

# Serie Documentos de Trabajo del IIEP

Nº 6 - marzo 2015

## LOS IMPACTOS DISTRIBUTIVOS DEL SALARIO MÍNIMO EN AMÉRICA LATINA. LOS CASOS DE ARGENTINA, BRASIL, CHILE Y URUGUAY

Roxana Maurizio - Gustavo Vázquez

Instituto Interdisciplinario de Economía Política IIEP-Baires  
Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires  
Av. Córdoba 2122 - 2º piso (C1120 AAQ)  
Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina  
Tel +54 11 4370-6178

<http://iiep-baires.econ.uba.ar/>

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas  
Ministerio de Ciencia, Tecnología e Innovación Productiva  
Av. Rivadavia 1917 (C1033AAJ)  
Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina  
Tel +54 11 5983-1420

<http://www.conicet.gov.ar/>

ISSN 2451-5728

Los Documentos de Trabajo del IIEP reflejan avances de investigación de sus  
integrantes y se publican con acuerdo de la Comisión de Publicaciones.  
L@s autor@s son responsables de las opiniones expresadas en los documentos.  
Desarrollo Editorial: Lic. María Fernanda Domínguez



Esta es una obra bajo Licencia Creative Commons  
Se distribuye bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional.

# LOS IMPACTOS DISTRIBUTIVOS DEL SALARIO MÍNIMO EN AMÉRICA LATINA. LOS CASOS DE ARGENTINA, BRASIL, CHILE Y URUGUAY\*

## **Roxana Maurizio**

Instituto Interdisciplinario de Economía Política IIEP-Baires, Universidad Nacional de General Sarmiento y CONICET, Argentina - roxanadmaurizio@gmail.com

## **Gustavo Vázquez**

Universidad Nacional de General Sarmiento, Argentina - gustavomvazquez@gmail.com

## **RESUMEN**

---

A lo largo de la última década se observa una recuperación del valor real del salario mínimo en América Latina. Este estudio analiza, de manera comparativa, los impactos distributivos del fortalecimiento de esta institución en cuatro países de la región, Argentina, Brasil, Chile y Uruguay. A partir de técnicas semi-paramétricas que permiten estimar funciones de densidad contrafactuales se comprueba que, con excepción de Chile, en los tres países restantes dichos cambios han sido igualadores, explicando una porción significativa de la caída de la desigualdad. A su vez, esta reducción ha estado originada en la compresión en la parte inferior de la distribución salarial.

## **ABSTRACT**

Over the last decade a recovery in the real value of the minimum wage was observed in Latin American countries. This study analyzes the distributive impacts of this process in four countries in the region, Argentina, Brazil, Chile and Uruguay. From semi-parametric techniques that allow estimating counterfactual density functions is found that, with the exception of Chile, in the remaining three countries these changes have been equalizing, explaining a significant portion of the decline in inequality. In turn, this reduction has been caused by the wage compression at the bottom part of the distribution.

**Keywords:** Minimum Wage, Inequality, Latin America

**JEL Codes:** D63, J31, J81

---

\* Las opiniones expresadas son de los autores.

## 1. Introducción

A lo largo de la última década ha habido una recuperación del poder adquisitivo del salario mínimo (SM), tanto en países desarrollados como en vías de desarrollo, proceso que contribuyó a fortalecer su rol como instrumento de política salarial (OIT, 2009). En la región – donde esta dinámica positiva se verificó, con mayor o menor intensidad, en varios países-, ello ha significado un cambio sustancial respecto de la evolución evidenciada en la década anterior. Al mismo tiempo, se ha observado un proceso de reducción de la desigualdad en un conjunto importante de dichas naciones.

En este marco, el objetivo de este estudio es identificar si la política de salario mínimo ha favorecido –y en qué medida- a la reducción de la dispersión salarial en Argentina, Brasil y Uruguay, donde el incremento en el valor real de esta institución fue particularmente importante, y en Chile, donde el crecimiento ha sido menos intenso. Estas diferencias, conjuntamente con el hecho de que estos países presentan estructuras ocupacionales disímiles, agregan riqueza al análisis.

La relevancia de este estudio radica en tres aspectos adicionales a la dinámica reciente exhibida por esta institución laboral y por la desigualdad en la región. En primer lugar, desde la teoría existen argumentos mixtos en relación a los impactos del SM en el mercado de trabajo. Ello genera la necesidad de llevar a cabo estudios empíricos que permitan determinar cuál de las diferentes conceptualizaciones resulta válida en contextos específicos.

En segundo lugar, es importante mencionar la existencia de una gran diversidad de resultados que surgen de los estudios empíricos para América Latina a partir de la aplicación de metodologías de estimación y de indicadores de resultados muy variados. Ello sugiere que los estudios comparativos de diferentes casos siguiendo una misma metodología resultan de gran utilidad para dar una mejor orientación sobre los efectos de esta política.

En tercer lugar, la mayor parte de los estudios para la región ha focalizado en el rol que los retornos a la educación han tenido en la dinámica distributiva, tanto en la década de los noventa como en la posterior, con poco énfasis en las instituciones laborales. Sin embargo, dada la fuerte recuperación del SM en el último decenio, es posible postular que éste también habría tenido un impacto sobre la desigualdad. Más aun, cabe la posibilidad que ésta y otras

instituciones y regulaciones laborales intervengan también en la determinación de los premios a diferentes atributos, entre ellos el capital humano. Es por ello que el análisis en profundidad del SM resulta un complemento valioso de los estudios ya existentes en materia distributiva para América Latina.

Para estimar los impactos sobre la desigualdad de los incrementos en el valor real de este instituto durante la última década en los cuatro países bajo estudio se utiliza la metodología propuesta por DiNardo, Fortin y Lemieux (1996). Los autores emplean un método semi-paramétrico para estimar funciones de densidad contrafactuales que permiten evaluar cómo hubiera sido la distribución salarial del momento inicial si, manteniendo constante los atributos de los trabajadores, el salario mínimo real fuera el del momento final.

Los resultados obtenidos en este documento sugieren que los aumentos del salario mínimo real han tenido impactos igualadores en Argentina, Brasil y Uruguay. En Chile, los efectos no resultaron significativos. Asimismo, como era esperable, en los tres primeros casos la reducción de la desigualdad se asoció exclusivamente con una mayor compresión salarial en la parte inferior de la distribución.

Es necesario, sin embargo, realizar algunas advertencias respecto de la metodología aquí aplicada y, por lo tanto, de los resultados obtenidos. Por un lado, este estudio ignora los posibles impactos negativos que cambios en esta institución pueden tener sobre el nivel de empleo. Como mencionan Bosch y Manacorda (2010), no es posible diferenciar aquí entre un efecto *truncamiento* en la distribución salarial debido a la pérdida de puestos de trabajo con remuneraciones bajas como consecuencia de la elevación del salario mínimo, y un efecto *censura* donde los salarios bajos efectivamente se incrementan frente a este cambio institucional. Sin embargo, si bien no deberían ignorarse *a priori* estos potenciales efectos sobre el empleo, es importante señalar que el período bajo análisis está caracterizado por un elevado crecimiento de los puestos de trabajo en los países bajo estudio. Asimismo, ello se verificó, especialmente en Argentina, Brasil y Uruguay, conjuntamente con un fuerte proceso de formalización laboral (Berg, 2010; Bertranou et al., 2013; Maurizio, 2014; Tornarolli et al., 2012; Weller y Roethlisberger, 2011). Por lo tanto, la combinación de un sostenido incremento en el empleo agregado y en los puestos formales en un período de dinámica recuperación de esta institución sugeriría que la misma no habría tenido efectos adversos significativos sobre estas variables.

Por otro lado, los ejercicios que se plantean en este documento son de equilibrio parcial y podrían pensarse como de corto plazo, por lo cual queda excluido un conjunto importante de efectos adicionales. Por ejemplo, no se considera aquí la incidencia que variaciones en el valor del mínimo podrían tener sobre el consumo (y, a su vez, sobre la demanda agregada y el empleo), especialmente en aquellos casos donde la población afectada directamente por este instituto tiene propensiones a consumir elevadas. Tampoco se tienen en cuenta los posibles efectos sobre las decisiones de participación laboral ni sobre la estructura de calificaciones de dicha oferta, por lo que tampoco sobre el comportamiento de las brechas salariales.

Por lo tanto, este documento se concentra sólo en los impactos distributivos directos sin medir los efectos netos ni de corto ni de largo plazo que esta institución laboral habría tenido sobre otras dimensiones relevantes en estos cuatro países de América Latina. Posteriores análisis deberían avanzar en esta dirección.

El documento continúa de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta una revisión de los enfoques teóricos y de la literatura empírica sobre los impactos del salario mínimo en el mercado de trabajo. La sección 3 detalla las fuentes de información utilizadas mientras que la sección 4 describe la metodología de estimación usada a efectos de evaluar los impactos distributivos de esta institución. La sección 5 presenta la evolución de la desigualdad salarial y del salario mínimo y explora, de manera descriptiva, la relación entre ambas dimensiones. La sección 6 discute los resultados econométricos. La sección 7 presenta algunos ejercicios de sensibilidad de modo de otorgar mayor robustez a los resultados obtenidos. Finalmente, la sección 8 concluye.

## **2. Enfoques teóricos y revisión de la literatura empírica**

### 2.1 Enfoques teóricos sobre los impactos del salario mínimo

Uno de los aspectos más controversiales en relación a la institución del salario mínimo tiene que ver con los impactos que éste puede tener sobre la demanda de empleo. Por un lado, bajo el modelo estándar de competencia perfecta en el mercado de trabajo se postula que el establecimiento del mínimo por encima del salario de equilibrio generará una reducción en el empleo afectando negativamente a aquellos individuos para los cuales este instituto resulta operativo. La intensidad de la reducción dependerá positivamente de la elasticidad "precio" de la demanda.

Sin embargo, existen esquemas conceptuales alternativos, como los modelos de mercados monopsonicos o la teoría de salarios de eficiencia, a partir de los cuales es posible entender de una manera diferente las relaciones entre las instituciones laborales y sus impactos en el mercado de trabajo. En particular, bajo el modelo monopsonico, el salario que surge del equilibrio entre la oferta y la demanda de empleo se encuentra por debajo de la productividad marginal del trabajo por lo que un aumento del valor del mínimo no necesariamente implicará reducciones en el empleo, pudiéndose observar un efecto neutro o incluso un incremento (Manning, 2003).

Dickens et al. (1999) plantean que los modelos de búsqueda del mercado de trabajo pueden brindar sustento para la construcción de esquemas teóricos donde los empleadores tienen algún poder monopsonico, tanto en el corto como en el largo plazo. Un aspecto que resulta particularmente interesante de estos planteos es que la existencia de monopsonio no requiere necesariamente la presencia de un solo empleador o un conjunto reducido de ellos; basta con que existan costos asociados a la búsqueda de empleo o al cambio entre ocupaciones para que este fenómeno pueda verificarse. Por su parte, desde la teoría de salarios de eficiencia, los aumentos del SM podrían incrementar la productividad de la mano de obra y, con ello, también el empleo.

Asimismo, de acuerdo a Eyraud y Saget (2008), existen diferentes factores que podrían reducir el potencial efecto negativo del SM sobre el empleo e, inclusive, invertirlo. Podría suceder que frente a incrementos en los mínimos los empresarios se vieran en la necesidad de realizar cambios en la organización del trabajo que deriven en ganancias de productividad. Por otro lado, incrementos salariales a trabajadores con baja propensión a ahorrar pueden generar aumentos en el consumo doméstico con efectos positivos sobre la creación de empleo global.

