo *et al.*, 2011).

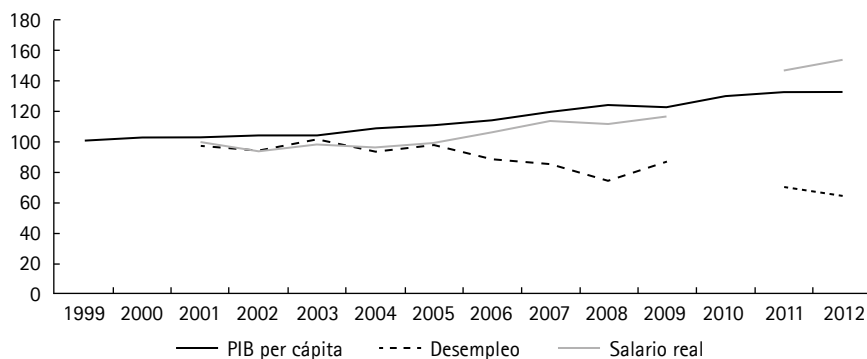
El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la primera sección se resume el comportamiento de la economía brasileña y del mercado de trabajo entre 1999 y el 2012. Luego, en la segunda sección, se analiza la evolución de la desigualdad de ingresos en el país. En la tercera sección, se describe la metodología empleada para realizar las descomposiciones y las fuentes de información utilizadas. A continuación, en la cuarta sección, se resumen los resultados obtenidos sobre los factores que contribuyeron a esa evolución a partir de las descomposiciones econométricas. Por último, la quinta sección contiene los comentarios finales del trabajo.

## I. La economía y el mercado de trabajo en la década del 2000

### A. Contexto macroeconómico y evolución de las principales variables del mercado de trabajo

Como ocurrió en la mayoría de los países de América Latina, desde finales de la década de 1990 la economía del Brasil experimentó un importante crecimiento, el cual fue acompañado por un cambio del rol del Estado, en particular, en lo referente a las políticas sociales y a la intervención en el mercado de trabajo (mediante el establecimiento de salarios mínimos y otras medidas). Como consecuencia de la crisis internacional, la tendencia creciente del PIB se vio interrumpida en el 2009 y, aunque en el 2010 el PIB per cápita a precios reales volvió a la senda positiva de crecimiento del período anterior, con una variación superior al 6%, en los años siguientes los resultados fueron mucho más modestos. A pesar de esta interrupción, la década del 2000 dejó resultados favorables en el mercado laboral. Desde el 2004, el crecimiento se vio reflejado en el bienestar de los hogares debido a variaciones positivas del salario real medio (figura 1). Un indicador de la influencia estatal en este proceso es el aumento constante del salario mínimo en términos reales entre 1999 y el 2012 (cuadro 1).

**Figura 1.** Salario real, PIB a precios constantes y desempleo en Brasil (1999-2012 (Índice 1999 = 100)<sup>a</sup>



<sup>a</sup> El desempleo se mide para mayores de 15 años de edad, sin considerar la zona rural de la región norte. El índice de salario real surge del ingreso horario derivado de la ocupación principal de todos los individuos ocupados. En el 2000 y el 2010 no se realizó la encuesta.

Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

**Cuadro 1.** Evolución de las principales variables macroeconómicas y del mercado de trabajo en Brasil (1999-2012)<sup>a</sup>

	PIB total (miles de USD del 2013) (*)	PIB per cápita (miles de USD del 2013) (*)	Salario real horario R\$ 2013 (**)	Salario mínimo real R\$ 2013 (*)	Población residente (*)	Tasa de actividad (**)	Tasa de empleo (**)	Tasa de desempleo (**)	Tasa de informalidad (**)
1999	1.418.691.122	8,51	7,84	312,2	166.708.710	68,66	62,18	9,44	54,35
2000	1.480.648.762	8,72		308,2	169.799.170				
2001	1.498.681.484	8,69	7,88	317,8	172.460.470	68,07	61,80	9,21	52,49
2002	1.539.429.693	8,81	7,44	336,7	174.736.628	68,86	62,68	8,98	53,16
2003	1.557.007.546	8,81	7,71	342,3	176.731.844	68,92	62,30	9,62	52,09
2004	1.646.233.941	9,22	7,55	381,7	178.550.319	69,44	63,27	8,89	51,31
2005	1.698.390.684	9,42	7,82	391,3	180.296.251	70,22	63,72	9,27	50,47
2006	1.764.295.529	9,69	8,37	437,7	182.073.842	69,93	64,07	8,38	49,37
2007	1.872.990.622	10,18	8,95	488,9	183.987.291	69,54	63,93	8,06	47,36

(Continúa)

**Cuadro 1.** Evolución de las principales variables macroeconómicas y del mercado de trabajo en Brasil (1999-2012)<sup>a</sup> (continuación)

	PIB total (miles de USD del 2013) (*)	PIB per cápita (miles de USD del 2013) (*)	Salario real horario R\$ 2013 (**)	Salario mínimo real R\$ 2013 (*)	Población residente (*)	Tasa de actividad (**)	Tasa de empleo (**)	Tasa de desempleo (**)	Tasa de informalidad (**)
2008	1.969.044.805	10,58	8,75	501,2	186.110.095	69,54	64,63	7,06	46,20
2009	1.963.054.404	10,42	9,14	524,7	188.392.937	69,59	63,85	8,24	44,77
2010	2.111.666.695	11,07		608,9	190.755.799				
2011	2.168.114.564	11,27	11,57	605,3	192.379.287	67,15	62,69	6,64	39,63
2012	2.191.599.812	11,30	12,05	658,8	193.946.886	66,86	62,75	6,14	38,60

<sup>a</sup> La tasa de informalidad representa la proporción de ocupados mayores de 15 años que no realizan contribuciones al Instituto de Previsión Social del Brasil con relación al total de ocupados mayores de 15 años de edad. Fuente: elaboración propia sobre la base de (\*) IPEAdata, y de (\*\*) Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

Entre 1999 y el 2012, el PIB a precios constantes de Brasil creció a una tasa media anual de aproximadamente un 3,4%, resultado de una combinación de años de retracción y crecimiento. Los cambios en la economía ocurrieron simultáneamente con cambios en el mercado de trabajo. La tasa de desempleo cayó más de 3 puntos porcentuales, ubicándose en el 2012 en un 6,1%. Por su parte, la tasa de empleo aumentó 2,5 puntos porcentuales entre 1999 y el 2008, retrayéndose en los años siguientes, hasta ubicarse en el 2012 en valores muy cercanos a los de fines de la década de 1990. Asimismo, la tasa de actividad, es decir, la cantidad de ocupados y desocupados en relación con la cantidad de personas en edad de trabajar, registró su valor máximo en el 2005 (70,2%) y disminuyó en los años siguientes, siendo en el 2012 (66,9%) casi 2 puntos porcentuales inferior a la de 1999 (68,7%) (cuadro 1). En el anexo se resume información referente a la evolución de distintos indicadores del mercado de trabajo.

Al distinguir a los trabajadores de acuerdo con sus características (cuadro A.2 del anexo) se encuentra, en primer lugar, que las mujeres fueron quienes mostraron mayores variaciones de las tasas de actividad y de empleo, mientras que los hombres tuvieron mayor caída relativa de la tasa de desempleo. En concreto, si bien la tasa de actividad femenina casi no se modificó si solo se consideran los extremos del período, pasó del 55,2% en 1999 al 59,0% en

el 2005 y al 55,8% en el 2012. La tasa de empleo femenino mostró una evolución similar, con la diferencia de que, aun habiendo disminuido después del 2006, el registro de empleo del 2012 fue superior al de 1999. Los hombres, por su parte, evidenciaron una disminución de la tasa de desempleo del 40% durante todo el período.

Se observa también una evolución diferencial cuando se consideran estos indicadores del mercado de trabajo en distintos grupos de edad. Por un lado, los trabajadores de entre 16 y 24 años y los mayores de 45 registraron una caída de las tasas de actividad y una evolución relativamente estable de las tasas de empleo, al tiempo que sus tasas de desempleo disminuyeron. Por otro lado, los grupos de trabajadores comprendidos entre los 25 y los 45 años experimentaron variaciones reducidas pero positivas de la tasa de actividad, y variaciones positivas y más importantes de la tasa de empleo, lo cual se reflejó en una caída del 33% de la tasa de desempleo correspondiente.

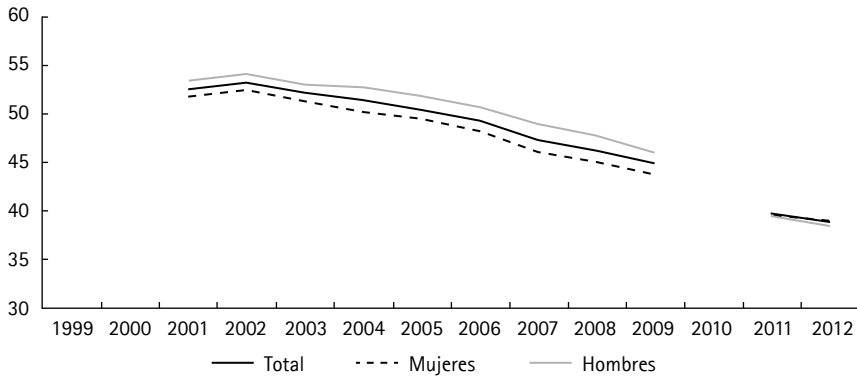
El análisis de estas variables por nivel educativo de los trabajadores indica que el único grupo que registró un aumento sostenido de la tasa de actividad fue el de las personas con educación superior incompleta. En lo que respecta a la tasa de empleo, el mejor desempeño se observó en los trabajadores con educación superior incompleta y secundaria completa. De todos modos, debe mencionarse que a partir del 2009 se observa una contracción de las tasas de actividad y empleo en todos los grupos. Por otra parte, en lo que respecta a la evolución del desempleo, se registró una relación negativa entre el nivel educativo y la disminución de la tasa de desempleo. En este sentido, si bien el nivel de desempleo disminuyó en todos los grupos, bajó en mayor medida en el caso de los trabajadores con educación primaria completa o incompleta, y en menor medida en el caso de las personas con educación superior completa.

En cuanto a las diferencias por la ascendencia racial, los afrodescendientes fueron los únicos que registraron una variación positiva de la tasa de actividad y de empleo al mismo tiempo, mientras que los blancos mostraron el mayor aumento relativo de la tasa de empleo. Los indígenas, por otra parte, evidenciaron la caída más pronunciada de la tasa de desempleo en el período.

Finalmente, la evolución de las tasas de actividad, empleo y desempleo de acuerdo con el lugar de residencia fue muy diferente. Los trabajadores residentes en zonas rurales tuvieron una variación negativa de la tasa de actividad del 12,5%, una caída igual de importante de la tasa de empleo y una evolución estable de la tasa de desempleo. En cuanto a los trabajadores de zonas urbanas, la tasa de actividad se mantuvo relativamente estable (con una leve variación positiva entre los dos extremos del período), aumentó la tasa de empleo y se redujo un 41% la tasa de desempleo.

El crecimiento económico de Brasil en la década del 2000 fue más moderado y, al mismo tiempo, más estable que el de otros países de la región como Argentina y Uruguay, que experimentaron grandes crisis económicas y períodos posteriores de fuerte crecimiento. De todos modos, el crecimiento económico y la menor incertidumbre macroeconómica trajeron consigo un aumento de la demanda de trabajadores formales que no parece haberse interrumpido por la crisis internacional del 2008. El crecimiento descrito, impulsado por factores externos e internos, expandió la demanda de mano de obra en general. En particular, en un marco de caída del desempleo, el sector formal tendió a absorber a trabajadores provenientes de puestos de trabajo no registrados (Neri y Fontes, 2010). Este proceso estuvo acompañado de políticas que promovieron el registro del empleo y fomentaron su calidad. En este sentido, al observar la evolución del empleo registrado (de acuerdo con su condición de formalidad desde el punto de vista legal, es decir, si los trabajadores tienen o no derecho a una jubilación al momento de su retiro), se encuentra una caída del empleo informal de casi 16 puntos porcentuales entre 1999 y 2012 (figura 2). A pesar de esta reducción, de acuerdo con información de la PNAD, en el 2012 el 38,6% de los trabajadores de Brasil eran informales. Por otra parte, si bien la tasa de informalidad se redujo considerablemente en los últimos años, al observar la evolución de la cantidad de puestos de trabajo en términos absolutos, se encuentra que hasta el 2006, a medida que se iban generando nuevos puestos, también se incrementaban los puestos de trabajo informales (cuadro A.2 en el anexo). A partir del 2007, la cantidad de ocupados en el sector informal en términos absolutos comenzó a disminuir, al tiempo que la cantidad de ocupados totales continuó aumentando. Como resultado, la caída de la tasa de informalidad se acentuó a partir de dicho año (figura 2).

**Figura 2.** Porcentajes de evolución de la tasa de informalidad total y según sexo en Brasil (1999-2012)<sup>a</sup>



<sup>a</sup> Total de ocupados. La tasa de informalidad legal es estimada sobre todos los ocupados mayores de 15 años, sin considerar la zona rural de la región norte.

Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

Por último, si consideramos la evolución de la tasa de informalidad por deciles del salario (cuadro A.4 en el anexo), observamos un aumento en el primer decil y una fuerte reducción en los deciles 3 y 4. Esto pareciera sugerir que el proceso de formalización no fue homogéneo en los distintos puntos de la distribución salarial. Sin embargo, se debe ser cuidadoso con esta lectura puesto que este análisis no es condicional en otras variables que afectan la formalidad del empleo (edad, educación, sector de actividad, etc.). Si comparamos la probabilidad de ser informal de los trabajadores en el 2009 con la predicción de esos mismos trabajadores pero con los parámetros de un modelo Probit estimado en 1999 (cuadro A.5 en el anexo), se observa que una vez controlado por el efecto del resto de las variables, la reducción en la informalidad se vuelve homogénea para cada uno de los deciles del salario. Además, y como veremos en la siguiente sección, si consideramos que existieron reordenamientos entre la distribución de ingresos laborales de 1999 y la del 2012, esto relativiza aún más la comparación directa de las tasas de informalidad por grupos de deciles salariales.

Si bien el crecimiento económico del país fue un elemento favorable para el aumento del número de trabajadores registrados, este fenómeno fue el

resultado de múltiples factores, algunos de los cuales comenzaron a gestarse en la década de 1990<sup>4</sup>.

**Cuadro 2.** Principales resultados de la fiscalización del trabajo en Brasil (1996-2012)

	Total de AFT <sup>a</sup>	Empresas fiscalizadas	Trabajadores alcanzados	Empresas multadas	Trabajadores registrados	TREF (%) <sup>b</sup>
1996	3.464	404.755	15.955.168	65.451	268.558	64,85
1997	3.242	369.315	17.075.038	75.019	321.609	66,26
1998	3.106	315.605	18.014.488	66.549	261.274	69,10
1999	3.169	347.380	17.842.511	61.444	249.795	74,45
2000	3.131	353.617	19.116.793	58.213	525.253	80,94
2001	3.080	296.741	17.707.443	56.036	516.548	82,31
2002	3.044	304.254	19.934.822	53.622	555.454	84,80
2003	2.837	285.241	22.257.503	58.589	534.125	83,62
2004	2.927	302.905	24.453.179	56.086	708.957	87,13
2005	2.935	375.097	27.650.699	59.756	746.272	88,77
2006	2.872	357.319	30.681.772	61.809	670.035	86,46
2007	3.172	357.788	32.178.333	60.677	746.245	86,03
2008	3.112	299.013	30.958.946	55.644	668.857	83,53
2009	2.949	282.377	34.007.719	57.678	588.680	81,42
2010	3.061	255.503	30.883.740	57.258	515.376	77,77
2011	3.042	269.253	34.235.552	68.566	480.423	74,10
2012	2.875	269.025	35.506.836	67.960	419.183	71,83

<sup>a</sup> Corresponde al total de auditores fiscales del trabajo en ejercicio. <sup>b</sup> Tasa de regulación de establecimientos fiscalizados.

Fuente: Ministerio de Trabajo y Empleo, Sistema Federal de Inspección del Trabajo (2015).