En relación a los impactos distributivos del SM, éstos dependerán, entre otros factores, de si esta institución afecta sólo a la parte inferior de la distribución o si su impacto se extiende a lo largo de la misma, si abarca sólo a los trabajadores formales o también afecta a los informales y si se observan o no impactos negativos sobre el empleo.

Por ejemplo, es posible pensar que aquellos trabajadores que en ausencia del salario mínimo obtendrían un salario inferior a éste, bajo su vigencia se concentrarán en el entorno del mismo produciendo una compresión salarial (hipótesis de efecto censura). Por otro lado, los impactos

sobre la desigualdad podrían ser menores si el SM funciona como numerario donde un conjunto importante de salarios son establecidos como múltiplos de esta institución lo que haría que incrementos en su valor tengan impactos proporcionales a lo largo de la distribución. Sin embargo, si dichos efectos “derrame” se verifican a una tasa decreciente, los impactos positivos podrían potenciarse.

Si se considera la posibilidad de que esta institución tenga efectos negativos sobre el empleo, aquellos individuos potencialmente por debajo del mínimo podrían tener menos probabilidades de continuar empleados luego de incrementos en el mínimo. La pérdida de empleos de baja remuneración también podría, de hecho, hacer más igualitaria la distribución (hipótesis de efecto *truncamiento*), si bien no son éstos los mecanismos por los cuales se pretende impactar positivamente sobre la misma.

Por último, en un mercado de trabajo compuesto por trabajadores formales e informales y donde el SM afecta sólo al primer conjunto, es posible pensar que incrementos en su valor generarán una compresión salarial dentro de este grupo pero, a la vez, podrían ampliar la brecha salarial entre éstos y los asalariados informales, con resultados netos a *priori* ambiguos. Si, por el contrario, los impactos de esta institución se extienden hacia la porción informal del mercado de trabajo, como suele encontrarse en la evidencia empírica para la región, los resultados podrían ser más igualadores ya que estos trabajadores se ubican, en promedio, en la cola inferior de la distribución.

## 2.2 Evidencia empírica internacional

Los estudios sobre los impactos distributivos del salario mínimo en los países desarrollados parecen haber comenzado algo más tardíamente que aquellos que analizan los efectos sobre la demanda de empleo. Uno de los primeros es llevado a cabo por DiNardo et al. (1996) quienes parten de un enfoque semi-paramétrico para simular cómo hubiera sido la distribución salarial en el año 1988 en Estados Unidos si el salario mínimo real hubiera sido el del año 1979, controlando por las características de los ocupados, la demanda de trabajo y la participación sindical. Concluyen que el aumento de la desigualdad en la parte inferior de la distribución es explicado mayormente por la reducción en el valor real del SM y por la declinación en la tasa de sindicalización entre esos años. Mientras el primer factor es particularmente relevante entre las mujeres, el segundo lo es entre los varones. En un estudio posterior, Fortin y Lemieux (1997) obtienen resultados similares.

Lee (1999) focaliza sobre el mismo período en Estados Unidos y llega a conclusiones parecidas utilizando un enfoque metodológico diferente. La hipótesis subyacente es que si el valor del SM es "operativo", entonces censurará la distribución salarial observada, y este efecto será mayor en aquellas regiones del país con ingresos promedio más bajos. Por lo tanto, una manera de testar el impacto de SM es regresar, por ejemplo, el diferencial de percentiles 10-50 del logaritmo de salarios de cada región contra la diferencia entre el valor del salario mínimo nacional y la mediana regional. El autor concluye que más de la mitad del aumento en la desigualdad entre los percentiles 10-50 se debe a la reducción del salario mínimo federal entre 1979 y 1988. En la misma línea, Autor et al. (2010) también otorgan a la erosión de este instituto una alta responsabilidad en el aumento en la dispersión salarial en dicho país, si bien de menor intensidad que la estimada previamente.

Los resultados encontrados por Dickens et al. (1999) para el Reino Unido comprueban que la recuperación del salario mínimo durante el período 1975-1992 tendió a comprimir significativamente la distribución salarial. Al mismo tiempo, no encuentran resultados negativos sobre el empleo.

Brown (1999) concluye, a partir de su revisión de los estudios empíricos existentes hasta ese momento para los países desarrollados, que si bien los impactos del SM sobre el empleo continuaban siendo controversiales, la evidencia parecía ser más concluyente en relación a sus efectos positivos sobre la desigualdad.

Contrariamente a lo que se encuentra para el mundo desarrollado, en América Latina existen escasas investigaciones que analicen el impacto distributivo de esta institución, especialmente en los años recientes.

Un estudio de Gindling et al. (2013) para Costa Rica analiza los impactos de una campaña del gobierno nacional implementada en 2010 tendiente a incrementar el cumplimiento del SM. Los resultados sugieren que la misma implicó un mayor acatamiento de la normativa laboral que no sólo generó aumentos salariales promedio sino también una extensión en la cobertura de los beneficios legales no salariales. Los mayores incrementos los experimentaron las mujeres, los de menor nivel educativo y los jóvenes, lo cual derivó en mejoras distributivas. El estudio no encontró efectos negativos sobre el empleo.

Los resultados obtenidos por Bosch y Manacorda (2010) sugieren que la caída en el valor real del SM en México entre 1989 y 2001 ha sido un factor importante del aumento de la

desigualdad salarial y la única causa de la mayor dispersión verificada en la parte inferior de la distribución durante ese período. A partir de estos hallazgos, los autores concluyen que los estudios previos habrían sobreestimado la importancia otorgada a la apertura comercial en el empeoramiento distributivo de dicho país durante los noventa.

Neri et al. (2000) encuentran para Brasil efectos del salario mínimo que van más allá de los impactos que el mismo tiene sobre los trabajadores formales que reciben exactamente este valor legal. Por un lado, esta institución es una referencia para los trabajadores no registrados en la seguridad social, donde un porcentaje elevado de ellos recibe un salario igual al mínimo ("efecto faro"). Por otro lado, encuentran que esta institución es también utilizada como *numerario* en la determinación salarial entre los trabajadores formales, o sea, un conjunto amplio de ellos obtienen múltiplos del mínimo. Estos hallazgos son también reportados en Fajnzylber (2001) para el período 1982-1997. Lemos (2009) encuentra para este país que el SM tiende a comprimir significativamente la distribución salarial, tanto en el sector formal como en el informal.

En un estudio más reciente, Bosch y González Velosa (2013) evalúan el impacto de la recuperación del SM operado en ese país en el período 1996-2010. Evidencian un rol igualador de esta institución con efectos derrame hacia los percentiles más altos de la distribución. Sin embargo, también encuentran una mayor desigualdad en la parte inferior de la misma, efecto que desaparece cuando se restringe el análisis a los trabajadores formales. Se argumenta que ello podría estar reflejando el hecho de que algunos de estos asalariados habrían perdido sus empleos pasando a ocupar la franja de salarios bajos del sector informal, incrementando aún más la brecha entre ambos grupos en la cola inferior de la distribución. No encuentran efectos negativos sobre el empleo agregado.

Amarante et al. (2009) estudian los efectos de este instituto en el mercado de trabajo de Uruguay entre 2004 y 2006. Este período coincide con el inicio de la recuperación del SM luego de un largo período de erosión de su valor real. Los muestran que este proceso generó una reducción en la desigualdad, si bien de una magnitud pequeña.

Grau y Landerretche (2011) analizan los impactos de los incrementos operados en esta institución durante el período 1996-2005 en Chile. Encuentran un impacto significativo sobre los salarios del grupo "tratado", constituido por aquellos trabajadores que obtienen un salario que se ubica entre el valor del SM ex ante y ex post. Asimismo, obtienen efectos negativos, si

bien de pequeña magnitud, sobre la probabilidad de permanecer ocupado sin resultados claros sobre las horas trabajadas.

Groisman (2012) encuentra que la recuperación del SM en Argentina durante el último decenio no implicó reducciones en la demanda de empleo ni incrementos en la informalidad laboral.

Por último, en un estudio más general sobre el comportamiento del mercado de trabajo y la desigualdad en América Latina durante el último decenio, Keifman y Maurizio (2014) también obtienen impactos positivos del SM sobre la distribución salarial en Argentina y Brasil.

Como se mencionó, no existe hasta la actualidad estudios que analicen de manera comparativa, y a partir de una misma metodología, los impactos distributivos de la recuperación reciente del SM en un conjunto de países de la región. Este documento intenta contribuir en esta dirección.

### 3. Fuentes de información

Este estudio se basa en el uso de los microdatos provenientes de las encuestas de hogares de cada uno de los países bajo estudio. En el caso de Argentina, la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) es relevada trimestralmente por el Instituto Nacional de Estadística y Censos en 31 aglomerados urbanos. En Brasil, la *Pesquisa Mensal de Emprego* (PME) se realiza mensualmente por el Instituto Brasileño de Estadística y Geografía en seis regiones metropolitanas del país. La Encuesta de Caracterización Nacional (CASEN) llevada a cabo por el Ministerio de Desarrollo Social de Chile cubre tanto el área urbana como rural del país y se realiza con una frecuencia bianual o trianual. Finalmente, la Encuesta Continua de Hogares (ECH) realizada por el Instituto Nacional de Estadística de Uruguay también tiene cobertura nacional y frecuencia anual.

El período analizado corresponde a la primera década del nuevo milenio dado que ha sido allí donde se han verificado con mayor intensidad la recuperación del SM y la reducción de la desigualdad en estos países. Sin embargo, los años considerados en cada uno de ellos dependen de la disponibilidad de información y del momento en el cual comienzan a verificarse estas tendencias positivas en el nuevo milenio. En particular, en Argentina se analizan los años comprendidos entre 2003 y 2012; entre 2003 y 2011 en Brasil; entre 2004 y 2012 en Uruguay y entre 2000 y 2011 en Chile.

Las cuatro encuestas indagan sobre el ingreso mensual del trabajador,<sup>1</sup> valor que se compara con el salario mínimo mensual en cada uno de estos países. Es por ello que el análisis se restringirá a los asalariados a tiempo completo (trabajando más de 35 horas semanales) con ingresos positivos. Dado que el valor de esta institución se estipula en forma bruta mientras que los ingresos declarados en las encuestas son netos, se procedió a descontar del valor legal del SM los aportes personales de modo de llevarlo a valores comparables con los ingresos laborales mensuales declarados en dichos relevamientos.

Asimismo, dado que pueden existir errores en la declaración de los ingresos (asociados, por ejemplo, al redondeo de los mismos), para determinar si éstos se ubican por encima, en el mismo valor o por debajo del SM se establecieron las siguientes bandas: (1) se considera que un determinado valor salarial es inferior al mínimo si es menor al 90% del valor legal; (2) se considera que coincide con el SM si se encuentra en el entorno del 90%-110% de su valor; y (3) se considera superior al SM si es igual o mayor al 110% de su valor.

El análisis diferencia entre trabajadores formales e informales. Para ello se adopta el enfoque "legal" que asocia la informalidad con el incumplimiento de las normas y regulaciones laborales. Bajo este enfoque, un trabajador asalariado es definido como informal si no está cubierto por la legislación laboral (OIT, 2002; Hussmanns, 2004). La identificación empírica de esta condición depende de la disponibilidad de información en cada una de las encuestas mencionadas. En Argentina, un trabajador asalariado es considerado formal si su empleador le hace los descuentos para realizar las contribuciones a la seguridad social. En Brasil y Chile, un trabajador formal es aquel que ha firmado un contrato de trabajo mientras que en Uruguay esta categoría la constituyen aquellos ocupados afiliados a un sistema de pensiones.