## II. Evolución de la desigualdad salarial

En esta sección se estudia la evolución de la desigualdad salarial y de las brechas salariales en Brasil durante la década del 2000. Con este fin, el análisis se basa en el conjunto de microdatos de las encuestas de hogares de 1999 al 2012. Se trabaja esencialmente con dos variables: los ingresos laborales

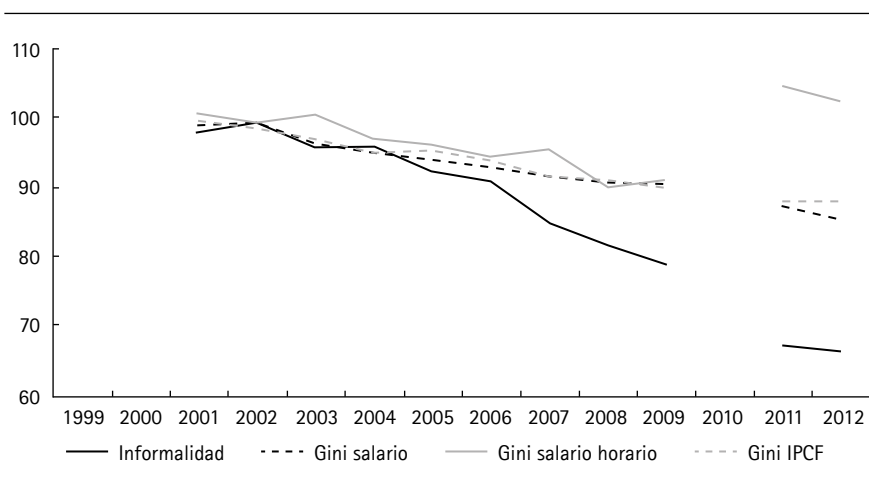
4 Para un análisis detallado de las políticas llevadas adelante en Brasil que incidieron sobre la evolución de la formalidad, se recomienda revisar: Neri y Fontes (2010) e informes de la Organización Internacional del Trabajo (OIT, 2010 y 2014).

provenientes de la ocupación principal y los ingresos laborales horarios de dicha ocupación. En esta sección y en la sección V se restringe la muestra a los asalariados del sector público y privado. Además, se consideran únicamente los trabajadores cuya edad se encuentre dentro de los límites legales (más de 15 años) y sea inferior a la edad establecida para poder retirarse (65 años para hombres que residen en zonas urbanas, 60 años para mujeres de zonas urbanas y hombres que residen en el medio rural, y 55 años para mujeres con residencia en el medio rural).

Al considerar la evolución de la desigualdad entre los ingresos laborales totales de los asalariados (figura 3), se observa una disminución de la concentración reflejada en el índice de Gini, que pasa de 0,517 en 1999 a 0,442 en el 2012. En lo que respecta a la evolución de la desigualdad de los ingresos laborales horarios, si bien se presenta una importante caída hasta el 2008, su dispersión sube después de ese año. De este modo, en el 2012 el índice de Gini del ingreso laboral horario se ubicó en valores superiores a los de 1999. Sin embargo, en la evolución del índice de Gini del ingreso per cápita familiar, se encuentra la misma tendencia que la registrada en el ingreso salarial total. El aumento de la concentración de los ingresos laborales horarios que se observa en los últimos años del período parece responder a un cambio en la cantidad de horas trabajadas y no a una disminución de los ingresos laborales totales.

Durante los primeros 10 años de los 12 en los que se concentra el estudio, se observó una tendencia similar entre la informalidad y la concentración de los ingresos salariales, y no existe aún información suficiente para establecer si los 2 últimos años implican una reversión de esa tendencia (figura 3). Por tanto, a los efectos de estudiar la relación entre estas dos variables que caracteriza a la primera década del milenio, se opta por realizar las descomposiciones utilizando las encuestas de 1999 y el 2009. Al distinguir entre trabajadores registrados y no registrados, las estimaciones realizadas muestran una mayor caída de la dispersión salarial dentro del grupo de los trabajadores formales cuando se observa el ingreso laboral total. Al considerar el ingreso laboral horario comparando los extremos del período, se encuentra un aumento de la desigualdad dentro del grupo de los trabajadores formales, y cierta estabilidad entre los trabajadores informales (cuadro A.8 en el anexo). Por tanto, en los primeros años de la década del 2000, se produjo una reducción de la proporción de trabajadores informales, al mismo tiempo que se redujo la desigualdad de los ingresos laborales totales y, hasta el 2008, también de los ingresos laborales horarios.

**Figura 3.** Evolución de la concentración del ingreso y de la tasa de informalidad de los asalariados en Brasil (1999-2012)<sup>a</sup>



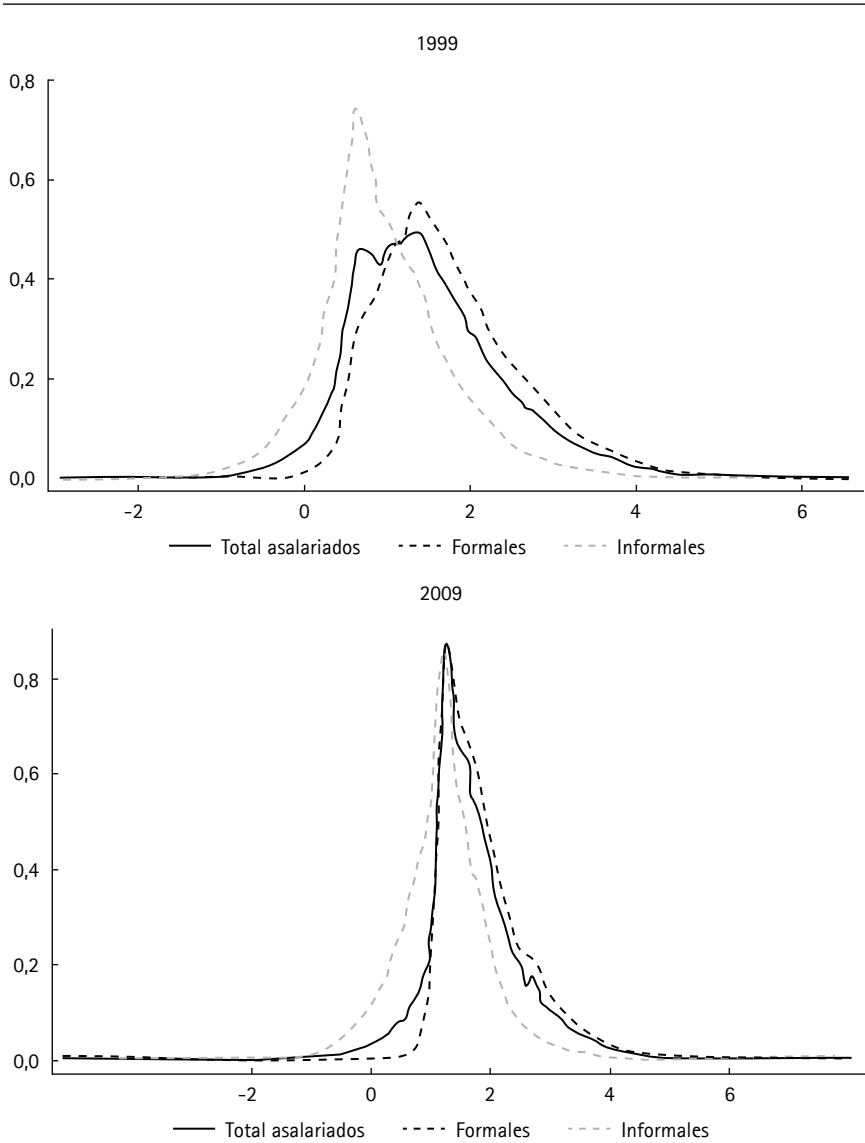
<sup>a</sup> Muestra de asalariados. La edad mínima corresponde a la edad legal para trabajar, y la edad máxima, a la edad de jubilación.

Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

Los estudios recientes sobre el mercado de trabajo en Brasil muestran que los trabajadores informales y por cuenta propia reciben salarios más bajos que aquellos que reciben los trabajadores del sector formal, aun controlando por características individuales. Por tanto, es de esperar que los cambios en la composición de estos grupos generen efectos en los niveles de concentración de los ingresos. Una primera forma de aproximarse al fenómeno de las diferencias salariales es observando las funciones de densidad de Kernel de la distribución en cada uno de los grupos. En concreto, en la figura 4 se presentan las funciones de densidad de Kernel para el logaritmo del ingreso laboral horario en 1999 y el 2009, distinguiendo entre los asalariados formales y los informales.

Pueden extraerse algunas conclusiones al comparar los primeros años de la década con los del final de esta. En primer lugar, se observa en todos los casos un corrimiento hacia la izquierda de la función correspondiente a los trabajadores no registrados con relación a los que sí lo están, a lo que se suma la evidencia de menores ingresos laborales medios. Si bien existen diferencias de ingresos entre los ocupados dependiendo de su condición de formalidad, no es posible saber si ellas reflejan un fenómeno de segmentación, ya que podrían estar originadas en las características específicas de los puestos de trabajo o de los trabajadores.

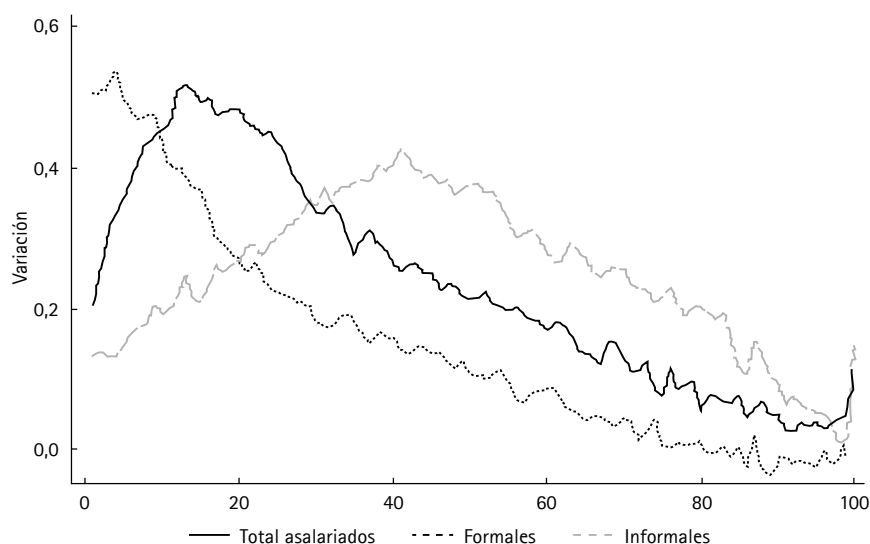
**Figura 4.** Funciones de densidad de Kernel de los ingresos laborales horarios en Brasil<sup>a</sup>  
(Encuestas nacionales de hogares [PNAD], 1999 y 2009)



<sup>a</sup> Muestra de asalariados. La edad mínima corresponde a la edad legal para trabajar y la edad máxima a la edad de jubilación. En la escala logarítmica del eje horizontal, el salario horario en reales a precios del 2013 equivalente a cada valor es el siguiente: (-2) R\$0.14 (0) R\$1 (2) R\$7.4 (4) R\$54.6 (6) R\$403.4. Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

Es interesante analizar brevemente la evolución temporal que han tenido las distribuciones salariales en los distintos grupos de trabajadores. En la figura 5 se observa que, en el conjunto de los asalariados, ha habido un crecimiento del salario real en todos los puntos de la distribución salarial. Sin embargo, dentro del grupo de trabajadores formales, son los de menores ingresos los que más han expandido su poder adquisitivo. Por tanto, el objetivo de la sección IV será establecer el grado de asociación de estas diferencias salariales en los distintos sectores con el cambio del grado de formalidad en el mercado de trabajo del Brasil.

**Figura 5.** Variación del salario real de los ocupados por percentil de ingresos horarios según condición de formalidad en Brasil<sup>a</sup>  
(Encuestas nacionales de hogares [PNAD], 1999-2009)



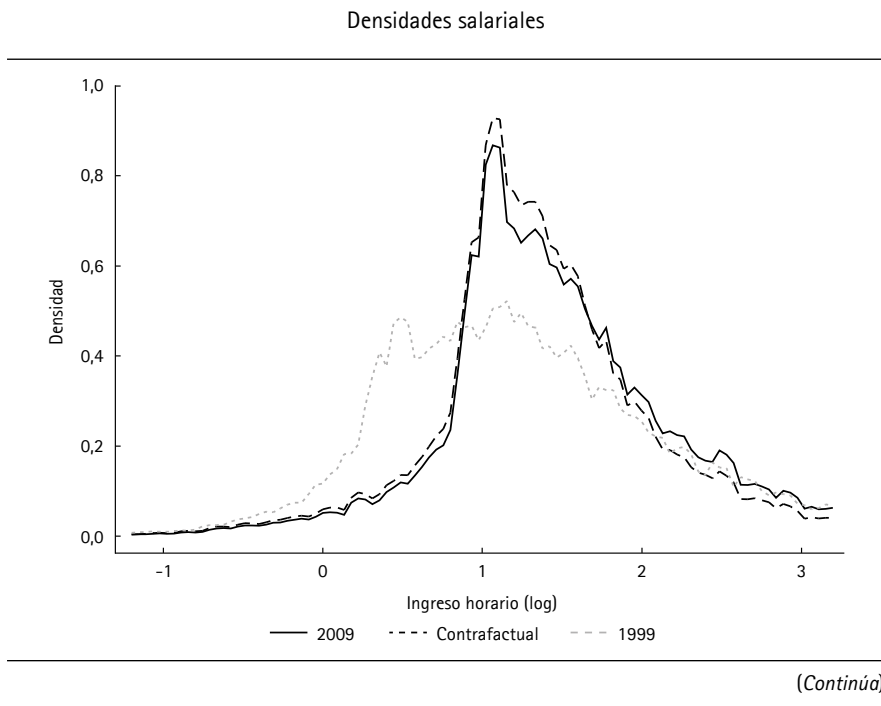
<sup>a</sup> Muestra de asalariados. La edad mínima corresponde a la edad legal para trabajar y la edad máxima a la edad de jubilación.

Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

Finalmente, se realiza una primera caracterización de los cambios distributivos, que se muestra en la figura 6. Como se observa en el primer panel, se obtiene una evolución de la densidad donde se percibe un corrimiento hacia la derecha de la distribución, que indica un aumento de los niveles medios de los salarios.

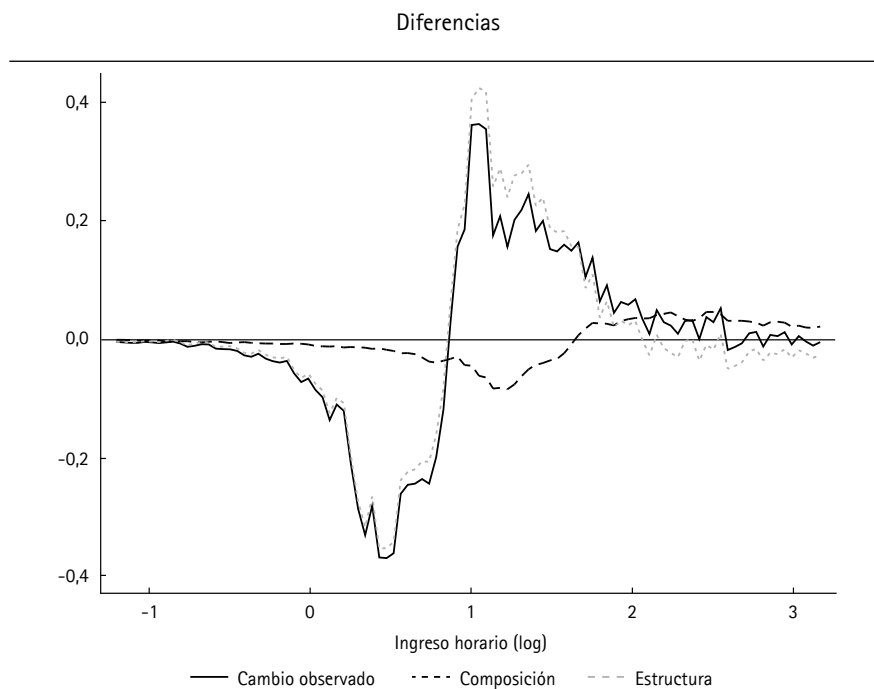
De acuerdo con esta metodología, la densidad contrafactual se calcula imponiendo la distribución de características observables del primer año a la distribución condicional del salario del segundo. De esta manera, es posible descomponer el cambio de la densidad en los efectos agregados de la estructura y de la composición de los perfiles. Se observa que la mayor parte del cambio de la densidad durante toda la década se debe al cambio conjunto de los retornos a las características (véase el panel derecho de la figura 6). El corrimiento observado en la densidad de punta a punta muestra que hubo una reasignación de la proporción de trabajadores en los tramos de ingresos más bajos hacia los de mayor ingreso<sup>5</sup>. Si los retornos a cada una de las características hubieran permanecido inalterados, el cambio del perfil observable habría originado una pequeña reasignación de los tramos de ingresos medios hacia los más altos. Sin embargo, queda claro que el efecto que domina dicha dinámica es el de los retornos.

**Figura 6.** Descomposición agregada de la densidad salarial en Brasil  
(Encuestas nacionales de hogares [PNAD], 1999-2009)



5 A modo de ejemplo de este reordenamiento, el cuadro A.7 del anexo muestra un ejercicio donde se re-clasifica a los trabajadores de 1999 si se consideraran los tramos salariales utilizados para construir los deciles del 2009. Como se observa, hay una gran reclasificación en la parte media baja de la distribución.

**Figura 6.** Descomposición agregada de la densidad salarial en Brasil  
(Encuestas nacionales de hogares [PNAD], 1999-2009) (*continuación*)



Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

### III. Metodología de descomposiciones

Las brechas entre los indicadores laborales presentadas en las estadísticas descriptivas previas comparan grupos que posiblemente no sean homogéneos internamente en cuanto a sus características. Por ejemplo, es posible que los trabajadores informales tengan una composición etaria distinta, o que estén más focalizados en ciertos niveles educativos. Estos múltiples aspectos influyen en los ingresos del trabajador y sus decisiones laborales; por tanto, es necesario conocer qué parte de las brechas observadas son producto de estar comparando grupos diferentes y cuál es el rol de la informalidad en esas diferencias.

#### A. Descomposición agregada

La metodología de descomposiciones microeconómicas presenta una herramienta útil para estudiar este tipo de problemáticas. Oaxaca y Blinder (1973)

son los primeros en proponer este tipo de herramienta para descomponer las brechas de los promedios entre dos grupos. Recientemente, esta literatura ha avanzado ampliamente hasta llegar a proponer versiones no paramétricas que permiten extender ese análisis a otros indicadores más generales sobre la distribución salarial no condicional.

Este artículo seguirá las metodologías propuestas por DiNardo, Fortin y Lemieux (1996) y Firpo, Fortin y Lemieux (2009), las cuales fueron sugeridas por Firpo, Fortin y Lemieux (2011). Por simplicidad en la notación, vamos a considerar un análisis realizado en dos momentos del tiempo que indicaremos con la variable binaria  $D$  que indica con 0 al año inicial y 1 al final. Para este trabajo, utilizaremos los años 1999 y 2009. Llamemos  $y$  a la variable de interés, en este caso el ingreso laboral por hora. Por otro lado, sea  $x$  el conjunto de características observables que se consideran relevantes en la determinación de los ingresos de los trabajadores. La distribución no condicional de la variable  $y$  en el momento  $D$  es por definición:

$$F_D(y) = \int F_D(y|x) dG_D(x) \quad (1)$$

donde  $D = \{0, 1\}$ . En otras palabras, la distribución no condicional de los ingresos laborales en un momento  $D$  puede computarse mediante la combinación de la distribución de sus características observables  $G_D(x)$  y de la distribución del salario condicional en ese conjunto de características, denotado como  $F_D(y|x)$ .

El punto central de esta metodología consiste en considerar una situación hipotética para la distribución de  $y$ , definida como distribución contrafactual. Tomando como punto de partida el año 2009 ( $D = 1$ ), esta se define de la siguiente manera:

$$F_1^c(y) = \int F_1(y|X = x) dG_0(x) \quad (2)$$

En otras palabras, se trata de la distribución de ingresos laborales que existiría si la estructura salarial del 2009 se observara, pero con individuos que tienen la misma distribución de características que la observada en 1999. El supuesto clave detrás de este ejercicio es que la distribución condicional de salarios no es alterada por modificaciones en la distribución de las características  $x$ .

Una vez obtenida esta distribución contrafactual, es posible computar cualquier indicador descriptivo de la misma (promedios, deciles, Gini, etc.). En otras palabras, llamando  $v_D = v[F_D(y)]$  al valor de ese indicador en el momento  $D$ , el cambio distributivo observado entre dos momentos del tiempo es  $\Delta_0 = v_1 - v_0$ . Por otro lado, el indicador contrafactual en cada momento es  $v_D^c = v[F_D^c(y)]$ . Luego, es posible descomponer el cambio observado en los indicadores en los siguientes efectos:

$$\text{Efecto composición : } \Delta_x = v_1 - v_1^c \quad (3)$$

$$\text{Efecto estructura : } \Delta_s = v_1^c - v_0 \quad (4)$$

$$\text{Cambio observado : } \Delta_0 = \Delta_x + \Delta_s \quad (5)$$

La interpretación de cada componente es muy simple: el *efecto composición* mide la parte del cambio distributivo que es atribuible al hecho de que las características observables de los trabajadores se hayan modificado entre 1999 y el 2009, mientras que el *efecto estructura* es causado exclusivamente por la diferencia entre las distribuciones del salario condicional en esas características. Usualmente, este efecto es asociado al cambio en las retribuciones de las características observables de los trabajadores.

Para aplicar esta metodología, es necesario estimar la distribución contrafactual. DiNardo, Fortin y Lemieux (1996) muestran que es posible obtenerla reponderando la distribución observada en cada momento del tiempo. Por ejemplo, el contrafactual salarial para los trabajadores del 2009 ( $D = 1$ ), pero con características de los observados en 1999, ( $D = 0$ ) se puede escribir como:

$$F_1^c(y) = \int F_1(y|X=x)w_1(x)dG_1(x) \quad (6)$$

donde  $w_1(x) = dF_0(x) / dF_1(x)$ . Utilizando la regla de Bayes, estos autores muestran que este esquema de ponderación es:

$$w_1(x) = \frac{\Pr(D=0|X) / \Pr(D=0)}{\Pr(D=1|X) / \Pr(D=1)} \quad (7)$$

Esta expresión requiere la estimación de la probabilidad condicional de que a cada trabajador se lo observe en uno u otro momento en el tiempo. Esta

es fácilmente estimable utilizando modelos de regresión estándar para variables dependientes binarias (Probit/Logit). Una vez obtenido dicho esquema de ponderación se los utiliza para computar los indicadores contra-factuales<sup>6</sup>.

## B. Descomposición desagregada

La metodología de reponderaciones nos permite computar el efecto agregado de cada uno de los componentes salariales (estructura y composición). Sin embargo, es interesante cuantificar el efecto aislado de la informalidad en cada uno de los componentes. Dado que la condición legal de los trabajadores es un atributo observable en cada momento del tiempo, es necesario contar con una metodología que permita desglosar ambos efectos agregados en cada una de las características dentro de  $X$ . Para ello, la extensión natural de la metodología previa es la propuesta por Firpo, Fortin y Lemieux (2011) basada en lo que se conoce como regresiones RIF (*recentered influence function*). Esta metodología fue originalmente diseñada para computar el efecto parcial de un regresor sobre cualquier característica distributiva de  $y$ , medida por el indicador  $v$ . La RIF es una transformación  $\varphi_v(y)$  definida para cada indicador  $v$  que satisface la propiedad de que  $E[\varphi_v(y)] = v$ . Luego, usando la ley de esperanzas iteradas, es fácil verificar que  $E\{E[\varphi_v(y)|X] = v$ . Suponer que la relación entre el valor esperado de la RIF y los regresores es lineal, significa que podemos escribirla de la siguiente manera:

$$E[\varphi_v(y)|X = x] = x'\gamma_v \quad (8)$$

y por tanto, puede ser estimada mediante los métodos estándar de regresión<sup>7</sup>. Firpo, Fortin y Lemieux (2011) muestran que con esta especificación es posible construir una descomposición del cambio distributivo medido por el indicador  $v$  al estilo de Oaxaca-Blinder, de la siguiente manera:

6 Un requisito adicional de esta metodología es que debe existir soporte común en las probabilidades condicionales entre ambos momentos del tiempo (DiNardo, Fortin y Lemieux, 1996). Por tanto, en la muestra solo se incluyeron aquellas observaciones cuya probabilidad condicional cae dentro de dicho soporte.

7 Véase Alejo, Gabrielli y Sosa Escudero (2014) para una aplicación de esta metodología al caso argentino.

$$\text{Efecto composición : } \Delta_x = [E(X|T=1) - E(X|T=0)]' \gamma_v^0 + R_v \quad (9)$$

$$\text{Efecto estructura : } \Delta_s = E(X|T=1)' (\gamma_v^1 - \gamma_v^c) \quad (10)$$

$$\text{Cambio observado : } \Delta_0 = \Delta_x + \Delta_s \quad (11)$$

donde  $R_v = E(X|T=1)' (\gamma_v^c - \gamma_v^0)$  representa error de aproximación por el hecho de estar estimando de manera lineal el valor esperado de la RIF condicional en  $x$ .

Esta representación tiene la ventaja de que permite cuantificar el aporte individual del cambio en cada característica observable dentro del vector  $x$ , debido a que es tan solo una combinación lineal de parámetros ( $\gamma$ ) y características ( $x$ ). Además, como fue mencionado previamente, es posible estimar los parámetros por medio de los métodos usuales: para  $\gamma_v^0$  se utiliza mínimos cuadrados ordinarios en momento del tiempo  $D = 0,1$  mientras que  $\gamma_v^c$  se obtiene también por el mismo método pero reponderando por  $w(x)$ .

Con el objetivo de analizar la desigualdad y realizar los ejercicios de descomposición, se trabaja conjuntamente con las encuestas publicadas por el IBGE entre 1999 y el 2012. Las descomposiciones se realizan sobre el conjunto de asalariados mayores de 15 años de edad. De acuerdo con las edades de retiro establecidas por regiones, en el caso de los hombres, la muestra se restringe a los menores de 65 años si residen en zonas urbanas y a menores de 60 si son del medio rural. En el caso de las mujeres, se consideran a aquellas menores de 60 años si residen en zonas urbanas y a las menores de 55 años si son de zonas rurales. Con el objetivo de hacer comparables los resultados a lo largo del tiempo y entre ambas fuentes de información, se optó por no considerar la zona rural de la región norte de Brasil, debido a que no era relevada en las ediciones de la PNAD anteriores al 2004.

Además del carácter formal o informal del trabajador, las otras características consideradas son la edad, el nivel educativo, la raza, el género, la región, si vive en área urbana o rural y la rama de actividad en la cual se desempeña<sup>8</sup>.

---

8 Si bien la variable *rama de actividad* es un regresor endógeno, su exclusión no sería la mejor solución para resolverlo e incluso podría agravarlo si la legalidad del empleo está correlacionada con el sector de actividad. Al respecto, Tornarolli *et al.* (2014) muestran vasta evidencia para América Latina de que la informalidad está muy asociada a los sectores de empleo.

#### IV. Estimación de los impactos distributivos del proceso de formalización laboral

En esta sección se caracteriza la evolución de la desigualdad salarial mediante técnicas de descomposición. Las metodologías utilizadas son las sugeridas por Firpo, Fortin y Lemieux (2011) de descomposición agregada y desagregada. Los datos utilizados corresponden a la encuesta PNAD de los años 1999 y 2009. Como se discutió anteriormente, los años elegidos definen el inicio y el fin de los cambios en la desigualdad que marcaron la década del 2000. Cabe señalar que en un reciente trabajo de Ferreira, Firpo y Messina (2014) se utiliza esta misma técnica para analizar el caso de Brasil, aunque hay varias discrepancias metodológicas entre ese estudio y el que se presenta aquí. En particular, en dicho trabajo se analiza la desigualdad de los ingresos laborales en lugar de los salarios horarios, utilizando muestras distintas y una especificación de la regresión de la RIF más flexible<sup>9</sup>.

##### A. Descomposición agregada de la desigualdad salarial

En la figura 7 se muestra la descomposición agregada del cambio (en logaritmos) experimentado por cada ventil del salario horario para el conjunto de los asalariados y distinguiendo entre hombres y mujeres. En la figura 7A, la línea oscura muestra el cambio observado en la distribución del ingreso por hora de los asalariados, cuyos incrementos focalizados en los primeros ventiles se tradujeron en una reducción sustancial de la desigualdad salarial. Puntualmente, mientras que el 5% que más gana percibió un alza de salario del 3%, el grupo de trabajadores que pertenece al 30% que menos gana vio incrementado su poder adquisitivo en un promedio del 42%, siendo los cuantiles 0,15 y 0,20 los que más se beneficiaron con un aumento salarial del 48% y del 46%, respectivamente.

El ejercicio de descomposición agregada muestra que el papel cumplido por el cambio en los perfiles de características observables de los trabajadores fue más importante en la cola superior de la distribución. Si los retornos de cada atributo observable hubiesen permanecido constantes y la evolución de la masa

---

9 Ferreira, Firpo y Messina (2014) utilizan datos bianuales de una muestra que incorpora a los cuentapropistas junto con una especificación de las RIF que involucra varias interacciones entre los regresores y variables ficticias que indican si el trabajador gana menos que el salario mínimo.

de ingresos solo estuviera explicada por la evolución de esas características, el 80% de los trabajadores con mejores salarios habría visto crecer sus ingresos en un promedio del 22%, frente a un promedio del 5% de mejora en el poder adquisitivo de los primeros cuatro ventiles. Por otro lado, el cambio observado en la cola inferior de la distribución se explica casi en su totalidad por el cambio de la estructura salarial de remuneración a dichas características. Por tanto, este primer ejercicio sugiere que el cambio en los perfiles de las características observables de los trabajadores tuvo un papel desigualador en la distribución del ingreso horario, que fue compensado con creces por el efecto en los retornos.

El mismo patrón distributivo se observa en las submuestras de asalariados separados por género (véanse las figuras 7B y 7C). En este caso, el cambio salarial observado entre 1999 y el 2009 es que los hombres que se encontraban en el segundo y tercer ventil fueron los más favorecidos, mientras que, en el caso de las mujeres, las más beneficiadas fueron las del tercer y cuarto decil<sup>10</sup>. La descomposición arroja resultados muy similares a los del agregado de asalariados, con un efecto de composición menos desigualador en las mujeres y un efecto de los retornos levemente menor en el grupo de los hombres.

Con el fin de cuantificar el efecto de cada característica sobre la desigualdad, se utilizan cinco indicadores: las tres brechas intercuantílicas (en logaritmos), el índice de Gini y el índice de Theil. Las brechas entre los percentiles 90 y 10, 50 y 10, y 90 y 50, miden la desigualdad focalizándose en distintos puntos de la distribución; en particular, sobre la base del rango total de salarios, sobre la base de la cola inferior y sobre la base de la cola superior, respectivamente. Por otro lado, los índices de Gini y de Theil son indicadores más globales, dado que consideran a toda la distribución salarial, pero con distintos criterios de ponderación implícita en cuanto al efecto de la desigualdad en el bienestar social. En el cuadro A.9 del anexo se presentan los resultados de la descomposición del cambio en estos indicadores para todos los ocupados, y también para las submuestras definidas por el género.

Según los datos de la encuesta de hogares para el total de asalariados, el cambio total en la desigualdad (-0,405, según el rango 90-10) responde principalmente

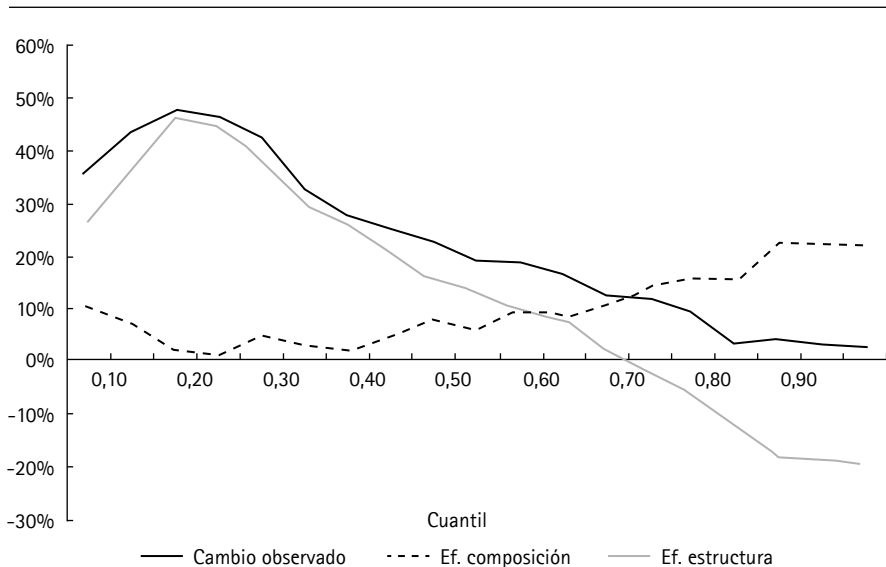
---

10 Cabe destacar que se trata de ventiles de la distribución salarial condicionados por el género. Por tanto, un hombre y una mujer que se encuentren en el mismo ventil no necesariamente reciben el mismo salario por horas.

al cambio en el tramo de salarios por debajo del salario mediano ( $-0,245$ , según el rango 50-10), mientras que los movimientos distributivos en la cola superior son relativamente menores. Esto se ve reflejado en una caída de la desigualdad que se manifiesta en una reducción de 4,7 puntos del índice de Gini. Sin embargo, el cambio distributivo medido por el índice de Theil es negativo, pero menor. Puede resaltarse que el efecto de las características tuvo un rol desigualador considerable, fundamentalmente focalizado en un aumento de la brecha en la parte media-superior de la distribución. El aporte de este efecto al índice de Gini es de 3,1 puntos. Por otro lado, el efecto del cambio en los retornos (efecto de estructura) a los atributos observables fue ampliamente igualador y más homogéneo en ambas colas de la distribución, pero con un sesgo leve hacia una caída de la disparidad en la parte superior. Es decir, en ausencia del cambio en los perfiles de características observables de los asalariados, el índice de Gini se habría reducido más de 7,5 puntos. Por tanto, el resultado observado de una reducción de la desigualdad en el tramo de ingresos más bajos se debe sobre todo a la compensación que produce el efecto desigualador de las características sobre los retornos en el tramo de salarios más altos.