Para lograr la comparabilidad de los resultados, el análisis se concentra exclusivamente en el área urbana de cada país. Por ello, y por tener una normativa propia, se excluyen los trabajadores del sector agropecuario. También se descartaron las observaciones con información faltante en algunas de las características personales o del puesto de trabajo.

#### 4. Metodología

---

<sup>1</sup> También preguntan sobre las horas trabajadas por lo cual es posible computar el ingreso horario.

Para analizar el impacto distributivo de los cambios en el salario mínimo se empleó el método de estimación semi-paramétrico propuesto por DiNardo et al. (1996). El mismo se basa en la estimación de funciones de densidad contrafactuales que permiten evaluar cómo hubiera sido la distribución salarial del momento inicial si, manteniendo constante los atributos de los trabajadores, el salario mínimo real fuera el del momento final.<sup>2</sup> A partir de esta nueva distribución contrafactual de salarios se estiman diferentes indicadores de desigualdad, tales como el índice de Gini, el índice de Theil o la relación entre percentiles. De este modo, dado que estamos evaluando sólo variaciones en el salario mínimo manteniendo constante otras posibles causas de los cambios distributivos, es posible identificar el impacto distributivo de esta institución comparando los indicadores de desigualdad efectivos del momento inicial con los que resultan de la distribución contrafactual.

En particular, se parte de un vector dado por el salario mensual real,  $y$ , los atributos individuales,  $x$ , y un momento en el tiempo,  $t$ , el cual toma dos valores, 0 (momento inicial donde el valor real del salario mínimo es más bajo) y 1 (momento final). A partir de allí es posible definir  $F(y, x, t)$  como la distribución conjunta de ingresos mensuales, atributos y tiempo, y  $F(y, x|t_{y,x} = t)$  como la distribución de salarios y atributos condicional en un determinado momento del tiempo. A los fines de este estudio, dicha distribución también puede expresarse como función del salario mínimo real,  $m_t$ , es decir,  $F(y, x|t_{y,x} = t; m_t)$ .

A su vez, la densidad de los ingresos reales en un momento del tiempo puede re-expresarse como la integral de la densidad de los ingresos reales condicionada en un conjunto de atributos individuales y en un momento de tiempo dado,  $f(y|x, t_y = t; m_t)$ , sobre la distribución de tales características en el mismo momento del tiempo,  $h(x|t_x = t)$ :

$$f_t(y) = \int_{x \in \Omega_x} f(y|x, t_y = t; m_t) \cdot h(x|t_x = t) dx \equiv f(y; t_y = t, t_x = t, m_t)$$

siendo  $\Omega_x$  el rango de valores que adoptan los atributos considerados en  $x$ .

El ejercicio a efectuar consiste en obtener la densidad que hubiera prevalecido en  $t = 0$  si el salario mínimo real hubiera sido el vigente en  $t = 1$ , mientras que los individuos involucrados

---

<sup>2</sup> En particular, en este trabajo los ingresos nominales y el valor del SM del momento final fueron deflactados de modo tal de llevarlos a valores del año inicial, es decir, en términos de la notación, a valores de  $t = 0$ .

hubieran sido remunerados de acuerdo con la estructura de salarios observada en  $t = 0$ . Este ejercicio descansa en tres supuestos, a saber:

- Sólo aquellos individuos con ingresos inferiores o iguales al salario mínimo son afectados por éste. O sea, se supone que no existen efectos derrame hacia el resto de la distribución.
- La forma de la densidad salarial condicionada por las características por debajo del salario mínimo depende sólo de su valor, lo cual implica que dados dos valores de salario mínimo real,  $m_0$  y  $m_1$ , tales que  $m_0 \leq m_1$ , la forma de la densidad  $f(y|x, t_y = 0; m_1)$  para ingresos por debajo de  $m_1$  es proporcional a la forma de la densidad  $f(y|x, t_y = 1; m_1)$ .
- El salario mínimo real no afecta las probabilidades de estar empleado.

A partir de estos supuestos se simula el impacto distributivo del SM. Como se mencionó, el grado de desigualdad es evaluado a través de cinco indicadores diferentes: el índice de Gini, el índice de Theil y la relación entre los percentiles 90/50, 50/10 y 90/10, de los salarios horarios.

En lo que a implementación respecta, para obtener estos índices de desigualdad contrafactuales, en primer lugar, se reemplaza en  $t = 0$  la fracción de la densidad de ingresos condicionada a los atributos que quedaría por debajo del valor del salario mínimo real de  $t = 1$ , por la sección correspondiente a la densidad de ingresos reales condicionada observada efectivamente en  $t = 1$ . La sección reemplazada es luego re-escalada apropiadamente para que la densidad condicionada total integre 1. Esto es, a cada caso trasplantado se le asigna un peso proporcional a la razón de probabilidades de que su ingreso se encuentre por debajo del nuevo mínimo, condicionadas en los atributos observables<sup>3</sup> y al momento del tiempo considerado en el análisis.

En segundo lugar, para obtener la distribución marginal es necesario integrar aquella densidad condicionada contrafactual en las características individuales. En este sentido, se considera también la reponderación de los atributos de aquellos casos trasplantados de forma tal de replicar los observados en  $t = 0$ , y asegurar que el efecto estimado no se encuentre

---

<sup>3</sup> Como es usual, las características observables que se usan aquí son género, edad, nivel educativo, condición de formalidad, rama de actividad, tamaño del establecimiento y región.

influenciado por cambios en la composición del empleo. En términos formales, el procedimiento se resume de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 f(y; t_y = 0, t_x = 0, m_1) &= \\
 &= \int I(y \leq m_1) \varphi(x, m_1) f(y|x, t_y = 1; m_1) h(x|t_x = 1) dx \\
 &+ \int [1 - I(y \leq m_1)] f(y|x, t_y = 0; m_0) h(x|t_x = 0) dx
 \end{aligned}$$

siendo  $\varphi(x, m_1) = \frac{Pr(t_y=0|x, y \leq m_1) Pr(t_x=1)}{Pr(t_y=1|x, y \leq m_1) Pr(t_x=0)}$ , la función que sintetiza los procedimientos de reponderación señalados en los párrafos anteriores.

Para estimar la probabilidades condicionadas involucradas en la función de reponderación  $\varphi(x, m_1)$ , es decir, las probabilidades de que cada caso corresponda al momento  $t$ , dados sus atributos individuales y un salario por debajo del mínimo vigente en  $t = 1$  se consideran exclusivamente las observaciones que en  $t = 0$  y  $t = 1$  reportaron ingresos reales menores o iguales al salario mínimo real vigente en  $t = 1$ ,  $m_1$ , y a partir de allí se estima un modelo probit para obtener el cociente de probabilidades condicionadas para cada caso a ser trasplantado (esto es, para aquellas observaciones pertenecientes a  $t = 1$  por debajo del mínimo). Luego, las probabilidades se ajustan por la razón de proporciones muestrales de observaciones correspondientes a  $t = 0$  y  $t = 1$ , de forma tal de asegurar que la densidad contrafactual resultante integre 1. Adicionalmente, con el fin de corroborar la efectividad del procedimiento de reponderación, se efectúan contrastes de hipótesis sobre las diferencias de medias de cada atributo considerado entre el momento previo y posterior a la estimación de la densidad contrafactual.

Finalmente, para cuantificar el efecto del salario mínimo sobre la desigualdad, se calculan los indicadores señalados anteriormente sobre la distribución salarial que se construye en el momento inicial a partir de la unión de: (1) los salarios efectivos que en  $t = 0$  estaban por encima del salario mínimo real vigente en  $t = 1$ , y (2) los salarios que en  $t = 1$  se encontraban por debajo de dicho valor, ajustados estos últimos por los ponderadores construidos de acuerdo con lo señalado en el párrafo anterior. Esta reponderación asegura que la composición de los atributos observados vigente en el año inicial no se modifique de modo tal de que los impactos que aquí se estiman no estén afectados por tal factor y pueda deducirse, por lo tanto, el efecto directo de los cambios en el SM sobre la distribución de salarios horarios.

## 5. Desigualdad salarial y salario mínimo: un panorama descriptivo

### 5.1 Evolución de la desigualdad del salario horario

La desigualdad de los ingresos continúa siendo una característica relevante de América Latina. Sin embargo, durante la última década varios países de la región han exhibido tendencias positivas (Beccaria et al., 2014; CEPAL, 2014; Keifman y Maurizio, 2014; López-Calva y Lustig, 2010), las que contrastan fuertemente con aquellas evidenciadas en la década de los noventa y también con las que se registran actualmente en otras regiones del mundo, como por ejemplo, en Asia (ADB, 2012).

Con el objetivo de tener un panorama más exhaustivo de los cambios distributivos operados en los cuatro países bajo estudio, el Gráfico 1 presenta las tendencias del índice de Gini y de las brechas entre la mediana del logaritmo del salario y los percentiles extremos de la distribución, los percentiles 10 y 90.

Como allí se muestra, los cuatro países exhiben caídas en el grado de dispersión salarial, si bien con diferente intensidad. El Gini se reduce 22% en Argentina, 16% en Uruguay, 6% en Brasil y, finalmente, 5% en Chile. Asimismo, mientras que en el primer país estas mejoras estuvieron asociadas mayormente a disminuciones en el grado de concentración en la parte alta de la distribución, lo contrario sucede en Brasil y Chile. En Uruguay la reducción de la desigualdad fue similar en ambos extremos de la escala salarial.

A partir de estas apreciaciones generales caben algunas consideraciones particulares. Por un lado, Uruguay es el país de los cuatro aquí considerados que más tardíamente comenzó el proceso de reducción de la desigualdad ya que el mismo se verificó recién desde 2007 (Amarante et al., 2011). En Argentina, por su parte, la reversión del aumento de la concentración de los ingresos registrada durante los noventa se inició en el año 2003 asociada al cambio en el esquema macroeconómico instaurado con posterioridad al colapso del régimen de convertibilidad (Beccaria y Maurizio, 2012). En Brasil, ya desde mediados de los noventa se observan estas tendencias positivas (Soares, 2006); sin embargo, en el último decenio se intensificaron. Chile también viene experimentando una reducción en la desigualdad desde los noventa, si bien con algunas fluctuaciones (Contreras y Ffrench- Davis, 2012).

### 5.2 Dinámica del salario mínimo real

Como fue mencionado, el proceso de caída de la desigualdad en América Latina a lo largo de la última década ha estado acompañado de la recuperación del valor real del salario mínimo en un conjunto importante de países de la región, si bien con distinta intensidad (Marinakis, 2008; Keifman y Maurizio, 2014; Marinakis y Velasco, 2006).

Cuando se analiza en detalle la evolución de esta institución en los cuatro países bajo estudio también se observan diferencias entre ellos (Gráfico 2). En Argentina, luego de mantenerse constante en un reducido valor nominal y real desde 1993 (\$200 equivalentes a US200), a partir de 2003 se llevó a cabo una intensa política de actualización de su valor nominal que implicó un incremento real del orden del 200% entre ese año y 2012. Sin embargo, esta tendencia positiva comienza a debilitarse a partir de 2007 cuando la aceleración de la inflación redujo la capacidad que esta institución venía teniendo para incrementar su poder adquisitivo. En el caso de Brasil, la recuperación comenzó antes que en Argentina, hacia mediados de los noventa. Sin embargo, durante los 2000 esta dinámica tomó mayor impulso. A lo largo de la década se duplicó en términos reales.