**Figura 7.** Porcentajes de descomposición agregada del cambio distributivo en Brasil (1999-2009)<sup>a</sup>

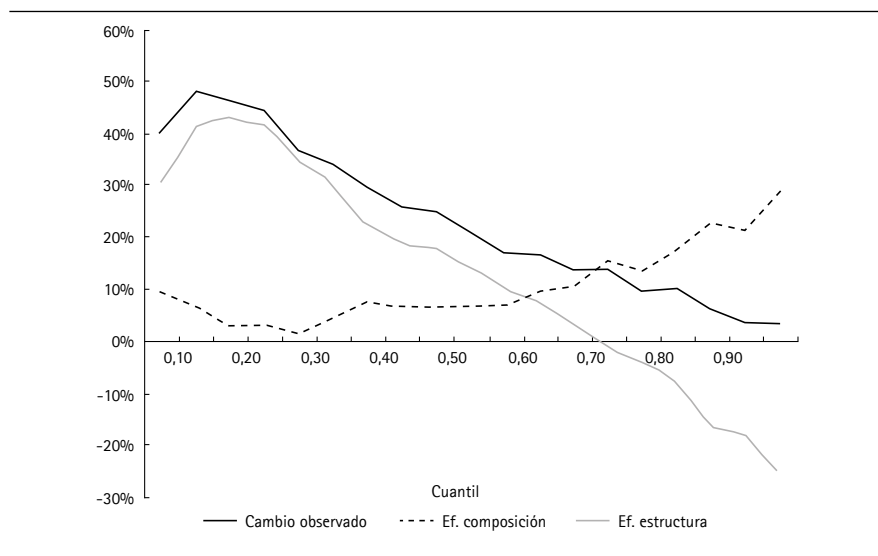
A. Total de asalariados



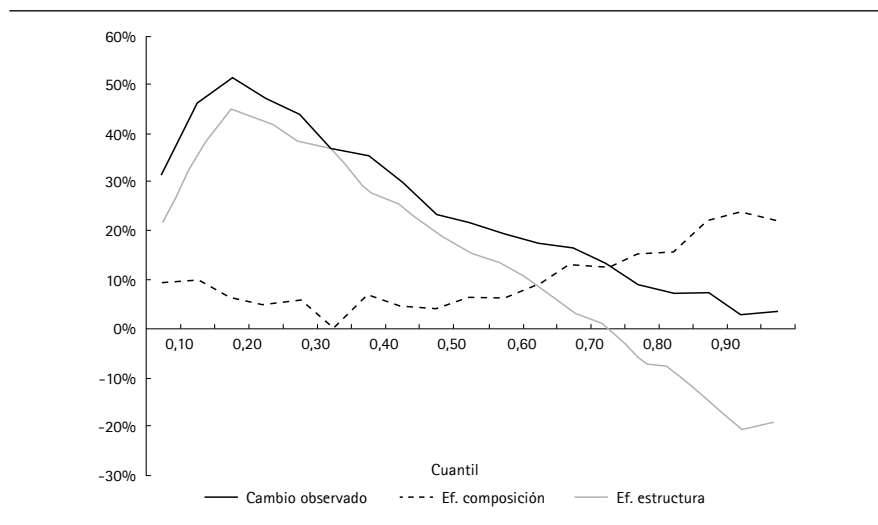
(Continúa)

Figura 7. Porcentajes de descomposición agregada del cambio distributivo en Brasil (1999-2009)<sup>a</sup> (continuación)

B. Hombres



C. Mujeres



<sup>a</sup> Ocupados en edad legal de trabajar con ingresos positivos. Se computaron intervalos del 95% de confianza mediante un *bootstrap* de 100 réplicas. La escala de los gráficos los hace indistinguibles de la estimación puntual.

Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD), según la metodología de DiNardo, Fortin y Lemieux (1996).

Los niveles de desigualdad reflejados en el índice de Theil presentan un patrón similar. Sin embargo, dado que el cambio observado es pequeño, ambos efectos (características y retornos) se ven compensados. Como se destacó previamente, el mismo patrón aparece en la descomposición realizada para cada una de las submuestras consideradas: tanto en los asalariados hombres como en las mujeres, la caída en la desigualdad observada durante la década del 2000 se vio impulsada principalmente por un cambio en el efecto de la estructura salarial que compensó con creces el efecto desigualador del cambio de las características, reduciendo, en particular, la brecha salarial en la parte alta de la distribución.

## **B. Descomposición desagregada por atributos**

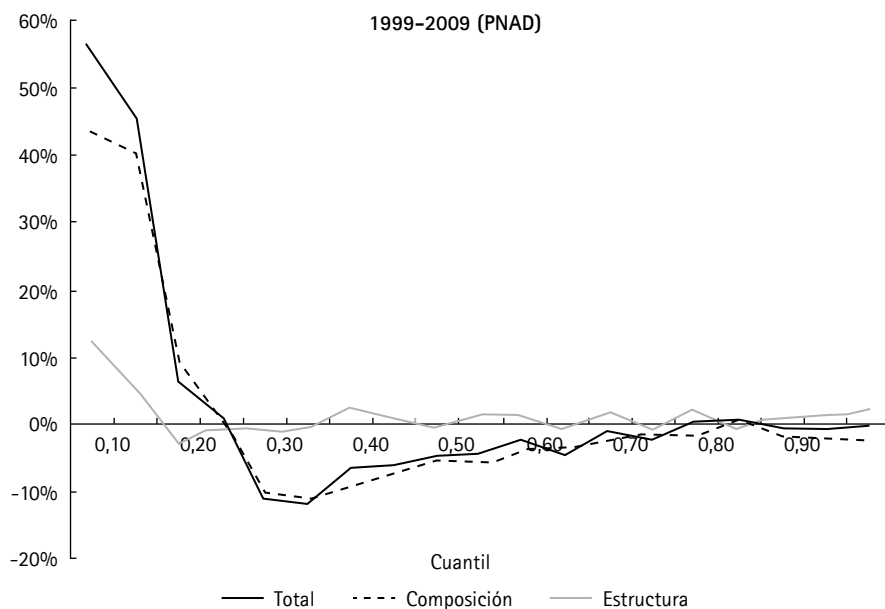
Si bien los primeros resultados sugieren que la mayor parte de la mejora distributiva observada en Brasil se corresponde con un cambio conjunto en la estructura de los retornos asociados a las características de los trabajadores, no son informativos sobre el papel que tuvo cada una de estas características en el efecto agregado. Cada uno de los factores contemplados presenta una evolución diferente durante la década, y cada uno de ellos puede tener efectos dispares en la distribución salarial, que pueden reforzarse entre sí o bien compensarse. En particular, en la sección II se mostró que el mercado de trabajo de Brasil experimentó una mejora distributiva en términos de remuneraciones y, simultáneamente, mejoró la calidad del empleo a partir del proceso de formalización laboral. Esta subsección se centra en las estimaciones del aporte individual de la formalidad y la brecha salarial a ella asociada como factor explicativo de los cambios de la distribución de los salarios. Si bien dicho ejercicio se puede aplicar a cada una de las características consideradas (educación, composición etaria y otras), dado el objetivo del trabajo, el análisis se focalizará en el efecto de la formalidad laboral.

En la figura 8 se presentan los resultados de la descomposición del efecto individual de la característica "trabajador formal" sobre la base de las encuestas PNAD para el período 1999-2009<sup>11</sup>. La interpretación de estos resultados es menos precisa, puesto que se trata de aproximaciones locales al cambio del

---

11 En el cuadro A.9 del anexo se muestran también los resultados de los efectos computados para cada una de las características observables en el período 1999-2009.

**Figura 8.** Porcentajes de descomposición desagregada del efecto distributivo de la formalidad laboral en Brasil (1999-2010)<sup>a</sup>  
(Encuestas nacionales de hogares [PNAD], 1999-2009)



<sup>a</sup> Ocupados en edad legal de trabajar con ingresos positivos. Se calcularon intervalos del 95% de confianza mediante un *bootstrap* de 100 réplicas. La escala de los gráficos los hace indistinguibles de la estimación puntual.

Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD).

indicador distributivo mediante la combinación del método de reponderación junto con las regresiones de la RIF<sup>12</sup>.

La línea etiquetada como "composición" representa el efecto sobre cada ventíl que tendría un escenario contrafáctico en donde habría cambiado solamente la proporción de ocupados formales entre 1999 y el 2009, mientras que la estructura salarial y el resto de las características permanecieran inalteradas. Por otro lado, el efecto de estructura representa los resultados obtenidos en un escenario contrafáctico en el que lo único que se modifica son las brechas

12 En el cuadro A.10 del anexo se presentan los modelos de las estimaciones de la RIF utilizadas para este ejercicio.

salariales de los trabajadores formales (también denominado efecto de estructura salarial o de retorno)<sup>13</sup>. Por último, el efecto total consiste en la suma de ambos efectos parciales.

Según la estimación realizada con la PNAD, la mayor parte del impacto distributivo asociado al efecto de composición de la formalidad tiene lugar en la parte baja de la distribución, mejorando ampliamente los ingresos de los que menos ganan. Dichas mejoras fueron del orden del 56% y del 45% para los asalariados que se ubican en el primer y segundo ventíl, respectivamente. Sin embargo, dicho efecto se reduce un 10% para los salarios que están entre los cuantiles 0,20 a 0,60 del salario. Por otro lado, puede observarse que, si bien tanto la estructura como la composición desempeñan un papel importante en la mejora salarial de los que menos ganan, es esta última la que parece ser cuantitativamente más importante, dado que el efecto positivo de los retornos se diluye a partir del tercer ventíl.

En el cuadro A.11 en el anexo se presentan los cambios distributivos sobre la base de los cinco indicadores de desigualdad mencionados para el mismo ejercicio de descomposición desagregada. La primera fila representa la descomposición detallada asociada con la formalidad laboral. El efecto conjunto de estructura y composición de la formalidad, manteniendo el resto de los factores constantes, reduce la desigualdad salarial medida por el índice de Gini. Es decir, si el grado de formalización y sus retornos asociados hubiesen sido los únicos factores que cambiaron entre 1999 y el 2009, el índice de Gini se habría reducido más de 3 puntos. Sin embargo, cabe destacar que el principal elemento de este efecto agregado es la composición, es decir, el cambio en la desigualdad que se habría registrado si el proceso de formalización no hubiera alterado la estructura de los retornos salariales asociados a la formalidad. El análisis de la distribución de ingresos laborales indica que los que se beneficiaron de dicho proceso son los trabajadores ubicados en la parte inferior de la distribución salarial, donde hubo una notoria reducción de la desigualdad, en contraposición a la brecha de ingresos de los asalariados que se ubican en el tramo superior de la distribución.

---

13 Es importante resaltar que no se está hablando de brechas medias, sino que en esta metodología se denomina brecha o efecto de estructura al cambio de la forma en que las características se vinculan con cada punto de la distribución no condicional.

En términos comparativos, un análisis sucinto sobre el impacto del resto de los determinantes indica que los cambios en la formalidad, junto con las variables geográficas (urbano o rural, estado administrativo) y la rama de actividad son los factores que más impactaron en los cambios de la distribución salarial. Sin embargo, estos últimos tuvieron un rol ampliamente desigualador. El factor más concentrador fue el de los cambios asociados a las brechas regionales entre estados administrativos de Brasil: en ausencia de otros cambios, la desigualdad se habría incrementado 6,5 puntos, medida por el índice de Gini, como consecuencia del efecto de composición en la brecha superior de los salarios. El efecto asociado a los retornos en las distintas ramas de actividad habría incrementado la brecha salarial entre los asalariados de menores ingresos y los de salarios medios, ocasionando un aumento de la desigualdad de poco más de 2 puntos del índice de Gini (véase el cuadro A.11 del anexo).

El resto de los atributos observables considerados en el modelo de ingresos presentan efectos parciales más ambiguos sobre la distribución salarial, y en el agregado no muestran efectos estadísticamente significativos. El cambio individual de perfil educativo del Brasil muestra un efecto igualador en el tramo inferior de los salarios, pero muy desigualador en los ingresos laborales superiores. Por tanto, el efecto de composición de la educación mostraría un incremento en el índice de Gini de casi 5,5 puntos. Por otro lado, y en consonancia con otros estudios sobre Brasil en el mismo período, los cambios de los retornos a la educación fueron ampliamente igualadores de los salarios, sobre todo en el tramo de ingresos medios-altos, con un cambio en la distribución salarial que habría mostrado una reducción del índice de Gini de casi 5 puntos en caso de ser la única diferencia entre 1999 y el 2009. La composición geográfica de los asalariados presentó un leve efecto desigualador en el efecto de composición<sup>14</sup>. El género y los tramos etarios tuvieron efectos parciales significativos en la estructura salarial, pero el impacto en el tramo superior de la distribución fue compensado por el que experimentó el tramo inferior. Finalmente, los cambios sobre la estructura salarial como consecuencia de las modificaciones en los niveles de diferenciales salariales por grupo étnico fueron levemente igualadores a lo largo de toda la distribución. Sin embargo, dicho efecto desaparece en el agregado por un efecto desigualador menor

---

14 Sobre este aspecto, Ferreira, Firpo y Messina (2014) utilizan variables geográficas agregadas por grandes regiones e interactuadas por el carácter rural o urbano (1 indica rural y 0 urbano). En nuestro caso, optamos por variables ficticias a nivel de estado administrativo y otra aditiva por urbano o rural (1 indica urbano y 0 rural).

producido por el cambio en la composición de los asalariados de los distintos grupos étnicos de Brasil.

Una mirada integral del ejercicio sugiere que el proceso de formalización experimentado por el país durante la década del 2000 resultó ser un factor importante en la caída de la desigualdad. Esto se debe en mayor medida a un efecto de cantidad (composición) y no tanto a un efecto de precio (estructura). El primero de ellos mide el hecho de que este proceso posibilita que más personas tengan acceso a un mejor salario, sobre todo aquellas del sector informal que reciben salarios extremadamente bajos. En consecuencia, la mejora en las condiciones de formalidad en Brasil parece haber estado ampliamente asociada a una mejora sustancial de la equidad de la distribución salarial. Por otro lado, la brecha salarial entre formales e informales (condicional a las características observables) se redujo a lo largo del período analizado, lo que implica que, en ausencia de la incorporación de una mayor cantidad de ocupados del sector formal, se esperaría un aumento de la desigualdad en la distribución de los ingresos laborales, sobre todo en el tramo de ingresos medios. Sin embargo, al considerar ambos efectos asociados a la formalidad del empleo, la evolución parece no afectar las propiedades redistributivas de la formalización. Si bien el cambio del diferencial por formalidad implicó una redistribución desde los tramos medios hacia los más bajos, esta se vio ampliamente compensada por el efecto de composición, es decir, por la incorporación de nuevos trabajadores al sector legal del mercado laboral de Brasil.

## V. Comentarios finales

Durante el período comprendido entre 1999 y el 2012, se produjo en Brasil una importante caída de la desigualdad que ubicó a ese país entre los que lograron la mayor disminución de los niveles de concentración de ingresos de la región. Estos cambios ocurrieron en un contexto de crecimiento de la economía y de importantes modificaciones en el mercado laboral. La reducción de la desigualdad de ingresos salariales tuvo lugar junto con una elevada formalización laboral, que fue en gran parte impulsada por distintas medidas de política a favor de una mayor protección de los trabajadores. Con el fin de estudiar el efecto que pudo haber tenido el proceso de formalización brasileño sobre los niveles de concentración del ingreso, en este artículo se realizó un estudio

mediante técnicas de descomposición econométricas, empleando microdatos de las encuestas de hogares y personas.

Se observaron menores ingresos medios entre los trabajadores no registrados que entre quienes sí lo estaban. Sin embargo, al comparar los extremos del período, se encontró un aumento del salario real para el conjunto de los asalariados, evidenciándose un mayor ingreso medio tanto en el grupo de los formales como en el de los informales. Existieron también diferencias en el crecimiento registrado a lo largo de la distribución de cada grupo: los trabajadores formales de menores ingresos mostraron una mayor expansión de su poder adquisitivo.