Luego de la reducción del poder de compra que este instituto exhibió durante gran parte de los ochenta en Chile, desde fines de esa década y comienzos de la siguiente éste ha venido creciendo sostenidamente, si bien con menor intensidad que en los casos anteriores. Durante el último decenio experimentó un crecimiento de alrededor del 40% en términos reales. Por último, Uruguay, al igual que lo sucedido en materia distributiva, ha sido el país que más tardíamente inició el proceso de fortalecimiento de esta institución. La misma experimentó un largo período de pérdida considerable en su poder adquisitivo, donde en 2004 éste sólo representaba 25% del valor de 1969, año en el que este instrumento se puso en marcha. Recién a partir de 2005 esta tendencia comienza a revertirse lo que le permitió incrementar su poder de compra en alrededor de 210% desde ese año hasta 2012.

En resumen, Argentina, Brasil y Uruguay experimentaron con mayor intensidad que Chile tanto la reducción de la desigualdad salarial como la recuperación del SM durante la década de los 2000. Asimismo, como se mencionó, el proceso de formalización laboral operado en este período se verificó más fuertemente en los tres primeros países. Este último aspecto resulta de particular importancia porque el crecimiento del porcentaje de asalariados registrados en la seguridad social implicaría, *ceteris paribus*, un mayor alcance de la institucionalidad laboral y, por ende, impactos distributivos potencialmente más elevados.

### 5.3 Relación entre el salario mínimo y los percentiles de la distribución

Una de las dimensiones relevantes a ser analizadas en torno al SM es su relación con diferentes medidas de la distribución. El objetivo es evaluar si su evolución ha sido más o menos intensa que la experimentada, por ejemplo, por los salarios promedio o la mediana, ya que de esta manera se cuenta con una primera aproximación de los posibles impactos distributivos del mismo. Para ello, el Cuadro 1 presenta la relación entre el salario mínimo y la media, la mediana (el llamado Índice de Kaitz) y los percentiles más bajos de la distribución salarial.

En todos los países la recuperación del SM se verificó con mayor intensidad que la exhibida por los indicadores de la escala salarial recién mencionados. En Argentina, mientras que el índice de Kaitz registraba un valor de 0.4 en 2003, éste se eleva a 0.55 en 2012. Asimismo, la relación con el salario promedio se incrementó en 18 puntos porcentuales (pp), pasando del 30% al 48%. Estos incrementos tan significativos se explican, al menos en parte, por el muy reducido valor que el SM exhibía el inicio del período aquí considerado. En Brasil, el SM gana alrededor de 5 pp en relación al salario promedio y 6 pp en relación a la mediana. En 2011 estos indicadores eran, 0.31 y 0.5, respectivamente.

En Chile la relación con el salario medio (mediana) se incrementó en alrededor de 6 pp (12pp). Sin embargo, cuando se compara con los percentiles bajos de la distribución el panorama cambia ya que la relación con el décimo percentil decreció (de 92% a 83%) mientras que con el percentil 20 se mantuvo constante. En Uruguay, asociado en parte a su muy bajo valor inicial, entre 2004 y 2012, la relación con el promedio salarial se incrementó en 22 pp (de 8% a 30%) mientras que lo hizo en 24 pp en relación a la mediana (de 0.13 a 0.37). Aún más significativo fue el incremento del valor de esta institución respecto de los percentiles más bajos: de 46 pp respecto del percentil 10 y de 38 pp respecto del percentil 20.

Finalmente, en los cuatro casos la relación con la mediana de la distribución resulta similar a la registrada en los países desarrollados donde el índice de Kaitz se mueve en un rango de 40%-60% (OIT, 2013). Asimismo, las tendencias crecientes que el SM ha experimentado durante el último decenio lo han hecho potencialmente más "operativo" en todos los casos. Sin embargo, para que ésta efectivamente cumpla su rol no alcanza con registrar valores adecuados en relación con la distribución salarial, sino que se debe asegurar su cumplimiento efectivo. Por lo

tanto, en lo que sigue se analiza la cobertura de esta institución en los cuatro países bajo estudio.

#### 5.4 Cobertura del salario mínimo

El Cuadro 2 muestra la distribución del empleo asalariado a tiempo completo según tramos del salario mínimo. Se diferencia allí entre los trabajadores formales e informales. Si bien con fluctuaciones, en los cuatro países se observa un crecimiento en el porcentaje de asalariados afectados directamente por esta institución (en Chile se verifica entre 2000 y 2006), esto es, aquellos que reciben una remuneración igual a 1 salario mínimo.<sup>4</sup> Esta mayor "operatividad" efectiva en un contexto de crecimiento del valor real del SM potencia los efectos que éste puede tener en el mercado de trabajo.

Alrededor del 6% de los asalariados en Argentina obtenía un salario inferior al mínimo legal en 2012 y un 7% se situaba en el entorno del mismo. Ello indica que el 87% restante percibía un salario superior al establecido por esta normativa. Como era esperable, estas cifras promedian situaciones diferentes entre trabajadores registrados y no registrados en la seguridad social. Mientras que en el primer grupo el 1.4% se encontraba por debajo del mínimo en dicho año,<sup>5</sup> esta cifra alcanzaba al 19% entre los informales. El porcentaje de trabajadores formales alrededor del mínimo era muy bajo (3%) mientras que el 20% de los informales se encontraba en este tramo. Ello implica que en 2012 el 96% de los asalariados registrados obtenía un salario superior al mínimo legal. Esta cifra era de casi el 100% en 2003 debido al muy bajo valor que exhibía esta institución, volviéndolo no operativo.

En Brasil, el cumplimiento de esta normativa parece ser superior al observado en los tres casos restantes. En efecto, en 2011 sólo el 1.8% de los asalariados obtenía un salario inferior al mínimo mientras que el 9.6% se encontraba en el entorno del mismo y cerca del 89%, por lo tanto, lo superaba. Si bien, como es esperable, el cumplimiento es universal entre los formales, el porcentaje de asalariados no registrados por debajo del mínimo también es muy reducido, de sólo 10%. Al igual que en Argentina, la proporción de trabajadores recibiendo un salario mínimo es mayor entre los informales (18%) que entre los formales (8%). Como fue mencionado, este "efecto faro" ya había sido identificado por Neri et al. (2000) y Lemos (2009), entre otros.

---

<sup>4</sup> También podrían estar afectados directamente aquellos trabajadores que reciben salarios que son múltiplos del mínimo.

<sup>5</sup> Este valor puede reflejar errores en la declaración de los ingresos ya que ningún asalariado registrado debería obtener un salario inferior al mínimo.

En Chile, alrededor del 4% de la fuerza de trabajo asalariada obtenía en 2011 un salario inferior al mínimo legal mientras que un porcentaje similar se encontraba en dicho valor. Junto con Brasil registra los porcentajes más bajos de asalariados informales obteniendo remuneraciones por debajo del mínimo. Sin embargo, en este país, a diferencia de Brasil, también es muy reducida la porción de estos trabajadores (alrededor del 8%) que obtiene exactamente el valor que estipula esta institución.

Por último, Uruguay exhibe los porcentajes más elevados de asalariados con ingresos superiores al SM (95%) mientras que sólo el 3% obtiene ingresos por debajo de éste. Ello refleja el hecho de que casi la totalidad de asalariados registrados se encuentra en la primera situación. Sin embargo, en lo que refiere a los informales, un 20% de estos trabajadores está por debajo del mínimo, proporción similar a la de Argentina pero representando el doble de la de Brasil.

Por lo tanto, las diferencias entre los cuatro países en relación a la distribución de los asalariados a tiempo completo según los tramos del SM se explican mayormente por lo que sucede entre los trabajadores informales ya que el porcentaje de formales en el entorno de esta institución es bajo y relativamente similar en los cuatro casos.

## 6. Impactos distributivos del salario mínimo

Antes de discutir los resultados de los ejercicios econométricos que evalúan los impactos distributivos de esta institución, el Cuadro 3 presenta los valores promedio de los atributos personales y del puesto de trabajo efectivos de  $t = 0$  y aquellos que surgen de la estimación del contrafactual en dicho momento. Asimismo, en la última columna se muestra la diferencia entre ambos valores para cada una de estas características, no resultando en ningún caso estadísticamente significativa, lo cual valida el procedimiento de reponderación, y por ende, constituye evidencia suficiente en favor de una correcta identificación de los impactos de interés.

En la primera columna del Cuadro 4 se presentan los indicadores sobre los cuales se llevan a cabo los ejercicios de estimación de los impactos del SM: índice de Gini, índice de Theil, relación entre percentiles ( $p90/p10$ ,  $p50/p10$  y  $p90/p50$ ) y salario medio. En la segunda columna se muestran los valores efectivos de dichos indicadores en el año inicial. La tercera

columna contiene los valores contrafactuales que surgen de simular los cambios en el salario mínimo siguiendo la metodología detallada en la sección 4. La siguiente columna incluye los valores efectivos del momento final. La quinta columna presenta las diferencias absolutas entre los datos contrafactuales y los iniciales, y evalúa la significatividad estadística del impacto de esta institución sobre la desigualdad. La siguiente columna muestra las diferencias porcentuales mientras que la última contiene el porcentaje del cambio total en cada uno de estos indicadores distributivos que es explicado por el crecimiento del salario mínimo.

En todos los casos, excepto en Chile, los resultados sugieren un impacto igualador del SM, si bien con diferente intensidad según el país. En Argentina, Brasil y Uruguay la reducción de la desigualdad está explicada por las compresiones observadas en la parte baja de la distribución. Vale la pena aclarar que el supuesto de que el SM afecta sólo a aquellos individuos cuyos salarios son menores o iguales a este valor puede estar condicionando, al menos en parte, este último resultado.

En particular, en Argentina el aumento de esta institución está asociado a una reducción de 2.3 pp del índice de Gini, representando una caída del 6% respecto de su valor inicial. A su vez, ello explica alrededor de un tercio de la disminución que este índice experimentó entre 2003 y 2012. Una situación similar se observa con el índice de Theil, el cual se contrae en 2.5 pp (lo que representa una baja del 9%) y donde alrededor del 19% de su reducción estaría explicado por este factor. Por su parte, la relación p50/p10 también se comprime significativamente, pasando de 2.14 a 1.76. En esta porción de la distribución, la recuperación de esta institución explica más que la caída total de la brecha entre ambos percentiles. Estos cambios también implicaron que se modifique la relación entre los percentiles extremos, donde la relación p90/p10 se contrajo 16%. El Gráfico 3 permite visualizar estos cambios. Allí se muestra la función de densidad salarial efectiva de 2003 y la contrafactual que surge luego de haber simulado el impacto del aumento del SM. Se incluye, asimismo, el valor real de este instituto tanto en ese año como en 2012. Se observa claramente el fuerte desplazamiento que se produce desde la parte inferior a la parte central de la distribución como consecuencia de este factor, lo que explica las mejoras distributivas ya comentadas.