Al descomponer la evolución de la desigualdad brasileña caracterizada por esta tendencia distributiva, el análisis indicó que el cambio conjunto de los perfiles de características observables de los trabajadores tuvo un papel desigualador, pero dicho efecto fue compensado con creces por el cambio de los retornos salariales. En otras palabras, aun cuando el perfil de los asalariados brasileños hubiese sido similar al de principios de la década del 2000, la desigualdad de los ingresos por hora habría mejorado como consecuencia del cambio en la estructura de remuneraciones del mercado laboral. Sin embargo, dentro de estos efectos agregados sobre la distribución salarial, coexisten diferentes dinámicas asociadas con cada uno de los atributos de los trabajadores, entre ellos, la formalidad del empleo. Al desglosar el aporte de la formalización a dicha evolución, los resultados indicaron que un escenario en donde solo hubiera cambiado el grado de formalización habría denotado un efecto redistributivo sustancial mediante el aumento de los ingresos de los ventiles más bajos. Por otro lado, el efecto del diferencial salarial por trabajar en un empleo formal también redundó en caídas de la desigualdad salarial, pero de manera mucho más tenue que en el escenario alternativo. En términos comparativos, el aporte del efecto individual de la formalización aparece como el principal factor igualador de salarios, comparado con el efecto de la distribución geográfica del empleo o el de la asignación sectorial, que tuvieron un rol desigualador.

Si bien este tipo de ejercicios contrafactuales no incorporan los efectos de equilibrio general de la formalización, es posible utilizar estos resultados como una aproximación para medir la relación entre las dinámicas salariales y los cambios observados en el empleo formal. Aunque algunos de estos

cambios pueden asociarse directamente con el proceso de crecimiento económico experimentado por Brasil durante el período considerado, este patrón se vio probablemente potenciado por el cambio de las instituciones laborales (por ejemplo, el grado de sindicalización), conjuntamente con el accionar de las políticas públicas, que generaron un ambiente propicio para la creación de empleos formales.

## Agradecimientos

Los autores agradecen el financiamiento de la CEPAL para la realización de una versión anterior de este trabajo que sirvió de base para el presente artículo, en particular a Verónica Amarante por su apoyo y comentarios durante el proceso de elaboración. Asimismo, agradecen especialmente a Rodrigo Arim y Guillermo Cruces por sus valiosos comentarios y sugerencias. Finalmente, agradecer a los revisores anónimos que contribuyeron a mejorar la calidad de esta investigación. Cabe resaltar que cualquier error es de entera responsabilidad de los autores.

## Referencias

1. Alejo, J., Gabrielli, F. & Sosa Escudero, W. (2014). The distributive effects of education: An unconditional quantile regression approach. *Revista de Análisis Económico - Economic Analysis Review* (RAE-EAR), 29(1), 53-76.
2. Barros, R., Carvalho, M., Franco S., & Mendonça, R. (2010). Markets, the State and the dynamics of inequality in Brazil. L. Lopez-Calva & N. Lustig (eds.), *Declining inequality in Latin America: A decade of progress?* (Cap. 6). Washington, D. C.: Brookings Institution.
3. Blinder, A. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8, 436-455.
4. Chahad, J. P. Z., & Macedo, R. (2003). A evolução do emprego no período 1992-2001 e a ampliação do mercado formal brasileiro desde 1999. J. P. Z. Chahad & P. Pichetti (eds.), *Mercado de trabalho no Brasil - padres*

*de comportamento e transformações institucionais* (pp. 213-245). São Paulo: Editora LTr.

5. Delgado, G., Querino, A., Campos, A., Vaz, F., Rangel, L., & Stivali, M. (2007). *Avaliação do SIMPLES: implicações à formalização previdenciária* (Texto para Discussão 1277). Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
6. DiNardo, J., Fortin, N., & Lemieux, T. (1996). Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach. *Econometrica*, 64(5), 1001-1044.
7. Ferreira, F., Firpo, S., & Messina, J. (2014). *A more level playing field? Explaining the decline in earnings inequality in Brazil, 1995-2012* (Working Paper 12). IRIBA.
8. Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions, *Econometrica*, 77(3), 953-973.
9. Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2011). Decomposition methods in economics. D. Card & O. Ashenfelter (eds.), *Handbook of Labor Economics* (vol. 4, part A, pp. 1-102). North Holland: Elsevier.
10. Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística: <http://www.ibge.gov.br/>.
11. Lustig, N., & Gasparini, L. (2011). *The rise and fall of income inequality in Latin America* (Working Paper 1110). Departamento de Economía, Tulane University.
12. Lustig, N., López-Calva, L., & Ortiz-Juárez, E. (2012). *Declining inequality in Latin America in the 2000s: The cases of Argentina, Brazil, and Mexico* (Working Paper 307). Center for Global Development.
13. Maurizio, R. (2014). *Labour formalization and declining inequality in Argentina and Brazil in the 2000s. A dynamic approach* (Research Paper Series 9). Ginebra: Organización Internacional del Trabajo (OIT).
14. Neri, M., & Fontes, A. (2010). *Brasil, sector informal y políticas públicas en América Latina*. Río de Janeiro: Fundación Konrad Adenauer

15. Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14, 693-709.
16. OIT (Organización Internacional del Trabajo). (2010). *Panorama laboral 2010. América Latina y el Caribe*. Lima: OIT.
17. OIT (Organización Internacional del Trabajo). (2014). *Notas sobre formalización. Estudio de caso: Brasil, Lima, Programa de Promoción de la Formalización en América Latina y el Caribe*. Lima: OIT.
18. Tornarolli, L., Battistón, D., Gasparini, L., & Gluzmann, P. (2014). *Exploring trends in labor informality in Latin America, 1990-2010* (Documento de Trabajo 159). CEDLAS.
19. Simão, A. R. A. (2009). Sistema de vigilância e fiscalização do trabalho no Brasil: Efeitos sobre a expansão do emprego formal no período 1999-2007. *Mercado Do Trabalho*, (Nota Técnica 39). IPEA.
20. Sistema Federal de Inspeção do Trabalho - Ministério de Trabalho e Emprego de Brasil. <http://www.brasil.gov.br/>
21. Valenzuela, M. E., & C. Mora (eds.) (2009). *Trabajo doméstico: un largo camino hacia el trabajo decente*. Santiago de Chile: OIT.

Anexos

Cuadro A.1. Evolución de la cantidad de ocupados en puestos de trabajo informales y del total de ocupados en Brasil (1999-2012) (en número de personas y porcentajes)<sup>a</sup>

	Informales	Ocupados	Proporción
1999	36.973.911	68.030.871	54,35
2001	38.046.612	72.491.265	52,48
2002	40.029.263	75.298.342	53,16
2003	39.880.604	76.560.246	52,09
2004	41.189.636	80.284.864	51,30
2005	41.737.494	82.691.071	50,47
2006	41.770.994	84.608.741	49,37
2007	41.118.230	86.828.740	47,36
2008	41.044.327	88.844.065	46,20
2009	39.923.107	89.183.031	44,77
2011	35.660.098	89.988.642	39,63
2012	35.305.023	91.460.424	38,60

<sup>a</sup> Datos expandidos a partir de la encuesta PNAD. Se considera al total de ocupados y trabajadores informales residentes en el Brasil mayores de 15 años, con excepción de aquellos que viven en la zona rural de la región norte.

Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

Cuadro A.2. Porcentajes de evolución de los principales indicadores del mercado de trabajo en Brasil (1999-2012)

A. Según sexo

Año	Hombres			Mujeres		
	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo
1999	83,19	76,79	7,69	55,21	48,65	11,88
2001	82,30	76,24	7,37	55,03	48,57	11,74
2002	82,41	76,50	7,17	56,42	49,99	11,40
2003	82,13	75,83	7,68	56,80	49,88	12,18
2004	82,26	76,70	6,77	57,76	51,04	11,63
2005	82,47	76,69	7,02	59,02	51,86	12,14
2006	82,03	76,83	6,34	58,89	52,43	10,97
2007	81,46	76,60	5,96	58,62	52,33	10,73
2008	81,61	77,43	5,13	58,52	52,94	9,53
2009	81,40	76,45	6,08	58,83	52,38	10,96
2011	79,50	75,69	4,79	55,92	50,87	9,04
2012	78,96	75,35	4,58	55,79	51,24	8,16

(Continúa)

**Cuadro A.2.** Porcentajes de evolución de los principales indicadores del mercado de trabajo en Brasil (1999-2012) (*continuación*)

B. Según tramos de edad									
Año	Menos de 25 años			25 a 45 años			Más de 45 años		
	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo
1999	66,80	54,70	18,12	80,66	74,49	7,64	52,85	50,62	4,22
2001	65,46	53,82	17,79	80,56	74,54	7,47	52,18	49,99	4,19
2002	66,66	54,72	17,92	81,48	75,67	7,13	52,82	50,74	3,95
2003	66,71	54,04	19,00	81,76	75,39	7,80	53,02	50,74	4,30
2004	67,77	55,41	18,25	82,55	76,70	7,10	53,00	51,03	3,71
2005	69,18	55,76	19,41	83,31	77,28	7,25	53,63	51,56	3,87
2006	67,90	55,73	17,91	83,11	77,53	6,71	54,22	52,35	3,44
2007	67,82	56,40	16,83	83,05	77,43	6,77	53,45	51,61	3,43
2008	67,60	57,10	15,53	83,28	78,40	5,87	53,88	52,34	2,85
2009	67,35	55,35	17,82	83,92	78,03	7,02	53,58	51,73	3,47
2011	63,85	54,15	15,20	82,26	77,56	5,71	51,53	50,18	2,62
2012	63,72	54,43	14,59	82,32	78,10	5,13	51,33	50,05	2,48

C. Según nivel educativo									
Año	Primaria incompleta			Primaria completa			Secundaria incompleta		
	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo
1999	64,64	59,41	8,08	73,50	66,28	9,82	63,75	51,10	19,83
2001	63,03	57,92	8,11	72,74	65,90	9,40	62,33	50,98	18,20
2002	63,34	58,61	7,47	73,55	66,94	9,01	62,82	51,25	18,42
2003	62,99	58,04	7,87	73,93	66,86	9,56	63,08	50,47	19,99
2004	63,00	58,51	7,14	74,26	68,00	8,46	64,19	52,40	18,38
2005	63,24	58,63	7,29	74,29	67,56	9,06	64,80	52,12	19,58
2006	62,52	58,46	6,50	73,63	67,79	7,94	64,49	53,00	17,82
2007	61,25	57,60	5,96	72,73	67,27	7,51	64,15	53,08	17,25
2008	60,85	57,72	5,15	73,02	68,08	6,76	62,60	53,52	14,51
2009	60,05	56,19	6,43	73,40	67,65	7,84	62,97	52,75	16,23
2011	56,12	53,19	5,22	71,28	66,84	6,23	58,43	50,52	13,53
2012	55,30	52,71	4,69	69,11	65,07	5,85	59,32	51,27	13,57

(Continúa)

Cuadro A.2. Porcentajes de evolución de los principales indicadores del mercado de trabajo en Brasil (1999-2012) (*continuación*)

## C. Según nivel educativo

Año	Secundaria completa			Superior incompleta			Superior completa		
	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo
1999	79,18	70,72	10,69	73,97	66,41	10,22	85,09	81,59	4,11
2001	79,38	71,54	9,87	74,51	67,19	9,83	85,80	82,81	3,49
2002	79,93	71,56	10,48	75,79	68,36	9,81	86,19	83,28	3,38
2003	79,73	70,94	11,03	75,82	68,05	10,28	85,56	82,29	3,84
2004	80,20	71,85	10,41	76,68	69,36	9,57	84,82	81,91	3,44
2005	81,67	73,10	10,50	77,15	68,95	10,65	85,77	82,47	3,86
2006	80,95	73,10	9,69	76,89	69,68	9,38	85,52	82,46	3,58
2007	80,31	72,26	10,02	77,41	70,88	8,43	84,67	80,77	4,61
2008	80,43	73,59	8,50	77,77	71,32	8,29	85,00	81,71	3,87
2009	80,80	72,86	9,83	77,78	70,36	9,55	84,64	81,36	3,88
2011	78,33	72,27	7,74	76,32	70,55	7,56	83,21	80,29	3,51
2012	78,48	73,09	6,87	74,99	69,86	6,84	83,39	80,59	3,35

## D. Según ascendencia racial

Año	Blanco			Mestizo			Indio		
	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo
1999	67,84	61,99	8,62	69,94	62,76	10,27	75,28	66,49	11,67
2001	67,42	61,98	8,08	68,88	61,78	10,30	70,34	63,55	9,67
2002	68,02	62,58	7,99	69,80	62,92	9,86	72,70	66,26	8,85
2003	68,24	62,33	8,67	69,84	62,62	10,34	71,30	62,18	12,79
2004	68,65	63,27	7,84	70,40	63,52	9,79	70,02	61,97	11,49
2005	69,39	63,78	8,10	71,00	63,70	10,29	70,25	63,50	9,61
2006	69,39	64,25	7,41	70,40	63,97	9,13	69,78	63,09	9,59
2007	68,82	63,92	7,11	70,24	64,00	8,88	71,66	65,00	9,29
2008	68,82	64,61	6,11	70,22	64,85	7,64	70,33	65,78	6,47
2009	68,76	63,86	7,13	70,27	63,84	9,16	72,33	65,44	9,52
2011	66,67	62,88	5,69	67,30	62,24	7,52	63,91	60,73	4,97
2012	66,39	62,99	5,11	67,04	62,35	7,00	66,90	62,54	6,51

(Continúa)

**Cuadro A.2.** Porcentajes de evolución de los principales indicadores del mercado de trabajo en Brasil (1999-2012) (*continuación*)

D. Según ascendencia racial

Año	Afro			Otro		
	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo
1999	68,50	60,30	11,98	63,47	60,06	5,37
2001	69,28	60,49	12,69	63,54	59,70	6,04
2002	70,74	62,05	12,30	64,68	60,88	5,87
2003	69,55	60,50	13,03	60,78	56,18	7,56
2004	70,50	62,07	11,96	63,96	59,69	6,68
2005	71,95	63,23	12,12	70,23	65,97	6,07
2006	71,59	63,79	10,89	64,32	59,90	6,87
2007	70,83	63,79	9,94	65,04	60,18	7,48
2008	70,88	64,31	9,28	64,33	61,00	5,17
2009	71,69	64,62	9,85	61,14	56,25	8,01
2011	69,54	64,02	7,94	62,16	58,44	5,97
2012	68,84	63,60	7,61	62,97	60,69	3,63

E. Según región de residencia

Año	Rural			Urbano		
	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo
1999	77,87	75,59	2,93	66,56	59,12	11,17
2001	76,22	74,26	2,58	66,66	59,64	10,53
2002	76,93	74,99	2,51	67,48	60,57	10,24
2003	76,77	74,82	2,56	67,59	60,17	10,97
2004	77,32	75,20	2,75	68,13	61,29	10,04
2005	78,08	75,82	2,90	68,90	61,68	10,48
2006	76,95	74,65	2,99	68,76	62,31	9,38
2007	75,45	73,28	2,88	68,57	62,40	8,99
2008	74,67	72,77	2,53	68,72	63,32	7,86
2009	73,86	71,52	3,16	68,91	62,63	9,11
2011	69,47	67,71	2,54	66,82	61,97	7,25
2012	68,15	66,10	3,01	66,67	62,27	6,60

Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

**Cuadro A.3.** Porcentajes de incidencia de la informalidad y contribución a esta de diferentes categorías de ocupados en Brasil (1999-2012)

A. Según sexo

Año	Contribución a la informalidad		Incidencia de la informalidad	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
1999	58,15	41,85	53,22	56,01
2001	58,28	41,72	51,84	53,43
2002	57,65	42,35	52,47	54,14
2003	57,47	42,53	51,39	53,07
2004	56,59	43,41	50,26	52,74
2005	56,29	43,71	49,42	51,91
2006	55,96	44,04	48,29	50,81
2007	55,77	44,23	46,12	49,02
2008	55,70	44,30	44,99	47,81
2009	55,84	44,16	43,81	46,03
2011	57,53	42,47	39,65	39,60
2012	57,92	42,08	39,00	38,07

B. Según tramos de edad

Año	Contribución a la informalidad			Incidencia de la informalidad		
	Menos 25	25 a 45	46 y más	Menos 25	25 a 45	46 y más
1999	25,60	46,12	28,29	62,07	47,47	62,05
2001	24,88	46,87	28,25	59,23	46,20	60,04
2002	24,92	46,27	28,81	60,80	46,41	60,78
2003	24,35	46,40	29,25	59,39	45,83	58,82
2004	24,25	46,39	29,36	58,92	45,06	57,80
2005	23,73	46,14	30,13	57,31	44,26	57,42
2006	23,28	45,74	30,98	57,21	42,95	55,95
2007	22,19	46,38	31,43	53,90	41,57	53,78
2008	21,36	45,60	33,04	51,95	40,16	53,47
2009	20,49	45,94	33,57	50,34	38,95	51,86
2011	18,83	46,09	35,08	43,00	34,52	46,75
2012	19,44	44,64	35,93	43,77	32,81	45,71