La recuperación del SM en Brasil también ha tenido impactos igualadores importantes. El índice de Gini decrece en 2.4 pp, representando una reducción del 5% en relación a su valor inicial. Resulta importante señalar que la recuperación del salario mínimo explica alrededor del

80% del descenso que este indicador registró entre 2003 y 2011 entre los asalariados, lo cual resulta claramente muy elevado. Al igual que en Argentina, el efecto igualador se verifica exclusivamente en la cola inferior de la distribución donde la relación  $p50/p10$  se redujo un 33%, pasando de 2.1 a 1.4. Esta contracción es lo suficientemente intensa como para contraer también la brecha entre los percentiles extremos,  $p90/p10$ , en alrededor de un tercio. Al igual que en Argentina, los resultados sugieren que si sólo hubiera operado el efecto del salario mínimo, la relación  $p50/p10$  del año final hubiera sido aún más baja que la que efectivamente se registró. La importancia de este factor en la reducción de la desigualdad se asocia, al menos en parte, al hecho de que ésta se verificó, como ya fue mostrado, fundamentalmente a través de la mayor compresión salarial en la parte baja de la distribución que es, a su vez, donde operaron los impactos del SM.<sup>6</sup> Nuevamente, en el Gráfico 3 resulta notorio el impacto de esta institución en la función de densidad salarial original. Como fue comentado previamente, en Brasil el cumplimiento de esta normativa parece ser superior al resto de los países. Ello se visualiza, por un lado, a través de la muy baja densidad que la función original exhibe por debajo del SM efectivo de 2003; por otro, por la masa que se acumula en torno a su valor. Esta mayor operatividad se refleja, también, en el fuerte corrimiento de la distribución desde la parte inferior hacia el nuevo SM (el cual se transforma claramente en el nuevo modo de la distribución).

En Uruguay los impactos igualadores parecen ser más reducidos que en los dos casos anteriores. El índice de Gini decrece 0.7 pp, y los cambios en el SM explican alrededor del 11% de la caída total que registró este indicador entre 2004 y 2012. Similares resultados se observan en relación al índice de Theil. Nuevamente, la reducción en la brecha entre los percentiles extremos de la distribución refleja exclusivamente lo sucedido en la cola inferior de la misma, donde la parte explicada por este factor asciende al 116%. En el Gráfico 3 se observa que, al igual que en Argentina, el SM no era "operativo" al comienzo del período (debido, como ya fue señalado, a su muy bajo valor real). Sin embargo, el corrimiento hacia la derecha de la distribución contrafactual implicó que su modo coincidiera con el nuevo SM (al igual que en Brasil), con los consecuentes impactos distributivos.

Por último, en el caso de Chile, los muy leves impactos que los cambios en el valor de esta tuvieron en los indicadores distributivos no resultaron estadísticamente significativos en ningún

---

<sup>6</sup> Como ya fue mencionado, Bosch y Manacorda (2010) también habían encontrado para México que los cambios que la distribución había experimentado en la cola inferior se explicaban exclusivamente por la erosión del salario mínimo en dicho país durante la década de los noventa.

caso. Recordemos que el aumento en términos reales del SM en este país fue inferior al resto de los casos analizados (de alrededor del 40% mientras que en los otros países los incrementos fueron de entre 100% y 200%). Asimismo, como fue mostrado, el SM parece perder “operatividad” en la segunda parte del período considerado. Ellas serían algunas de las razones de que esta recuperación no haya sido suficiente como para modificar significativamente los indicadores de desigualdad, los que, a su vez, se redujeron con menor intensidad que en los tres casos restantes. En el Gráfico 3 se visualiza un menor desplazamiento de la función de densidad que los observados previamente.

Por lo tanto, los incrementos del SM durante la última década parecen haber contribuido a reducir sustancialmente la desigualdad salarial observada en tres de los cuatro países bajo estudio. Vale recordar, sin embargo, que aquí se están evaluando los impactos sólo sobre el subconjunto de trabajadores a tiempo completo residiendo en áreas urbanas, lo que no necesariamente son representativos de los efectos que esta institución pudiera tener sobre el total de asalariados en cada país.

## 7. Análisis de sensibilidad

### 7.1 Restricción del grupo afectado por los cambios en el salario mínimo

Como fue explicado en la sección metodológica, los ejercicios de simulación implican modificar la porción de la distribución original que se ubica por debajo del SM real del momento final. Ello involucra tanto salarios superiores como inferiores al SM efectivo del momento inicial. Podría argumentarse, sin embargo, que estos ejercicios pueden estar sobreestimando los impactos de esta institución ya que se supone aquí que sus modificaciones alcanzan también a aquellos asalariados (fundamentalmente informales) para los cuales la normativa no se cumplía originalmente.

De modo de evitar este efecto, en el Cuadro 5 se presentan nuevos ejercicios donde se incluyen los impactos distributivos suponiendo que los cambios en el SM sólo afectan a la porción salarial por encima de su valor original y por debajo de su valor final. Como allí se observa, en líneas generales, los resultados no se modifican sustancialmente. Los cambios en los indicadores sintéticos de desigualdad en Argentina, Brasil y Uruguay sólo se reducen levemente respecto de los encontrados previamente, pero siguen siendo estadísticamente significativos. En Chile, de hecho, el aumento del SM parece tener ahora efectos igualadores

medidos a través del Gini y del Theil, si bien de escasa magnitud, del 1% y 2%, respectivamente.

## 7.2 Incorporación de otras dimensiones al análisis distributivo

Por otro lado, si bien la descomposición aquí realizada es adecuada para estimar el impacto distributivo del salario mínimo y de otros atributos de interés, los resultados no resultan ser invariantes a la secuencia de contrafactuales implementada. En los ejercicios anteriores se partía de la distribución original y sobre ella se simulaba inicialmente los cambios asociados a la recuperación del SM y luego los ocasionados por las modificaciones en la estructura del empleo.<sup>7</sup> Para verificar, nuevamente, la robustez de estos hallazgos se realizaron nuevas estimaciones cambiando este orden.

En particular, siguiendo a DiNardo et al. (1996), se comenzó por estimar los impactos de los cambios en la estructura del empleo para recién luego evaluar los efectos del SM. Por la importancia que la informalidad laboral tiene en la región, se estimó en primer lugar, el efecto del resto de los atributos (Densidad contrafactual 1) y luego específicamente el correspondiente a esta dimensión (Densidad contrafactual 2). Sobre esta última función de densidad contrafactual se simularon los impactos del aumento en el valor de esta institución (Densidad contrafactual SM). Los resultados se presentan en el Cuadro 6.

Al igual en el caso anterior, tampoco aquí se modifican las conclusiones obtenidas previamente. Si bien los impactos igualadores en Argentina, Brasil y Uruguay se reducen, lo hacen muy débilmente y en todos los casos los efectos sobre los indicadores sintéticos de desigualdad siguen siendo estadísticamente significativos.

## 8. Reflexiones finales

El objetivo de este estudio ha sido estimar los impactos distributivos de la recuperación del salario mínimo en Argentina, Brasil, Chile y Uruguay durante el último decenio. Los resultados obtenidos permiten confirmar que el fortalecimiento de esta institución laboral ha sido uno de los factores asociados a las mejoras distributivas observadas en estos países, con la excepción de Chile. En este país, si bien se observan caídas en la desigualdad asociadas a esta

---

<sup>7</sup> Sin bien por razones de espacio sólo se presentan los resultados obtenidos luego de simular los efectos del SM. Sin embargo, los ejercicios completos se encuentran disponibles.

institución, las mismas no han sido lo suficientemente importantes como para resultar estadísticamente significativas.

Estos resultados contribuyen al debate en torno a las causas de la reducción de la desigualdad en América Latina en el nuevo milenio. La mayor parte de la literatura ha focalizado en los impactos de la caída en los retornos a la educación a partir de un análisis de oferta y demanda de diferentes calificaciones. Este estudio sugiere la importancia de considerar, adicionalmente, el rol de las instituciones laborales en las mejoras distributivas observadas en la región. De hecho, la reducción de los retornos podría ser consecuencia, a su vez, del fortalecimiento del salario mínimo y de otras instituciones como, por ejemplo, las negociaciones colectivas.

Asimismo, resulta importante remarcar que el fortalecimiento del salario mínimo en los casos bajo estudio se ha verificado en un período de crecimiento del empleo y, en particular, en Argentina, Brasil y Uruguay, en un contexto de fuerte formalización laboral. La combinación de estas tendencias pone en entredicho, por lo tanto, los argumentos que plantean la necesidad de flexibilizar los mercados de trabajo de la región como vía para incentivar la creación de puestos de trabajo, especialmente aquellos formales.

Por último, si bien América Latina ha venido evidenciado tendencias altamente positivas en el funcionamiento del mercado laboral, aún continúa exhibiendo elevados niveles de precariedad e informalidad, bajos salarios promedios y una alta desigualdad de los ingresos. Es por ello que las políticas de fortalecimiento de las instituciones laborales deberían ser acompañadas por aquellas que promueven la formalización del empleo, de políticas productivas que tiendan a reducir la fuerte heterogeneidad estructural y la baja eficiencia sistémica que caracteriza a la región, y de políticas sociales de carácter más universal. El objetivo debería ser construir un sistema coherente compuesto de todos estos pilares de modo de asegurar que el crecimiento económico se traduzca efectivamente en una mejora en las condiciones de vida de la población.

## Bibliografía

ADB (2012) Asian Development Outlook 2012: Confronting rising inequality in Asia, Asian Development Bank, Filipinas.

- Amarante, V., G. Salas y A. Vigorito (2009) "El incremento del salario mínimo en Uruguay y sus impactos sobre el mercado de trabajo". Trabajo presentado en la Network of Inequality and Poverty (NIP). Uruguay.
- Amarante, V., M. Colafranceschi y A. Vigorito (2011) "Uruguay's Income Inequality and Political Regimes during 1981–2010" en Cornia, G (ed) *Falling Inequality in Latin America: Policy Changes and Lessons*, Oxford University Press.
- Autor, D., A. Manning y L. Smith (2010) "The Contribution of the Minimum Wage to U.S. Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment", NBER Working Paper 16533.
- Berg, J. (2010) "Laws or luck? Understanding rising formality in Brazil in the 2000s," Working Paper N°5, OIT Brasilia.
- Beccaria, L. y R. Maurizio (2012) "Reversión y continuidades bajo dos regímenes macroeconómicos diferentes. Mercado de trabajo e ingresos en Argentina. 1990-2010", *Desarrollo Económico*, vol. 52, N° 206, julio-setiembre.
- Beccaria, L., R. Maurizio y G. Vázquez (2014) "Recent changes in wage inequality in Argentina. The role of labor formalization and other factors", mimeo.
- Bertranou, F., L. Casanova y M. Sarabia (2013) "Dónde, cómo y por qué se redujo la informalidad laboral en Argentina durante el período 2003-2012", Serie Documentos de Trabajo, OIT Buenos Aires.
- Bosch, M. y M. Manacorda (2010) "Minimum Wages and Earnings Inequality in Urban Mexico", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(4), 128–49.
- Bosch, M. y C. González Velosa (2013) "The Role of Minimum Wages on the Decline of Earnings Inequality in Brazil". Trabajo presentado en la XX Meetings of the LACEA/ IADB/ WB/ UNDP Research Network on Inequality and Poverty (NIP), Washington DC.
- Brown, C. (1999) "Minimum wages, employment, and the distribution of income", en O. Ashenfelter y D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, cap. 32, 2101–2163, Elsevier.
- CEPAL (2014) *Pactos para la igualdad: hacia un futuro sostenible*, Trigésimo quinto período de sesiones de la CEPAL.
- Contreras, D. y R. Ffrench-Davis (2012) "Policy Regimes, Inequality, Poverty and Growth", en Cornia, G (ed) *Falling Inequality in Latin America: Policy Changes and Lessons*, Oxford University Press.
- Dikens, R., S. Machin y A. Manning (1999) "The Effects of Minimum Wages on Employment: Theory and Evidence from Britain", *Journal of Labor Economics*, vol. 17, N° 1.

DiNardo J., N. Fortin y T. Lemieux (1996) "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach", *Econometrica*, 1001–1044.

Eyraud, F. y C. Saget (2008) "The revival of minimum wage setting institutions", en Berg, J. y D. Kucera (eds) *In defence of labour market institutions: Cultivating justice in the developing world*, OIT, Palgrave MacMillan, 100–118.

Fajnzylber, P. (2001) "Minimum Wage Effects Throughout the Wage Distribution: Evidence from Brazil's Formal and Informal Sectors", Department of Economics and CEDEPLAR, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Brazil.

Fortin, N. y T. Lemieux (1997) "Institutional Changes and Rising Wage Inequality: Is there a Linkage?", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, No. 2, 75–96.

Gindling, T., N. Mossaad y J. Trejos (2013) "Las consecuencias del aumento en la observación del salario mínimo legal en Costa Rica: una evaluación del impacto de la Campaña Nacional de salarios mínimos", Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas (IICE), Universidad de Costa Rica.

Grau, N. y O. Landerretche (2011) "The labor impact of minimum wages: a method for estimating the effect in emerging economies using chilean panel data", Serie Documentos de Trabajo 239, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Groisman, F. (2012) "Salario mínimo y empleo en Argentina", *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, año 6, vol. 11, UBA. Pp 9-47.

Husmanns, R. (2004) "Measuring the informal economy: From employment in the informal sector to informal employment", Working Paper N° 53, Policy Integration Department, OIT, Ginebra.

Keifman, S. y R. Maurizio (2014) "Changes in Labour Market Conditions and Policies. Their Impact on Wage Inequality during the Last Decade", en Cornia, G (ed) *Falling Inequality in Latin America: Policy Changes and Lessons*, Oxford University Press.

Lee, D. (1999) "Wage Inequality in the United States during the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage?", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, N° 3, 977–1023.

Lemos, S. (2009) "Minimum wage effects in a developing country", *Labour Economics* 16, 224–237.

López-Calva, L. y N. Lustig, eds. (2010) *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress?*, Brookings Institution Press and The United Nations Development Programme, Washington, DC.

Manning, A. (2003) *Monopsony in Motion: imperfect competition in labor markets*, Princeton University Press.

- Marinakis, A. y J. Velasco (eds.) (2006) ¿Para qué sirve el salario mínimo?, OIT, Santiago de Chile.
- Marinakis, A. (2008) "Evolución de los salarios en América Latina. 1995-2006", OIT.
- Maurizio, R. (2014) "Labour formalization and declining inequality in Argentina and Brazil in the 2000s. A dynamic approach", ILO Research Paper N° 9.
- Neri, M., G. Gonzaga y J. Camargo (2000) "Efeitos informais do salario mínimo e pobreza", Texto Para Discussao N° 724, IPEA, Rio de Janeiro.
- OIT (2002) "Resolution concerning decent work and the informal economy", Governing Body, 285th Session, Seventh item on the agenda, Ginebra.
- OIT (2009) "Información actualizada sobre la evolución del salario mínimo", GB.304/ESP/3 304 reunión, Consejo de Administración, Ginebra.
- OIT (2013) Global Wage Report 2012/13: Wages and equitable growth, OIT, Ginebra.
- Soares, S. (2006) "Distribuição de Renda no Brasil de 1976 a 2004 com Ênfase no Período entre 2001 e 2004", IPEA Discussion Paper 1166.
- Tornarolli, L., D. Battistón, L. Gasparini y P. Gluzmann (2012) "Exploring trends in labor informality in Latin America, 1990-2010", CEDLAS-IDRC, Argentina.
- Weller, J. y C. Roethlisberger (2011) "La calidad del empleo en América Latina", Serie Macroeconomía del Desarrollo, N° 110, CEPAL, Santiago de Chile.

**Cuadro 1**  
**Evolución del salario mínimo en relación a la distribución salarial**

**Argentina**

Año	SM/Promedio	SM/Mediana	SM/P10	SM/P20
2003	0.30	0.40	0.80	0.60
2004	0.44	0.53	1.25	0.93
2005	0.51	0.65	1.31	1.05
2006	0.53	0.66	1.32	0.94
2007	0.50	0.67	1.34	1.00
2008	0.52	0.63	1.26	1.01
2009	0.53	0.60	1.20	0.92
2010	0.50	0.58	1.20	0.90
2011	0.49	0.60	1.19	0.95
2012	0.48	0.55	1.11	0.79

**Brasil**

Año	SM/Promedio	SM/Mediana	SM/P10	SM/P20
2003	0.26	0.44	0.92	0.74
2004	0.27	0.48	0.92	0.80
2005	0.28	0.46	0.92	0.77
2006	0.31	0.52	0.92	0.80
2007	0.31	0.50	0.92	0.83
2008	0.30	0.51	0.92	0.76
2009	0.32	0.53	0.92	0.86
2010	0.32	0.52	0.92	0.78
2011	0.31	0.50	0.92	0.77

**Chile**

Año	SM/Promedio	SM/Mediana	SM/P10	SM/P20
2000	0.31	0.48	0.92	0.82
2003	0.35	0.53	0.95	0.83
2006	0.37	0.55	0.92	0.82
2009	0.33	0.49	0.82	0.75
2011	0.37	0.60	0.83	0.82

**Uruguay**

Año	SM/Promedio	SM/Mediana	SM/P10	SM/P20
2004	0.08	0.13	0.28	0.21
2005	0.24	0.33	0.71	0.55
2006	0.27	0.41	0.88	0.69
2007	0.23	0.33	0.76	0.59
2008	0.25	0.38	0.85	0.67
2009	0.22	0.30	0.73	0.54
2010	0.23	0.33	0.71	0.56
2011	0.26	0.33	0.70	0.58
2012	0.30	0.37	0.74	0.59

Fuente: Elaboración propia en base a las encuestas de hogares

## Cuadro 2 Evolución de la cobertura del salario mínimo

### Argentina

Año	Total Asalariados			Asalariados Formales			Asalariados Informales		
	Inferior al SM	Igual al SM	Superior al SM	Inferior al SM	Igual al SM	Superior al SM	Inferior al SM	Igual al SM	Superior al SM
2003	5.5	2.5	92.1	0.5	0.8	98.7	16.3	6.1	77.6
2004	12.0	9.0	79.0	1.8	5.3	92.9	32.8	16.5	50.7
2005	14.6	7.4	78.0	3.8	4.6	91.6	39.0	13.6	47.4
2006	13.5	11.1	75.4	3.2	7.1	89.7	36.5	19.8	43.7
2007	15.7	7.5	76.8	4.5	5.1	90.5	42.7	13.2	44.1
2008	15.1	7.8	77.1	5.0	5.8	89.2	41.6	13.2	45.2
2009	12.9	8.0	79.1	3.5	5.4	91.1	40.0	15.7	44.3
2010	11.5	8.3	80.2	3.3	5.0	91.7	34.1	17.4	48.5
2011	12.1	10.2	77.7	3.4	6.3	90.3	37.1	21.2	41.7
2012	6.1	7.4	86.5	1.4	2.7	95.9	19.2	20.4	60.4

### Brasil

Año	Total Asalariados			Asalariados Formales			Asalariados Informales		
	Inferior al SM	Igual al SM	Superior al SM	Inferior al SM	Igual al SM	Superior al SM	Inferior al SM	Igual al SM	Superior al SM
2003	2.1	10.1	87.8	0.2	6.3	93.5	7.6	21.2	71.1
2004	3.5	9.7	86.9	0.3	6.6	93.1	12.4	18.4	69.2
2005	2.8	12.8	84.4	0.3	8.2	91.6	10.6	26.5	63.0
2006	2.9	12.0	85.2	0.2	8.3	91.5	11.5	23.7	64.8
2007	3.1	9.7	87.2	0.2	7.5	92.4	13.7	17.6	68.7
2008	2.3	11.5	86.2	0.1	8.8	91.1	10.9	22.3	66.8
2009	2.3	11.8	85.9	0.1	9.4	90.5	11.0	21.5	67.4
2010	2.3	11.7	86.0	0.1	9.7	90.2	12.2	20.9	66.9
2011	1.8	9.6	88.6	0.1	7.9	91.9	10.4	18.0	71.7

### Chile

Año	Total Asalariados			Asalariados Formales			Asalariados Informales		
	Inferior al SM	Igual al SM	Superior al SM	Inferior al SM	Igual al SM	Superior al SM	Inferior al SM	Igual al SM	Superior al SM
2000	4.4	7.0	88.7	2.6	5.7	91.7	15.5	15.2	69.3
2003	6.2	6.2	87.7	3.1	5.2	91.7	25.0	11.7	63.3
2006	4.7	9.6	85.7	3.2	8.4	88.4	16.0	18.3	65.7
2009	3.5	3.4	93.1	2.1	3.0	95.0	11.4	5.9	82.8
2011	3.6	4.1	92.3	2.2	3.6	94.2	15.1	8.2	76.6

### Uruguay

Año	Total Asalariados			Asalariados Formales			Asalariados Informales		
	Inferior al SM	Igual al SM	Superior al SM	Inferior al SM	Igual al SM	Superior al SM	Inferior al SM	Igual al SM	Superior al SM
2004	0.3	0.3	99.4	0.0	0.0	100.0	3.5	3.1	93.4
2005	2.5	2.4	95.1	1.1	1.5	97.5	11.4	7.9	80.7
2006	5.3	3.9	90.8	2.3	2.7	95.0	21.3	10.2	68.5
2007	3.0	2.0	95.0	1.7	1.3	97.0	13.6	8.1	78.3
2008	4.2	2.9	92.9	2.5	2.5	95.0	21.3	6.3	72.4
2009	2.5	2.5	95.0	1.5	1.8	96.7	16.3	11.4	72.3
2010	2.4	1.9	95.8	1.5	1.4	97.1	15.4	9.0	75.7
2011	2.4	1.9	95.8	1.6	1.6	96.8	16.6	7.4	76.0
2012	2.9	2.0	95.1	1.8	1.5	96.7	19.9	9.9	70.3

Fuente: Elaboración propia en base a las encuestas de hogares

### Cuadro 3 Contrastes sobre las características consideradas

#### Argentina

Atributos	2003	2012	2012 (*)	2012-2003		2012 (*)-2003
Formal	0.64	0.70	0.63	0.07	***	-0.00
Nivel educativo						
Primario incompleto	0.06	0.04	0.06	-0.02	***	0.00
Primario completo	0.23	0.18	0.23	-0.05	***	-0.00
Secundario incompleto	0.19	0.19	0.18	-0.01		-0.01
Secundario completo	0.25	0.31	0.24	0.06	***	-0.00
Terciario incompleto	0.12	0.12	0.12	0.00		0.01
Terciario completo	0.15	0.16	0.16	0.01		0.01
Rama de actividad						
Industria	0.18	0.20	0.18	0.01		-0.01
Construcción	0.06	0.09	0.06	0.03	***	-0.00
Comercio	0.24	0.21	0.23	-0.03	**	-0.01
Ss. Financieros	0.11	0.09	0.11	-0.02	*	-0.00
Transporte	0.11	0.12	0.11	0.01		0.00
Ss. Personales	0.04	0.04	0.05	-0.00		0.00
S. Doméstico	0.06	0.04	0.07	-0.02	***	0.01
Administración pública	0.14	0.14	0.14	-0.00		0.00
Otros	0.06	0.07	0.06	0.01		0.00
Hombre	0.69	0.70	0.67	0.01		-0.02
Tramo etario						
< 25 años	0.15	0.13	0.15	-0.03	***	-0.00
25-45 años	0.56	0.58	0.57	0.02		0.00
> 45 años	0.28	0.29	0.28	0.01		-0.00
Tamaño del establecimiento						
Hasta 5 empleados	0.31	0.26	0.32	-0.05	***	0.01
6-40 empleados	0.32	0.35	0.32	0.02	*	-0.00
> 40 empleados	0.36	0.39	0.36	0.03	**	-0.01
Región						
Gran Buenos Aires	0.61	0.56	0.60	-0.05	***	-0.01
Noroeste argentino	0.08	0.10	0.08	0.03	***	0.00
Noreste argentino	0.04	0.05	0.04	0.01	***	0.00
Cuyo	0.06	0.07	0.06	0.01	***	0.00
Pampeana	0.20	0.19	0.20	-0.00		0.00
Patagónica	0.03	0.03	0.03	0.00		-0.00