(Continúa)

**Cuadro A.3.** Porcentajes de incidencia de la informalidad y contribución a esta de diferentes categorías de ocupados en Brasil (1999-2012) (*continuación*)

C. Según nivel educativo

Año	Contribución a la informalidad					
	Prim. inc.	Prim. com.	Sec. inc.	Sec. com.	Sup. inc.	Sup. com.
1999	73,56	6,91	6,57	8,21	2,40	1,86
2001	69,28	7,36	7,25	10,21	3,06	2,15
2002	67,16	7,62	7,57	11,37	3,28	2,33
2003	65,31	8,11	8,19	11,98	3,46	2,36
2004	63,50	8,23	8,71	13,19	3,44	2,42
2005	62,46	8,16	8,55	14,02	3,73	2,55
2006	60,52	8,43	8,88	14,79	4,15	2,78
2007	58,06	9,46	8,64	14,60	4,44	4,33
2008	56,59	9,36	9,15	15,74	4,33	4,43
2009	55,82	8,76	9,02	16,60	4,39	4,42
2011	53,53	10,53	8,62	17,63	4,45	4,94
2012	52,02	10,29	8,86	17,82	5,34	5,35

Año	Incidencia de la informalidad					
	Prim. inc.	Prim. com.	Sec. inc.	Sec. com.	Sup. inc.	Sup. com.
1999	69,22	44,76	50,63	30,47	25,96	15,45
2001	68,39	44,84	51,54	31,21	26,98	16,34
2002	69,40	47,35	54,81	32,76	27,80	17,24
2003	69,00	48,36	55,89	31,94	27,02	16,49
2004	68,96	47,53	56,52	32,25	26,56	16,07
2005	68,64	47,65	55,65	31,94	27,04	16,21
2006	67,98	47,82	55,94	31,65	27,30	16,23
2007	66,18	46,79	54,36	31,19	26,99	18,79
2008	65,86	46,93	53,25	30,29	25,19	19,01
2009	65,10	45,31	52,83	29,90	24,26	17,27
2011	61,19	41,56	47,73	26,17	21,02	15,29
2012	59,96	41,15	46,88	25,81	22,30	15,44

(*Continúa*)

**Cuadro A.3.** Porcentajes de incidencia de la informalidad y contribución a esta de diferentes categorías de ocupados en Brasil (1999-2012) (*continuación*)

D. Según ascendencia racial

Año	Contribución a la informalidad					Incidencia de la informalidad				
	Blanco	Mestizo	Indio	Afro	Otro	Blanco	Mestizo	Indio	Afro	Otro
1999	48,22	45,32	0,22	5,85	0,37	47,08	64,70	73,46	57,26	38,11
2001	48,06	45,34	0,16	6,04	0,38	45,69	62,33	60,07	53,55	38,19
2002	47,68	45,58	0,24	6,14	0,35	46,27	62,86	63,77	54,55	39,13
2003	46,17	47,03	0,24	6,20	0,34	44,73	62,17	65,03	52,50	38,72
2004	46,19	46,88	0,18	6,37	0,39	44,27	60,81	52,51	52,07	42,54
2005	44,75	47,79	0,22	6,80	0,42	43,48	59,62	57,41	50,33	37,09
2006	44,22	47,49	0,33	7,56	0,40	42,25	58,43	57,75	50,58	36,90
2007	43,97	46,90	0,37	8,23	0,47	40,54	55,93	56,50	48,43	41,14
2008	43,13	48,36	0,38	7,61	0,52	39,80	53,82	57,98	46,87	38,44
2009	42,24	49,18	0,28	7,92	0,37	37,90	52,70	51,76	46,62	35,15
2011	41,63	47,77	0,40	9,73	0,47	33,30	46,76	47,90	42,44	32,98
2012	39,98	50,26	0,29	9,04	0,44	32,10	45,71	47,06	40,17	29,80

E. Según región de residencia

Año	Contribución a la informalidad		Incidencia de la informalidad	
	Rural	Urbano	Rural	Urbano
1999	33,68	66,32	81,14	46,55
2001	28,06	71,94	82,84	45,93
2002	27,36	72,64	83,15	46,80
2003	27,45	72,55	82,15	45,76
2004	26,69	73,31	80,97	45,27
2005	27,27	72,73	80,15	44,32
2006	26,41	73,59	78,56	43,56
2007	26,08	73,92	76,75	41,72
2008	25,39	74,61	75,13	40,85
2009	25,29	74,71	73,49	39,53
2011	24,75	75,25	72,81	34,46
2012	24,41	75,59	70,32	33,69

(Continúa)

**Cuadro A.3.** Porcentajes de incidencia de la informalidad y contribución a esta de diferentes categorías de ocupados en Brasil (1999-2012) (*continuación*)

F. Según rama de actividad

Año	Contribución a la informalidad					
	Agricu., ganad., caza y silvicult.	Pesca	Explotación de minas y canteras	Industrias manufactureras	Suministro de electricidad, gas y agua	Construcción
1999	35,75	1,07	0,27	6,56	0,17	9,04
2001	32,14	0,71	0,27	7,08	0,17	9,18
2002	31,63	0,68	0,26	9,43	0,06	9,69
2003	32,23	0,72	0,30	9,42	0,06	9,16
2004	31,06	0,76	0,24	9,29	0,06	8,99
2005	30,99	0,80	0,25	9,62	0,06	9,14
2006	29,90	0,66	0,21	9,53	0,08	9,29
2007	28,39	0,63	0,22	9,83	0,05	9,71
2008	28,12	0,69	0,16	9,49	0,06	10,55
2009	27,73	0,81	0,16	9,51	0,06	10,66
2011	27,58	0,74	0,17	7,73	0,06	12,59
2012	25,71	0,73	0,15	8,06	0,03	13,08

Año	Contribución a la informalidad					
	Comercio	Hoteles y restaurantes	Transp., almac. y comu.	Intermediación financiera	Actividades inmobiliarias, empresariales	Administración pública y defensa
1999	16,44	3,81	3,20	0,22	1,91	1,57
2001	17,43	4,14	3,59	0,27	2,17	1,62
2002	16,84	3,99	3,70	0,40	3,21	1,49
2003	17,34	3,99	3,62	0,37	3,24	1,47
2004	17,40	4,06	3,61	0,34	3,30	1,55
2005	17,47	4,09	3,46	0,35	3,22	1,54
2006	17,09	4,26	3,52	0,38	3,69	1,56
2007	17,77	4,14	3,73	0,42	3,70	1,50
2008	17,06	4,50	3,75	0,31	4,11	1,10
2009	17,07	4,46	3,63	0,37	3,81	1,19
2011	16,66	5,43	4,04	0,28	3,95	1,23
2012	16,89	5,57	4,17	0,35	4,11	1,67

(Continúa)

**Cuadro A.3.** Porcentajes de incidencia de la informalidad y contribución a esta de diferentes categorías de ocupados en Brasil (1999-2012) *(continuación)*

F. Según rama de actividad

Año	Contribución a la informalidad				
	Enseñanza	Seguros sociales y de salud	Otras actividades de servicios comunitarios	Hogares privados con servicio doméstico	Org. y órganos extraterritoriales
1999	1,66	1,00	5,54	10,98	0,00
2001	1,74	1,26	5,95	11,66	0,01
2002	1,74	1,29	4,90	10,31	0,00
2003	1,74	1,19	4,44	10,30	0,00
2004	1,71	1,16	5,28	10,75	0,00
2005	1,83	1,24	4,73	10,82	0,01
2006	1,84	1,29	5,45	10,81	0,00
2007	1,89	1,43	5,44	10,82	0,00
2008	1,60	1,23	6,13	10,78	0,00
2009	1,55	1,19	5,57	11,83	0,00
2011	1,47	1,12	5,32	11,42	0,00
2012	1,59	1,20	5,66	10,88	0,00

Año	Incidencia de la informalidad					
	Agricu., ganad., caza y silvicult.	Pesca	Explotación de minas y canteras	Industrias manufactureras	Suministro de electricidad, gas y agua	Construcción
1999	88,13	91,55	45,11	29,65	11,23	71,92
2001	88,09	91,09	41,10	29,01	10,76	71,99
2002	88,54	89,06	41,92	36,46	7,58	70,73
2003	87,85	89,43	39,06	35,65	7,20	71,65
2004	86,59	89,00	31,08	33,50	7,23	70,68
2005	86,44	85,43	34,11	34,01	7,59	69,17
2006	84,99	80,96	27,08	33,37	8,41	68,36
2007	82,80	78,66	24,52	31,78	5,52	66,99
2008	82,73	77,50	19,92	30,21	6,39	64,22
2009	81,96	76,14	17,63	30,30	5,85	62,96
2011	80,23	70,98	16,40	23,93	5,92	58,41
2012	78,31	68,92	14,38	23,32	3,44	56,90

*(Continúa)*

**Cuadro A.3.** Porcentajes de incidencia de la informalidad y contribución a esta de diferentes categorías de ocupados en Brasil (1999-2012) (*continuación*)

F. Según rama de actividad

Año	Incidencia de la informalidad					
	Comercio	Hoteles y restaurantes	Transp., almac. y comu.	Intermediación financiera	Actividades inmobiliarias, empresariales	Administración pública y defensa
1999	52,95	57,77	38,41	10,96	38,38	17,80
2001	52,00	56,64	39,17	12,91	40,35	17,02
2002	52,09	57,59	41,11	16,40	30,65	15,66
2003	50,90	57,92	39,80	14,77	29,29	14,98
2004	50,76	57,87	38,94	14,04	29,09	15,32
2005	48,78	56,13	37,16	14,48	27,54	15,21
2006	47,35	55,13	37,10	14,89	28,96	14,88
2007	46,29	52,64	35,71	14,53	27,95	13,88
2008	44,90	53,49	33,98	11,14	28,48	10,07
2009	42,62	51,20	33,20	13,02	25,50	10,07
2011	36,55	43,75	28,43	8,14	20,56	8,73
2012	36,26	44,68	28,33	10,00	20,59	11,50

Año	Incidencia de la informalidad				
	Enseñanza	Seguros sociales y de salud	Otras actividades de servicios comunitarios	Hogares privados con servicio doméstico	Org. y órganos extraterritoriales
1999	16,33	15,35	65,30	62,63	17,52
2001	16,48	17,28	65,17	60,69	55,12
2002	16,49	19,00	64,30	70,86	8,03
2003	16,20	17,10	60,93	69,70	15,06
2004	15,71	16,91	63,75	70,97	15,33
2005	16,63	17,54	61,14	70,25	34,28
2006	16,22	17,39	61,88	69,38	39,21
2007	15,61	17,84	61,67	68,43	15,59
2008	13,01	14,85	62,85	68,91	18,15
2009	12,03	13,88	57,82	67,70	16,44
2011	10,55	11,29	54,47	62,84	23,11
2012	10,87	11,06	53,90	61,46	34,82

(Continúa)

**Cuadro A.3.** Porcentajes de incidencia de la informalidad y contribución a esta de diferentes categorías de ocupados en Brasil (1999-2012) (*continuación*)

G. Según sector de actividad (solo asalariados)

Año	Total asalariados	Contribución a la informalidad		Incidencia de la informalidad	
		Asalariado público	Asalariado privado	Asalariado público	Asalariado privado
1999	35,35	7,87	92,13	14,41	40,36
2001	34,64	6,94	93,06	13,12	39,47
2002	34,98	6,28	93,72	12,04	40,10
2003	33,87	6,19	93,81	11,57	38,80
2004	33,83	6,20	93,80	11,82	38,57
2005	32,65	6,26	93,74	11,67	37,10
2006	32,11	6,24	93,76	11,36	36,56
2007	29,98	6,67	93,33	11,21	34,06
2008	28,81	4,01	95,99	6,61	33,51
2009	27,87	4,45	95,55	6,97	32,40
2011	23,75	5,16	94,84	6,84	27,44
2012	23,41	5,93	94,07	7,81	26,79

Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

**Cuadro A.4.** Informalidad por decil del ingreso por hora

Decil	Total			Asalariados		
	1999 <sup>a</sup> (%)	2009 (%)	Cambio (p.p.) <sup>b</sup>	1999 <sup>a</sup> (%)	2009 (%)	Cambio (p.p.) <sup>b</sup>
1	89	93	4	89	93	4
2	60	56	-5	60	56	-5
3	51	28	-23	51	28	-23
4	37	26	-11	37	26	-11
5	30	22	-8	30	22	-8
6	25	20	-4	25	20	-4
7	20	16	-4	20	16	-4
8	18	13	-5	18	13	-5
9	13	10	-3	13	10	-3
10	10	7	-2	10	7	-2

<sup>a</sup> Modelo Probit de 1999 con características del 2009. <sup>b</sup> Puntos porcentuales.

Fuente: elaboración propia en base a PNAD (2015).

**Cuadro A.5.** Probabilidad de ser informalidad por decil del ingreso por hora

Decil	Total			Asalariado		
	1999 <sup>a</sup> (%)	2009 (%)	Cambio (p.p.) <sup>b</sup>	1999 <sup>a</sup> (%)	2009 (%)	Cambio (p.p.) <sup>b</sup>
1	68	65	-2	68	68	-1
2	58	55	-3	57	55	-2
3	50	46	-3	48	45	-3
4	46	43	-3	44	42	-2
5	42	40	-3	40	38	-2
6	40	37	-2	37	35	-2
7	36	34	-3	33	31	-2
8	33	31	-2	29	27	-2
9	27	26	-2	23	22	-1
10	22	20	-1	17	16	-1

<sup>a</sup> Modelo Probit de 1999 con características del 2009. <sup>b</sup> Puntos porcentuales.

Fuente: elaboración propia a partir de PNAD (2015).

**Cuadro A.6.** Coeficiente de Gini de la distribución de ingresos laborales en Brasil (1999-2012)

	Total de ocupados					
	Ingreso laboral			Ingreso laboral horario		
	Total	Formales	Informales	Total	Formales	Informales
1999	0,554	0,522	0,519	0,558	0,533	0,526
2001	0,554	0,520	0,536	0,564	0,538	0,547
2002	0,552	0,519	0,531	0,556	0,529	0,541
2003	0,544	0,509	0,520	0,562	0,542	0,530
2004	0,537	0,499	0,519	0,550	0,525	0,529
2005	0,533	0,500	0,508	0,544	0,521	0,523
2006	0,531	0,498	0,510	0,542	0,516	0,535
2007	0,518	0,484	0,512	0,538	0,518	0,532
2008	0,511	0,479	0,509	0,515	0,493	0,511
2009	0,508	0,473	0,508	0,521	0,501	0,514
2011	0,490	0,466	0,486	0,572	0,564	0,550
2012	0,486	0,461	0,490	0,562	0,557	0,536

(Continúa)

**Cuadro A.6.** Coeficiente de Gini de la distribución de ingresos laborales en Brasil (1999-2012)<sup>a</sup> (continuación)

	Asalariados					
	Ingreso laboral			Ingreso laboral horario		
	Total	Formales	Informales	Total	Formales	Informales
1999	0,517	0,487	0,455	0,529	0,505	0,470
2001	0,514	0,484	0,462	0,531	0,507	0,494
2002	0,514	0,485	0,452	0,524	0,500	0,479
2003	0,500	0,471	0,438	0,530	0,512	0,466
2004	0,493	0,461	0,434	0,514	0,494	0,453
2005	0,488	0,459	0,430	0,506	0,488	0,454
2006	0,483	0,454	0,424	0,500	0,481	0,453
2007	0,475	0,448	0,423	0,505	0,489	0,463
2008	0,468	0,442	0,426	0,477	0,461	0,431
2009	0,468	0,437	0,442	0,482	0,465	0,445
2011	0,452	0,432	0,408	0,553	0,550	0,480
2012	0,442	0,421	0,409	0,543	0,540	0,466

<sup>a</sup> Universo restringido a la edad legal para trabajar: mujeres de zonas urbanas de 16 a 60 años, mujeres rurales de 16 a 55 años, hombres de zonas urbanas de 16 a 65 años y hombres de zonas rurales de 16 a 60 años. Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

**Cuadro A.7.** Reclasificación de 1999 con tramos del 2009

Deciles 1999	Clasificación con tramos del 2009									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	5825929	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	6136466	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3	1587196	3844313	0	0	0	0	0	0	0	0
4	0	4903369	1057366	0	0	0	0	0	0	0
5	0	0	2117180	3674767	0	0	0	0	0	0
6	0	0	0	652822	4585627	406002	0	0	0	0
7	0	0	0	0	0	4273007	1553460	0	0	0
8	0	0	0	0	0	0	2583067	3297891	0	0
9	0	0	0	0	0	0	0	933703	4838954	0
10	0	0	0	0	0	0	0	0	111505	5596632

Fuente: elaboración propia en base a PNAD.

**Cuadro A.8.** Porcentajes de evolución de los perfiles observables de los asalariados en Brasil (1999-2009)

	1999	2009	Diferencia
Formal	65%	72%	7,4% (0,20%)
Edad (< 25)	27,1%	22,1%	-5,0% (0,19%)
Edad (> 45)	16,4%	21,0%	4,6% (0,17%)
Primaria completa	9,1%	8,6%	-0,5% (0,13%)
Secundaria incompleta	8,6%	8,3%	-0,3% (0,12%)
Secundaria completa	17,7%	28,4%	10,7% (0,19%)
Superior incompleta	6,6%	10,0%	3,4% (0,12%)
Superior completa	7,5%	12,6%	5,2% (0,14%)
Urbano	86,2%	90,4%	4,2% (0,14%)
Mestizo	36,8%	41,3%	4,5% (0,22%)
Indígena	0,1%	0,2%	0,1% (0,02%)
Afroamericano	6,3%	8,3%	1,9% (0,12%)
Otras razas	0,40%	0,39%	-0,01% (0,03%)
Hombre	57,8%	55,2%	-2,5% (0,22%)
Agrícola, actividades primarias	10,9%	8,1%	-2,9% (0,13%)
Construcción	5,8%	5,9%	0,02% (0,10%)
Comercio minorista y turismo (hoteles y restaurantes)	16,6%	19,9%	3,2% (0,17%)
Electricidad, gas, agua, transporte, comunicaciones	6,3%	5,6%	-0,7% (0,10%)
Bancos, finanzas, seguros, servicios profesionales	4,1%	9,1%	4,9% (0,11%)
Administración pública y defensa	7,9%	7,8%	-0,1% (0,12%)
Educación, salud, servicios personales	16,9%	16,3%	-0,6% (0,17%)
Servicio doméstico	15,1%	11,6%	-3,4% (0,15%)

Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

**Cuadro A.9.** Descomposiciones de los ingresos horarios en Brasil según DiNardo, Fortin y Lemieux (1996)<sup>a</sup>

A. Encuestas nacionales de hogares (PNAD), 1999-2009

	90-10	50-10	90-50	Var(log)	Gini	Theil
<b>Asalariados</b>						
<i>Brecha bruta</i>	-0,405 (0,008)	-0,245 (0,008)	-0,161 (0,005)	-0,196 (0,005)	-0,047 (0,004)	-0,008 (0,032)
<i>Efecto composición</i>	0,159 (0,014)	-0,002 (0,009)	0,160 (0,011)	0,075 (0,003)	0,031 (0,003)	0,038 (0,015)
<i>Efecto estructura</i>	-0,564 (0,014)	-0,243 (0,011)	-0,321 (0,012)	-0,271 (0,005)	-0,077 (0,005)	-0,046 (0,029)
<b>Asalariados hombres</b>						
<i>Brecha bruta</i>	-0,444 (0,027)	-0,268 (0,008)	-0,176 (0,024)	-0,194 (0,008)	-0,044 (0,008)	0,004 (0,053)
<i>Efecto composición</i>	0,145 (0,016)	0,004 (0,007)	0,141 (0,016)	0,080 (0,005)	0,035 (0,004)	0,067 (0,019)
<i>Efecto estructura</i>	-0,589 (0,023)	-0,272 (0,008)	-0,317 (0,022)	-0,274 (0,008)	-0,079 (0,006)	-0,063 (0,039)
<b>Asalariados mujeres</b>						
<i>Brecha bruta</i>	-0,431 (0,026)	-0,244 (0,015)	-0,187 (0,022)	-0,196 (0,010)	-0,049 (0,007)	-0,022 (0,035)
<i>Efecto composición</i>	0,143 (0,026)	-0,018 (0,017)	0,161 (0,021)	0,057 (0,006)	0,021 (0,005)	-0,008 (0,021)
<i>Efecto estructura</i>	-0,574 (0,031)	-0,225 (0,021)	-0,348 (0,022)	-0,254 (0,011)	-0,070 (0,009)	-0,014 (0,047)

<sup>a</sup> Corresponde a los ocupados en edad legal de trabajar con ingresos positivos. Se computaron intervalos del 95% de confianza mediante un *bootstrap* de 100 réplicas.

Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

Cuadro A.10. Regresiones de la función de influencia recentrada (RIF) del total de asalariados en Brasil (1999-2009)<sup>a</sup>

	q(10)		q(50)		q(90)		Gini		Theil	
	2009 (c)	2009	2009 (c)	2009	2009 (c)	2009	2009 (c)	2009	2009 (c)	2009
Formal	0,952*** (0,033)	1,020*** (0,022)	0,159*** (0,009)	0,175*** (0,007)	-0,006 (0,016)	0,009 (0,009)	-0,105*** (0,012)	-0,107*** (0,015)	-0,074 (0,123)	-0,127 (0,198)
Edad (< 25)	-0,248*** (0,020)	-0,237*** (0,012)	-0,212*** (0,008)	-0,281*** (0,008)	-0,386*** (0,019)	-0,311*** (0,011)	-0,020*** (0,007)	-0,005 (0,008)	-0,574*** (0,070)	-0,599*** (0,110)
Edad (> 45)	0,028* (0,016)	0,036*** (0,009)	0,059*** (0,008)	0,091*** (0,006)	0,305*** (0,018)	0,353*** (0,015)	0,081*** (0,017)	0,070*** (0,010)	0,568*** (0,128)	0,581*** (0,118)
Primaria completa	0,119*** (0,017)	0,185*** (0,018)	0,123*** (0,010)	0,150*** (0,008)	0,121*** (0,024)	0,101*** (0,011)	-0,020*** (0,009)	-0,024*** (0,005)	0,055 (0,076)	0,102*** (0,051)
Secundaria incompleta	0,115*** (0,023)	0,080*** (0,022)	0,070*** (0,010)	0,124*** (0,010)	0,210*** (0,022)	0,231*** (0,013)	0,004 (0,007)	0,013* (0,007)	0,133* (0,071)	0,289*** (0,056)
Secundaria completa	0,145*** (0,013)	0,221*** (0,014)	0,260*** (0,008)	0,315*** (0,007)	0,532*** (0,028)	0,350*** (0,011)	0,029*** (0,011)	0,004 (0,007)	0,594*** (0,111)	0,598*** (0,066)
Superior incompleta	0,194*** (0,014)	0,303*** (0,015)	0,481*** (0,010)	0,608*** (0,014)	1,474*** (0,070)	0,943*** (0,028)	0,152*** (0,028)	0,059*** (0,013)	1,694*** (0,191)	1,459*** (0,126)
Superior completa	0,022* (0,013)	0,151*** (0,015)	0,538*** (0,011)	0,716*** (0,013)	3,269*** (0,112)	2,329*** (0,046)	0,759*** (0,044)	0,493*** (0,026)	5,927*** (0,606)	5,046*** (0,481)
Urbano	-0,085*** (0,022)	-0,042 (0,027)	-0,040*** (0,010)	-0,040*** (0,010)	0,048** (0,023)	0,111*** (0,012)	0,041*** (0,007)	0,043*** (0,005)	0,125** (0,058)	0,223*** (0,033)
Mestizo	-0,065*** (0,011)	-0,049*** (0,008)	-0,064*** (0,007)	-0,077*** (0,006)	-0,121*** (0,014)	-0,161*** (0,011)	-0,006 (0,011)	-0,020* (0,007)	-0,128 (0,100)	-0,242* (0,144)
Indígena	-0,020 (0,142)	-0,092 (0,077)	-0,150*** (0,053)	-0,074 (0,046)	-0,159** (0,074)	-0,055 (0,092)	-0,006 (0,024)	-0,007 (0,024)	-0,224* (0,117)	-0,220 (0,165)
Afroamericano	-0,055* (0,030)	-0,034** (0,016)	-0,086*** (0,012)	-0,099*** (0,007)	-0,128*** (0,019)	-0,191*** (0,016)	-0,014 (0,012)	-0,033*** (0,011)	-0,204*** (0,096)	-0,376*** (0,095)
Otras razas	-0,011 (0,051)	-0,030 (0,038)	-0,005 (0,032)	0,005 (0,031)	0,417** (0,170)	0,422*** (0,138)	0,047 (0,063)	0,032 (0,055)	-0,008 (0,472)	-0,023 (0,442)

(Continúa)

Cuadro A.10. Regresiones de la función de influencia recentrada (RIF) del total de asalariados en Brasil (1999-2009)<sup>a</sup> (continuación)

	q(10)		q(50)		q(90)		Gini		Theil	
	2009 (c)	2009	2009 (c)	2009	2009 (c)	2009	2009 (c)	2009	2009 (c)	2009
Hombre	0,107***	(0,016)	0,089***	(0,009)	0,169***	(0,007)	0,232***	(0,006)	0,370***	(0,024)
Agrícola, actividades primarias	-0,439***	(0,035)	-0,499***	(0,023)	-0,228***	(0,013)	-0,203***	(0,009)	-0,145***	(0,027)
Construcción	0,134***	(0,033)	0,101***	(0,022)	-0,021	(0,014)	-0,008	(0,012)	-0,192***	(0,029)
Comercio minorista y turismo (hoteles y restaurantes)	-0,021	(0,019)	-0,058***	(0,012)	-0,132***	(0,010)	-0,143***	(0,007)	-0,224***	(0,024)
Electricidad, gas, agua, transporte, comunicaciones	0,016	(0,019)	0,014	(0,012)	0,095***	(0,016)	0,136***	(0,012)	-0,093**	(0,042)
Bancos, finanzas, seguros, servicios profesionales	0,083***	(0,021)	0,078***	(0,010)	-0,011	(0,014)	0,024**	(0,011)	-0,055	(0,038)
Administración pública y defensa	0,205***	(0,020)	0,140***	(0,008)	0,092***	(0,015)	0,174***	(0,014)	0,576***	(0,039)
Educación, salud, servicios personales	0,137***	(0,021)	0,124***	(0,011)	0,034**	(0,013)	0,116***	(0,012)	0,056*	(0,031)
Servicio doméstico	-0,357***	(0,033)	-0,473***	(0,022)	-0,093***	(0,016)	-0,078***	(0,012)	-0,094***	(0,023)
Constante	0,216***	(0,055)	0,129***	(0,034)	1,117***	(0,021)	0,978***	(0,016)	1,698***	(0,051)
Número de observaciones	120381	120381	120381	120381	120381	120381	120381	120381	120381	120381

<sup>a</sup> Corresponde a los ocupados en edad legal de trabajar con ingresos positivos. Se computaron intervalos del 95% de confianza mediante un *bootstrap* de 50 réplicas.<sup>b</sup> Estimación realizada con la distribución contrafactual del 2009 con las características de 1999, según la metodología de DiNardo, Fortin y Lemieux (1996).

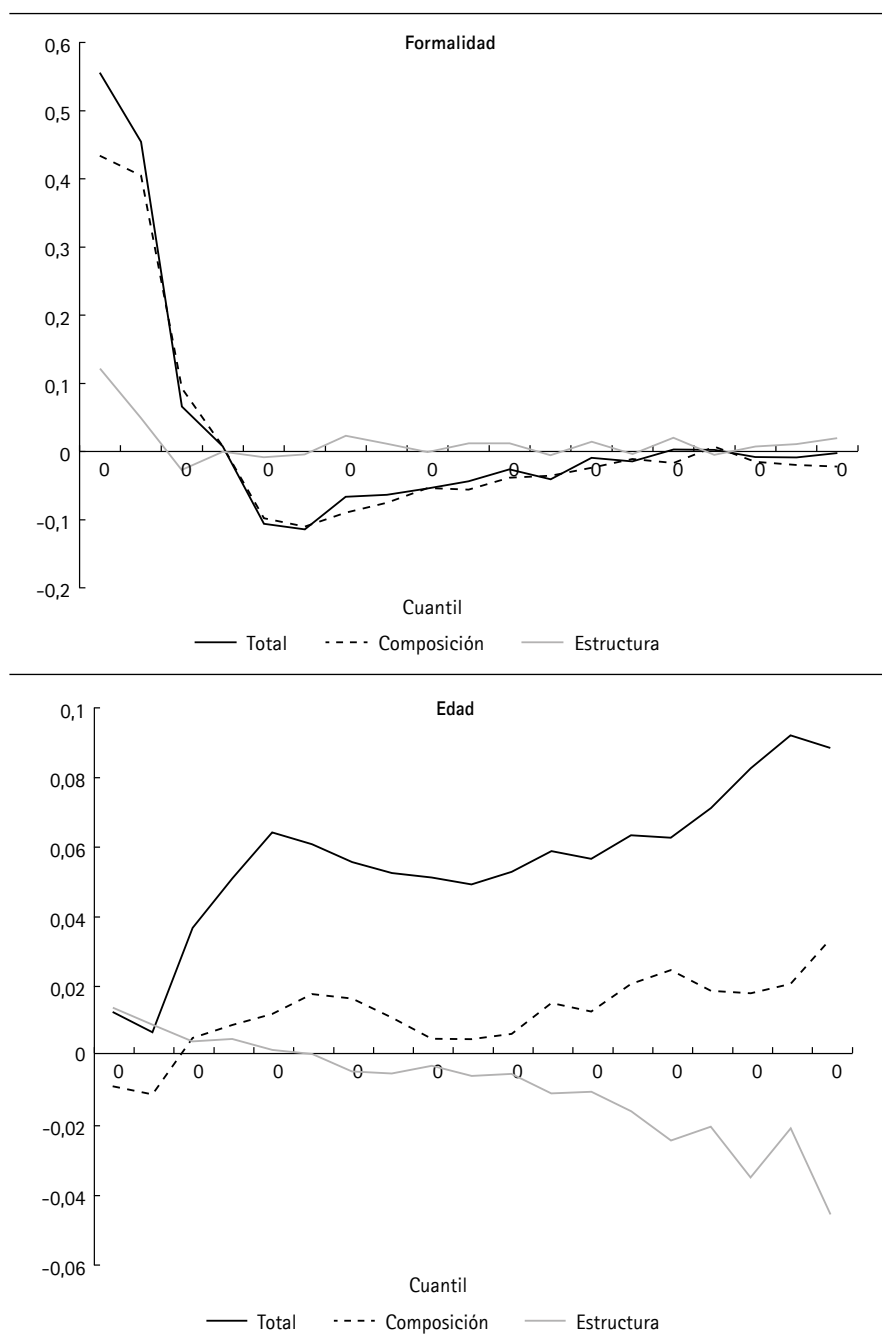
Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

**Cuadro A.11.** Descomposición desagregada de la distribución salarial, efecto de composición, efecto de estructura y efecto total en Brasil (1999-2009)<sup>a</sup>

	Efecto total			Efecto composición			Efecto estructura		
	90-10	50-10	90-50	90-10	50-10	90-50	90-10	50-10	90-50
	Var(log)	Gini	Theil	Var(log)	Gini	Theil	Var(log)	Gini	Theil
Formalidad	-0,463 (0,023)	-0,498 (0,012)	0,035 (258,3)	-0,031 (0,013)	-0,158 (0,148)	-0,424 (0,033)	-0,461 (0,027)	0,036 (120,3)	-136,3 (147,9)
Edad	0,085 (0,008)	0,042 (0,005)	-123,357 (75,2)	-0,002 (0,004)	0,049 (0,039)	0,062 (0,010)	0,055 (0,007)	-67,7 (42,4)	-55,7 (36,5)
Nivel educativo	-0,127 (0,021)	-0,060 (0,010)	156,399 (105,7)	0,005 (0,005)	-0,010 (0,056)	0,148 (0,029)	-0,066 (0,012)	0,214 (115,4)	-25,8 (44,9)
Urbano-rural	0,096 (0,033)	-0,028 (0,025)	31,883 (31,1)	0,043 (0,006)	0,261 (0,051)	0,078 (0,038)	0,010 (0,028)	0,068 (23,4)	-1,5 (16,1)
Raza	0,002 (0,010)	0,001 (0,007)	50,394 (122,2)	-0,003 (0,006)	0,010 (0,070)	0,032 (0,012)	0,016 (0,009)	0,016 (62,5)	15,4 (62,0)
Hombre	-0,039 (0,015)	-0,020 (0,007)	206,951 (164,1)	0,011 (0,007)	-0,011 (0,079)	-0,020 (0,018)	-0,064 (0,009)	0,044 (109,1)	116,3 (60,3)
Rama de actividad	0,032 (0,023)	0,039 (0,013)	191,961 (156,7)	0,023 (0,010)	0,248 (0,099)	-0,049 (0,031)	-0,024 (0,016)	-0,025 (146,5)	30,7 (23,7)
Estado administrativo	0,276 (0,088)	0,033 (0,053)	244,601 (103,9)	0,066 (0,018)	0,525 (0,160)	0,276 (0,097)	0,052 (0,064)	0,225 (49,3)	121,5 (63,0)
Total	-0,405 (0,008)	-0,245 (0,005)	-0,196 (0,005)	-0,047 (0,004)	-0,008 (0,032)	0,159 (0,014)	-0,002 (0,009)	0,160 (0,011)	-0,271 (0,005)