(\*) *Contrafactual correspondiente a la distribución de ingresos de 2003 asumiendo el salario mínimo de 2012.*

*Fuente: elaboración propia en base a la EPH-INDEC.*

## Brasil

Atributos	2003	2011	2011 (*)	2011-2003	2011 (*)-2003	
Formal	0.74	0.83	0.74	0.09	***	0.00
Nivel educativo						
Primario incompleto	0.25	0.16	0.24	-0.08	***	-0.00
Primario completo	0.19	0.14	0.20	-0.05	***	0.00
Secundario incompleto	0.12	0.08	0.12	-0.03	***	0.00
Secundario completo	0.31	0.40	0.31	0.09	***	0.00
Terciario incompleto	0.06	0.08	0.06	0.02	***	0.00
Terciario completo	0.11	0.16	0.11	0.05	***	0.00
Rama de actividad						
Industria	0.20	0.17	0.20	-0.02	***	-0.00
Construcción	0.05	0.06	0.05	0.01	***	-0.00
Comercio	0.23	0.23	0.23	-0.00		0.00
Ss. Financieros	0.15	0.17	0.15	0.03	***	-0.00
Transporte	0.08	0.09	0.08	0.01	***	0.00
Ss. Personales	0.06	0.06	0.06	0.00	**	0.00
S. Doméstico	0.09	0.08	0.09	-0.01	***	-0.00
Administración pública	0.10	0.09	0.10	-0.01	***	0.00
Otros	0.05	0.05	0.05	-0.01	***	-0.00
Hombre	0.59	0.57	0.60	-0.03	***	0.00
Tramo etario						
< 25 años	0.22	0.18	0.22	-0.05	***	0.00
25-45 años	0.56	0.56	0.56	-0.00		-0.00
> 45 años	0.22	0.27	0.22	0.05	***	0.00
Tamaño del establecimiento						
Hasta 5 empleados	0.20	0.15	0.20	-0.05	***	-0.00
6-40 empleados	0.07	0.05	0.07	-0.02	***	0.00
> 40 empleados	0.73	0.80	0.73	0.07	***	0.00
Región						
Recife	0.06	0.06	0.06	0.01	***	0.00
Salvador	0.06	0.08	0.06	0.02	***	0.00
Belo Horizonte	0.10	0.10	0.10	0.01	***	-0.00
Rio de Janeiro	0.25	0.22	0.25	-0.03	***	0.00
Sao Paulo	0.45	0.45	0.45	-0.01	**	-0.00
Porto Alegre	0.08	0.08	0.08	-0.00		-0.00

(\*) Contrafactual correspondiente a la distribución de ingresos de 2003 asumiendo el salario mínimo de 2011.

Fuente: elaboración propia en base a la PME-IBGE.

## Chile

Atributos	2000	2011	2011 (*)	2011-2000	2011 (*)-2000
Formal	0.84	0.88	0.84	0.04	*** 0.00
Nivel educativo					
Primario incompleto	0.09	0.01	0.08	-0.07	*** -0.01
Primario completo	0.09	0.01	0.08	-0.08	*** -0.01
Secundario incompleto	0.17	0.19	0.18	0.02	*** 0.01
Secundario completo	0.36	0.47	0.37	0.10	*** 0.00
Terciario incompleto	0.07	0.08	0.07	0.01	** -0.00
Terciario completo	0.21	0.24	0.21	0.03	*** 0.00
Rama de actividad					
Industria	0.18	0.12	0.18	-0.06	*** -0.00
Construcción	0.09	0.12	0.09	0.03	*** 0.00
Comercio	0.18	0.24	0.18	0.06	*** -0.00
Ss. Financieros	0.10	0.12	0.11	0.01	** 0.01
Transporte	0.09	0.10	0.09	0.01	-0.00
Ss. Personales	0.12	0.09	0.12	-0.03	*** 0.00
S. Doméstico	0.09	0.07	0.09	-0.02	*** -0.01
Administración pública	0.07	0.13	0.07	0.06	*** 0.00
Otros	0.07	0.01	0.07	-0.05	*** 0.00
Hombre	0.61	0.59	0.62	-0.02	** 0.01
Tramo etario					
< 25 años	0.12	0.13	0.13	0.00	0.01
25-45 años	0.62	0.50	0.60	-0.12	*** -0.02
> 45 años	0.25	0.37	0.26	0.12	*** 0.01
Tamaño del establecimiento					
Hasta 5 empleados	0.21	0.21	0.20	0.00	-0.01
6-40 empleados	0.31	0.39	0.31	0.08	*** -0.00
> 40 empleados	0.48	0.40	0.49	-0.08	*** 0.01
Región					
I	0.03	0.02	0.02	-0.01	*** -0.00
II	0.03	0.03	0.03	0.00	0.01
III	0.01	0.01	0.01	0.00	-0.00
IV	0.03	0.03	0.03	0.00	-0.00
V	0.10	0.09	0.11	-0.00	0.01
VI	0.04	0.04	0.03	0.00	-0.00
VII	0.04	0.04	0.04	-0.00	0.00
VIII	0.10	0.10	0.09	0.01	-0.00
IX	0.04	0.04	0.03	-0.00	-0.00
X	0.05	0.04	0.05	-0.01	*** -0.00
XI	0.01	0.01	0.01	0.00	-0.00
XII	0.01	0.01	0.01	-0.00	0.00
Región Metropolitana	0.53	0.51	0.52	-0.02	** -0.01

(\*) *Contrafactual correspondiente a la distribución de ingresos de 2000 asumiendo el salario mínimo de 2011.*

*Fuente: elaboración propia en base a la CASEN-INE.*

## Uruguay

Atributos	2004	2012	2012 (*)	2012-2004		2012 (*)-2004
Formal	0.90	0.94	0.90	0.03	***	-0.00
Nivel educativo						
Primario incompleto	0.01	0.02	0.01	0.01	**	-0.00
Primario completo	0.08	0.13	0.08	0.05	***	-0.00
Secundario incompleto	0.27	0.43	0.26	0.16	***	-0.00
Secundario completo	0.19	0.20	0.20	0.00		0.00
Terciario incompleto	0.14	0.19	0.14	0.05	***	0.00
Terciario completo	0.31	0.02	0.31	-0.28	***	0.00
Rama de actividad						
Industria	0.10	0.12	0.09	0.02		-0.00
Construcción	0.03	0.31	0.04	0.28	***	0.01
Comercio	0.13	0.08	0.14	-0.06	***	0.00
Ss. Financieros	0.09	0.04	0.09	-0.06	***	-0.00
Transporte	0.05	0.05	0.05	-0.01		-0.00
Ss. Personales	0.21	0.11	0.21	-0.10	***	-0.00
S. Doméstico	0.00	0.00	0.00	0.00		0.00
Administración pública	0.31	0.18	0.31	-0.13	***	-0.00
Otros	0.07	0.12	0.07	0.05	***	-0.00
Hombre	0.67	0.63	0.68	-0.04	**	0.00
Tramo etario						
< 25 años	0.06	0.15	0.05	0.09	***	-0.00
25-45 años	0.54	0.53	0.53	-0.01		-0.00
> 45 años	0.41	0.32	0.42	-0.09	***	0.01
Tamaño del establecimiento						
Hasta 5 empleados	0.56	0.10	0.56	-0.46	***	-0.00
6-40 empleados	0.13	0.32	0.13	0.19	***	0.00
> 40 empleados	0.31	0.58	0.31	0.27	***	0.00
Región						
Montevideo	0.65	0.52	0.69	-0.14	***	0.03
Resto del país	0.04	0.48	0.04	0.45	***	0.00

(\*) *Contrafactual correspondiente a la distribución de ingresos de 2004 asumiendo el salario mínimo de 2012.*

*Fuente: elaboración propia en base a la PME-IBGE.*

## Cuadro 4 Estimación de los impactos distributivos del salario mínimo

### Argentina

Estadísticas	Año inicial	Contrafactual	Año Final	Variaciones absolutas	Variaciones relativas	Porcentaje del cambio total explicado por SM
Media	769.057	790.001	1030.657	20.944 ***	3%	8%
	17.359	17.417	12.100	3.687		
90/10	5.107	4.273	3.750	-0.834 ***	-16%	61%
	0.304	0.285	0.143	0.354		
50/10	2.143	1.756	2.000	-0.387 ***	-18%	271%
	0.109	0.106	0.000	0.145		
90/50	2.383	2.433	1.875	0.050 **	2%	-10%
	0.078	0.078	0.072	0.022		
Varianza	0.464	0.385	0.308	-0.079 ***	-17%	51%
	0.016	0.020	0.010	0.019		
Gini	0.378	0.354	0.293	-0.023 ***	-6%	27%
	0.011	0.012	0.005	0.004		
Theil	0.278	0.254	0.149	-0.025 ***	-9%	19%
	0.038	0.037	0.007	0.004		
Observaciones	5095	3858	7244			

Fuente: elaboración propia en base a la EPH-INDEC.

Nota: Errores estándar bootstrap debajo de cada estimación (1500 sub-muestras).

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

### Brasil

Estadísticas	Año inicial	Contrafactual	Año Final	Variaciones absolutas	Variaciones relativas	Porcentaje del cambio total explicado por SM
Media	837.341	853.446	1048.050	16.105 ***	2%	8%
	5.579	5.557	6.045	0.366		
90/10	6.667	4.468	5.505	-2.198 ***	-33%	189%
	0.115	0.075	0.000	0.046		
50/10	2.083	1.396	1.835	-0.687	-33%	276%
	0.000	0.000	0.000	0.000		
90/50	3.200	3.200	3.000	0.000	0%	0%
	0.055	0.053	0.000	0.013		
Varianza	0.604	0.508	0.493	-0.095 ***	-16%	86%
	0.006	0.005	0.004	0.004		
Gini	0.477	0.453	0.446	-0.024 ***	-5%	79%
	0.003	0.003	0.002	0.000		
Theil	0.467	0.438	0.417	-0.030 ***	-6%	60%
	0.007	0.007	0.007	0.001		
Observaciones	69357	56741	82471			

Fuente: elaboración propia en base a la PME-IBGE.

Nota: Errores estándar bootstrap debajo de cada estimación (1500 sub-muestras).