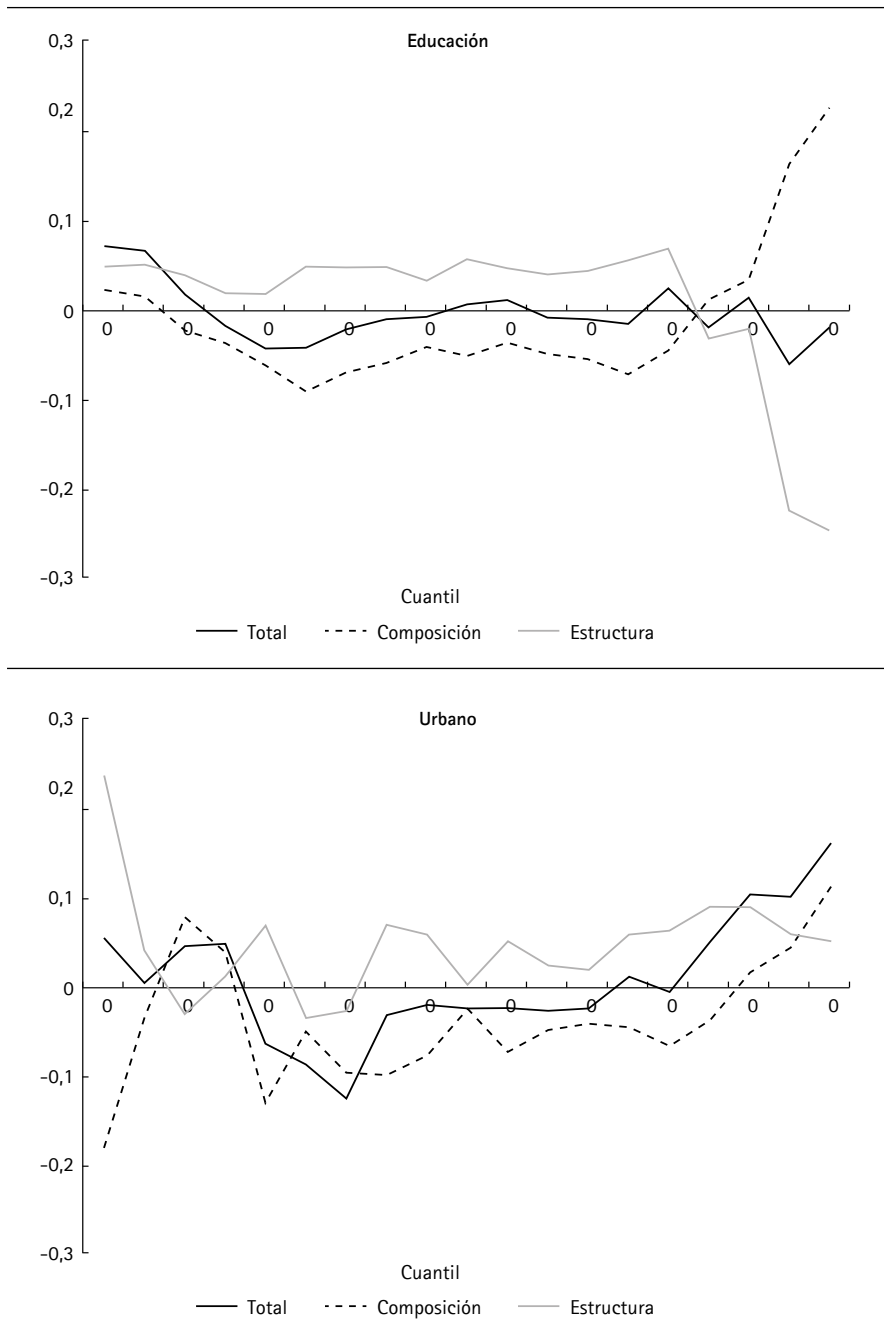
<sup>a</sup> Corresponde a los ocupados en edad legal de trabajar con ingresos positivos. Se computaron intervalos del 95% de confianza mediante un *bootstrap* de 100 réplicas. Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015), según metodología de Firpo, Fortin y Lemieux (2011).

Figura A.1. Descomposición desagregada del cambio distributivo según cuantil de salarios en Brasil (1999-2009)



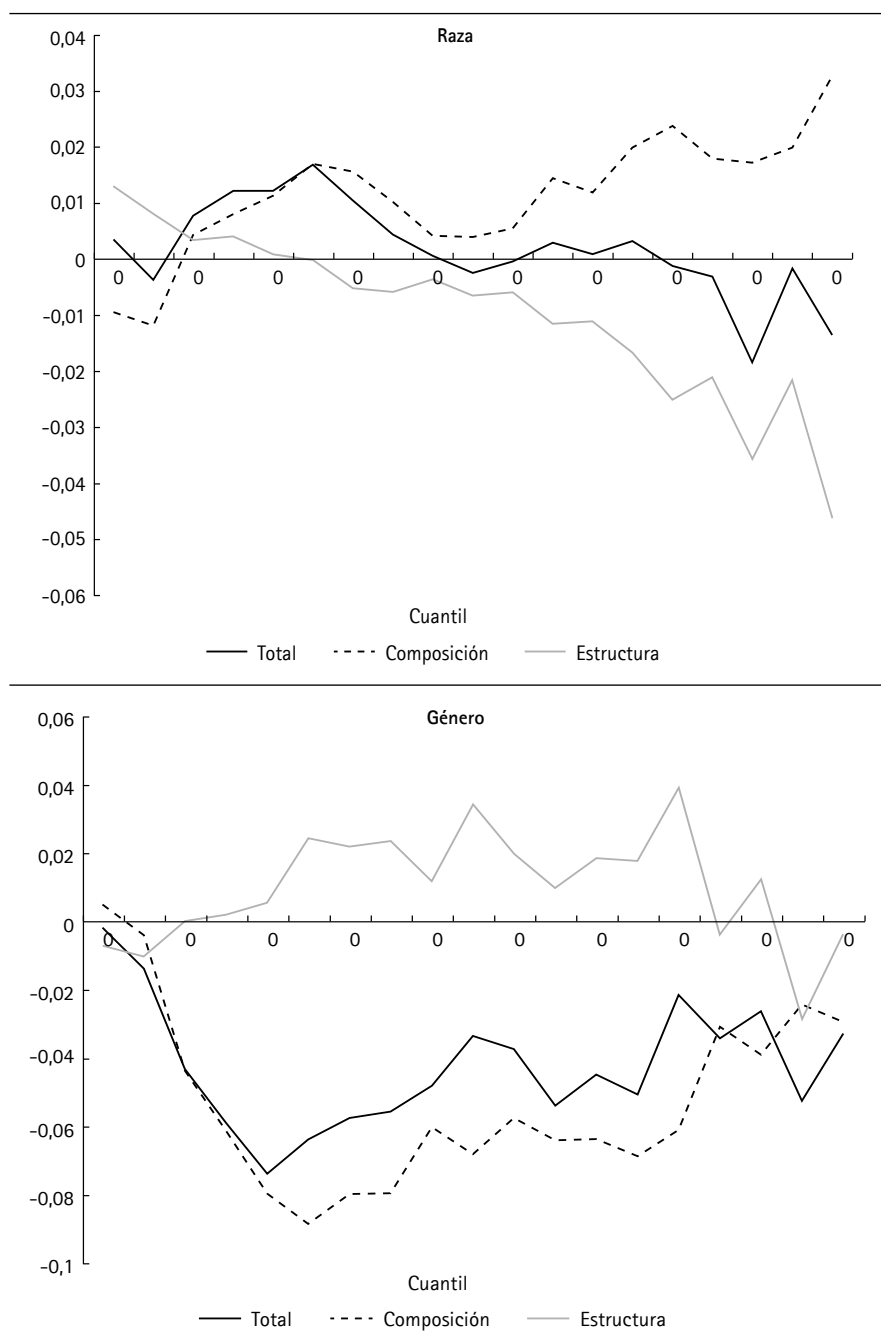
(Continúa)

**Figura A.1.** Descomposición desagregada del cambio distributivo según cuantil de salarios en Brasil (1999-2009) (*continuación*)



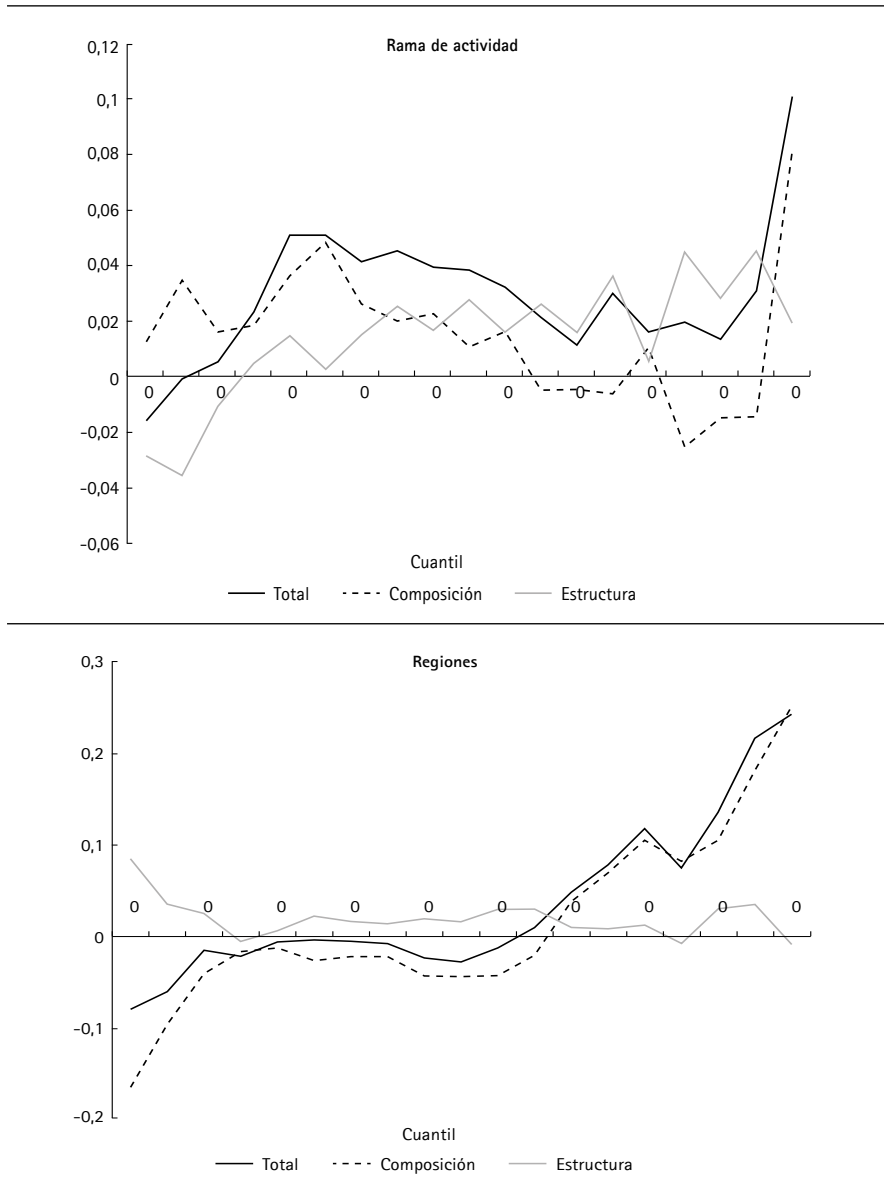
(Continúa)

Figura A.1. Descomposición desagregada del cambio distributivo según cuantil de salarios en Brasil (1999-2009)<sup>a</sup> (continuación)



(Continúa)

**Figura A.1.** Descomposición desagregada del cambio distributivo según cuantil de salarios en Brasil (1999-2009)<sup>a</sup> (continuación)

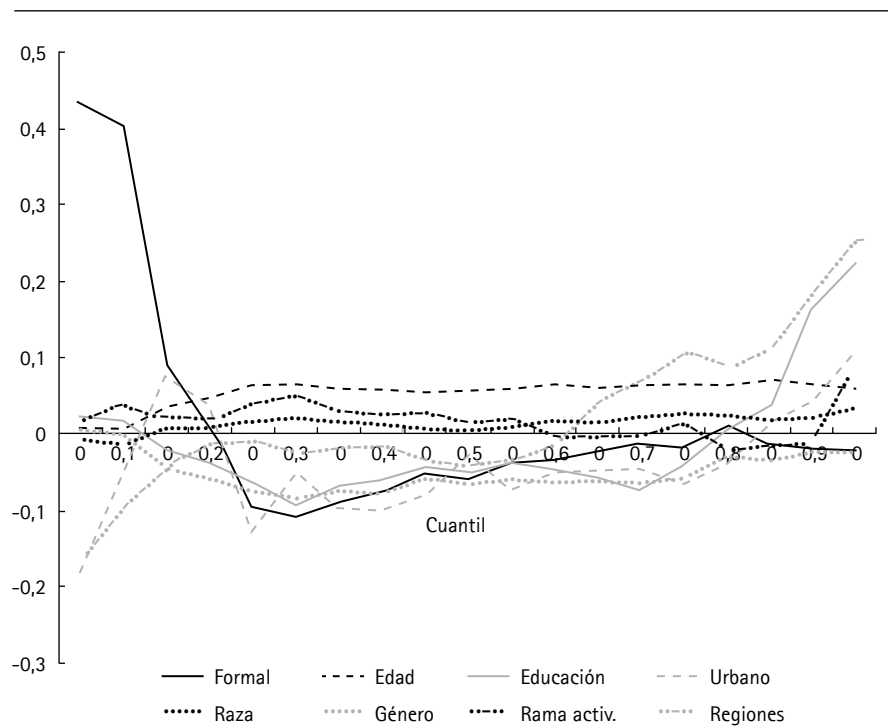


<sup>a</sup>Corresponde a los ocupados en edad legal de trabajar con ingresos positivos. Se computaron intervalos del 95% de confianza mediante un *bootstrap* de 100 réplicas. La escala de los gráficos los hace indistinguibles de la estimación puntual.

Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

Figura A.2. Porcentaje de aporte de cada atributo a la descomposición desagregada del cambio distributivo en Brasil (1999-2009)

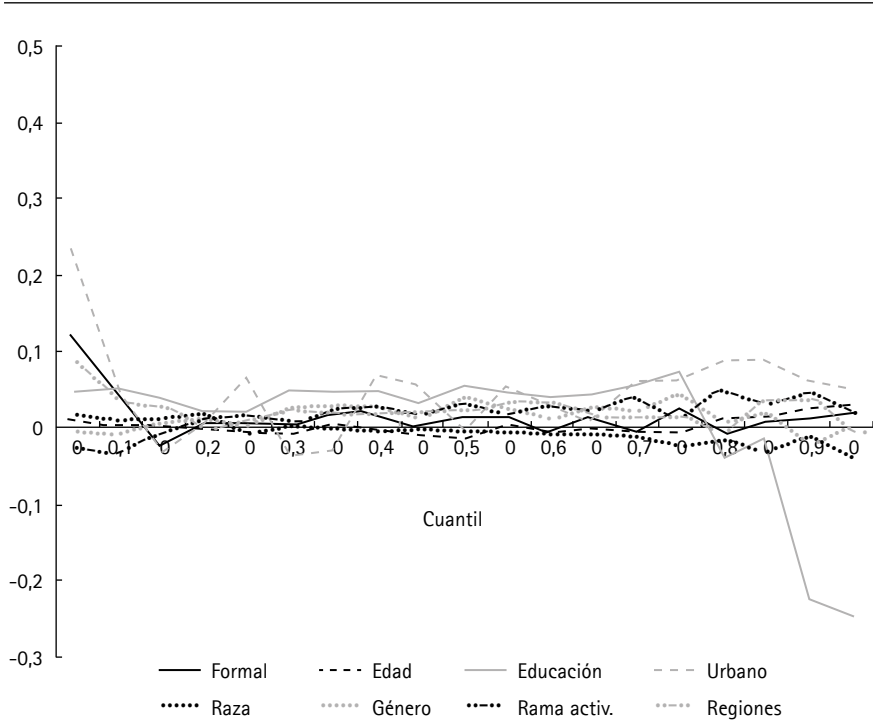
A. Efecto de composición (características)



(Continúa)

**Figura A.2.** Porcentaje de aporte de cada atributo a la descomposición desagregada del cambio distributivo en Brasil (1999-2009) (*continuación*)

**B. Efecto de estructura (retornos)**



Fuente: elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), encuestas nacionales de hogares (PNAD, 2015).