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

## Chile

Estadísticas	Año inicial	Contrafactual	Año Final	Variaciones absolutas	Variaciones relativas	Porcentaje del cambio total explicado por SM
Media	249761.552	249668.003	276914.898	-93.549	0%	0%
	4644.248	6499.497	3954.051	4370.188		
90/10	6.250	6.326	4.551	0.076	1%	-4%
	0.150	0.191	0.169	0.216		
50/10	2.000	2.024	1.497	0.024	1%	-5%
	0.046	0.055	0.030	0.068		
90/50	3.125	3.125	3.040	0.000	0%	0%
	0.068	0.082	0.100	0.082		
Varianza	0.566	0.586	0.480	0.020	4%	-23%
	0.027	0.020	0.012	0.028		
Gini	0.451	0.453	0.429	0.001	0%	-7%
	0.008	0.009	0.006	0.003		
Theil	0.421	0.423	0.395	0.002	0%	-7%
	0.024	0.024	0.018	0.005		
Observaciones	26005	19908	30051			

Fuente: elaboración propia en base a la CASEN-INE.

Nota: Errores estándar bootstrap debajo de cada estimación (1500 sub-muestras).

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

## Uruguay

Estadísticas	Año inicial	Contrafactual	Año Final	Variaciones absolutas	Variaciones relativas	Porcentaje del cambio total explicado por SM
Media	8012.358	8025.257	11094.225	12.899	0%	0%
	80.307	88.375	59.058	38.246		
90/10	6.000	5.203	4.795	-0.797 ***	-13%	66%
	0.055	0.107	0.088	0.107		
50/10	2.320	2.012	2.055	-0.309 ***	-13%	116%
	0.032	0.050	0.036	0.047		
90/50	2.586	2.586	2.333	0.000	0%	0%
	0.037	0.045	0.015	0.032		
Varianza	0.601	0.533	0.427	-0.068 ***	-11%	39%
	0.021	0.016	0.006	0.024		
Gini	0.422	0.414	0.355	-0.008 ***	-2%	12%
	0.004	0.004	0.002	0.002		
Theil	0.340	0.331	0.218	-0.009 ***	-3%	7%
	0.011	0.011	0.003	0.002		
Observaciones	11072	9961	22833			

Fuente: elaboración propia en base a la ECH-INE.

Nota: Errores estándar bootstrap debajo de cada estimación (1500 sub-muestras).

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

## Cuadro 5 Estimación de los impactos distributivos del salario mínimo. Análisis restringido

### Argentina

Estadísticas	Densidad			Variaciones absolutas	Variaciones relativas	Porcentaje del cambio total explicado por SM
	Año inicial	Contrafactual	Densidad Final			
Media	769.057	783.031	1030.657	13.974 ***	2%	5%
	17.435	17.772	12.482	3.276		
90/10	5.107	5.268	3.750	0.161	3%	-12%
	0.298	0.360	0.144	0.335		
50/10	2.143	2.195	2.000	0.052	2%	-36%
	0.108	0.137	0.000	0.137		
90/50	2.383	2.400	1.875	0.017	1%	-3%
	0.078	0.079	0.072	0.021		
Varianza	0.464	0.436	0.308	-0.028 ***	-6%	18%
	0.016	0.017	0.010	0.006		
Gini	0.378	0.363	0.293	-0.015 ***	-4%	17%
	0.011	0.011	0.005	0.003		
Theil	0.278	0.263	0.149	-0.015 ***	-5%	12%
	0.039	0.038	0.006	0.003		
Observaciones	5095	4166	7244			

Fuente: elaboración propia en base a la EPH-INDEC.

Nota: Errores estándar bootstrap debajo de cada estimación (1500 sub-muestras).

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

### Brasil

Estadísticas	Año inicial	Contrafactual	Año Final	Variaciones absolutas	Variaciones relativas	Porcentaje del cambio total explicado por SM
	5.541	5.516	6.011	0.257		
90/10	6.667	4.468	5.505	-2.198 ***	-33%	189%
	0.113	0.073	0.000	0.045		
50/10	2.083	1.396	1.835	-0.687	-33%	276%
	0.000	0.000	0.000	0.000		
90/50	3.200	3.200	3.000	0.000	0%	0%
	0.054	0.052	0.000	0.012		
Varianza	0.604	0.540	0.493	-0.064 ***	-11%	58%
	0.006	0.006	0.004	0.001		
Gini	0.477	0.456	0.446	-0.021 ***	-4%	68%
	0.003	0.003	0.002	0.000		
Theil	0.467	0.442	0.417	-0.025 ***	-5%	51%
	0.007	0.007	0.007	0.000		
Observaciones	69357	59053	82471			

Fuente: elaboración propia en base a la PME-IBGE.

Nota: Errores estándar bootstrap debajo de cada estimación (1500 sub-muestras).

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

## Chile

Estadísticas	Año inicial	Contrafactual	Año Final	Variaciones absolutas	Variaciones relativas	Porcentaje del cambio total explicado por SM
Media	249761.552	252530.159	276914.898	2768.607 *	1%	10%
	4609.120	5027.885	3969.276	1958.796		
90/10	6.250	5.970	4.551	-0.280 *	-4%	16%
	0.146	0.171	0.165	0.179		
50/10	2.000	1.910	1.497	-0.090 *	-4%	18%
	0.047	0.060	0.030	0.066		
90/50	3.125	3.125	3.040	0.000	0%	0%
	0.073	0.073	0.097	0.066		
Varianza	0.566	0.556	0.480	-0.011 ***	-2%	13%
	0.028	0.028	0.012	0.004		
Gini	0.451	0.446	0.429	-0.005 ***	-1%	22%
	0.008	0.008	0.006	0.001		
Theil	0.421	0.414	0.395	-0.007 ***	-2%	25%
	0.023	0.023	0.019	0.001		
Observaciones	26005	21100	30051			

Fuente: elaboración propia en base a la CASEN-INE.

Nota: Errores estándar bootstrap debajo de cada estimación (1500 sub-muestras).

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

## Uruguay

Estadísticas	Año inicial	Contrafactual	Año Final	Variaciones absolutas	Variaciones relativas	Porcentaje del cambio total explicado por SM
Media	8012.358	8019.564	11094.225	7.206	0%	0%
	77.309	85.443	49.547	41.350		
90/10	6.000	5.203	4.795	-0.797 ***	-13%	66%
	0.069	0.114	0.089	0.128		
50/10	2.320	2.012	2.055	-0.309 ***	-13%	116%
	0.032	0.054	0.038	0.053		
90/50	2.586	2.586	2.333	0.000	0%	0%
	0.039	0.048	0.014	0.032		
Varianza	0.601	0.572	0.427	-0.029 ***	-5%	17%
	0.020	0.021	0.005	0.008		
Gini	0.422	0.414	0.355	-0.007 ***	-2%	11%
	0.004	0.004	0.002	0.002		
Theil	0.340	0.332	0.218	-0.008 ***	-2%	7%
	0.011	0.010	0.003	0.002		
Observaciones	11072	10014	22833			

Fuente: elaboración propia en base a la ECH-INE.

Nota: Errores estándar bootstrap debajo de cada estimación (1500 sub-muestras).

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

## Cuadro 6 Estimación de los impactos distributivos del salario mínimo. Secuencia alternativa de simulaciones

### Argentina

Estadísticas	Año inicial	Densidad	Densidad	Densidad	Año Final	Variaciones absolutas	Variaciones relativas	Porcentaje del cambio total explicado por SM
		Contrafactual 1	Contrafactual 2	Contrafactual SM				
Media	769.057	779.399	812.431	780.777	1030.657	-31.654 ***	-4%	-12%
	17.359	17.032	17.991	17.680	12.100	8.430		
90/10	5.107	5.357	5.000	4.185	3.750	-0.815 ***	-16%	60%
	0.304	0.350	0.098	0.332	0.143	0.329		
50/10	2.143	2.143	2.000	1.756	2.000	-0.244 **	-12%	171%
	0.109	0.133	0.026	0.135	0.000	0.138		
90/50	2.383	2.500	2.500	2.383	1.875	-0.117	-5%	23%
	0.078	0.072	0.049	0.108	0.072	0.107		
Varianza	0.464	0.476	0.460	0.385	0.308	-0.076 ***	-16%	48%
	0.016	0.016	0.016	0.021	0.010	0.021		
Gini	0.378	0.382	0.377	0.358	0.293	-0.019 ***	-5%	23%
	0.011	0.010	0.011	0.011	0.005	0.005		
Theil	0.278	0.280	0.275	0.257	0.149	-0.018 ***	-6%	14%
	0.038	0.033	0.035	0.033	0.007	0.005		
Observaciones	5095	3858	3858	3858	7244			

Fuente: elaboración propia en base a la EPH-INDEC.

Nota: Errores estándar bootstrap debajo de cada estimación (1500 sub-muestras).

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

### Brasil

Estadísticas	Año inicial	Densidad	Densidad	Densidad	Año Final	Variaciones absolutas	Variaciones relativas	Porcentaje del cambio total explicado por SM
		Contrafactual 1	Contrafactual 2	Contrafactual SM				
Media	837.341	972.553	1012.502	989.680	1048.050	-22.822 ***	-2%	-11%
	5.579	7.427	7.764	7.427	6.045	0.830		
90/10	6.667	8.333	8.000	5.586	5.505	-2.414 ***	-30%	208%
	0.115	0.000	0.087	0.000	0.000	0.087		
50/10	2.083	2.167	2.400	1.433	1.835	-0.967 ***	-40%	389%
	0.000	0.040	0.025	0.026	0.000	0.036		
90/50	3.200	3.846	3.333	3.899	3.000	0.565 ***	17%	-283%
	0.055	0.070	0.031	0.071	0.000	0.074		
Varianza	0.604	0.696	0.679	0.591	0.493	-0.088 ***	-13%	80%
	0.006	0.007	0.006	0.006	0.004	0.003		
Gini	0.477	0.505	0.501	0.484	0.446	-0.016 ***	-3%	53%
	0.003	0.003	0.003	0.003	0.002	0.000		
Theil	0.467	0.505	0.494	0.479	0.417	-0.016 ***	-3%	31%
	0.007	0.008	0.008	0.008	0.007	0.000		
Observaciones	69357	56741	56741	56741	82471			

Fuente: elaboración propia en base a la PME-IBGE.

Nota: Errores estándar bootstrap debajo de cada estimación (1500 sub-muestras).

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

## Chile

Estadísticas	Año inicial	Densidad	Densidad	Densidad	Año Final	Variaciones absolutas	Variaciones relativas	Porcentaje del cambio total explicado por SM
		Contrafactual 1	Contrafactual 2	Contrafactual SM				
Media	249761.552	270779.164	275366.702	272966.339	276914.898	-2400.363 ***	-1%	-9%
	4644.248	5241.195	5133.917	5039.019	3954.051	990.316		
90/10	6.250	5.556	5.889	6.209	4.551	0.320 **	5%	-19%
	0.150	0.259	0.291	0.325	0.169	0.179		
50/10	2.000	2.000	2.000	2.149	1.497	0.149 ***	7%	-30%
	0.046	0.052	0.024	0.061	0.030	0.061		
90/50	3.125	2.778	2.944	2.889	3.040	-0.056	-2%	65%
	0.068	0.119	0.144	0.132	0.100	0.051		
Varianza	0.566	0.596	0.589	0.615	0.480	0.026	4%	-31%
	0.027	0.034	0.035	0.023	0.012	0.035		
Gini	0.451	0.453	0.450	0.454	0.429	0.003 **	1%	-14%
	0.008	0.008	0.008	0.008	0.006	0.002		
Theil	0.421	0.411	0.404	0.409	0.395	0.005 **	1%	-19%
	0.024	0.022	0.019	0.019	0.018	0.003		
Observaciones	26005	19908	19908	19908	30051			

Fuente: elaboración propia en base a la CASEN-INE.

Nota: Errores estándar bootstrap debajo de cada estimación (1500 sub-muestras).

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

## Uruguay

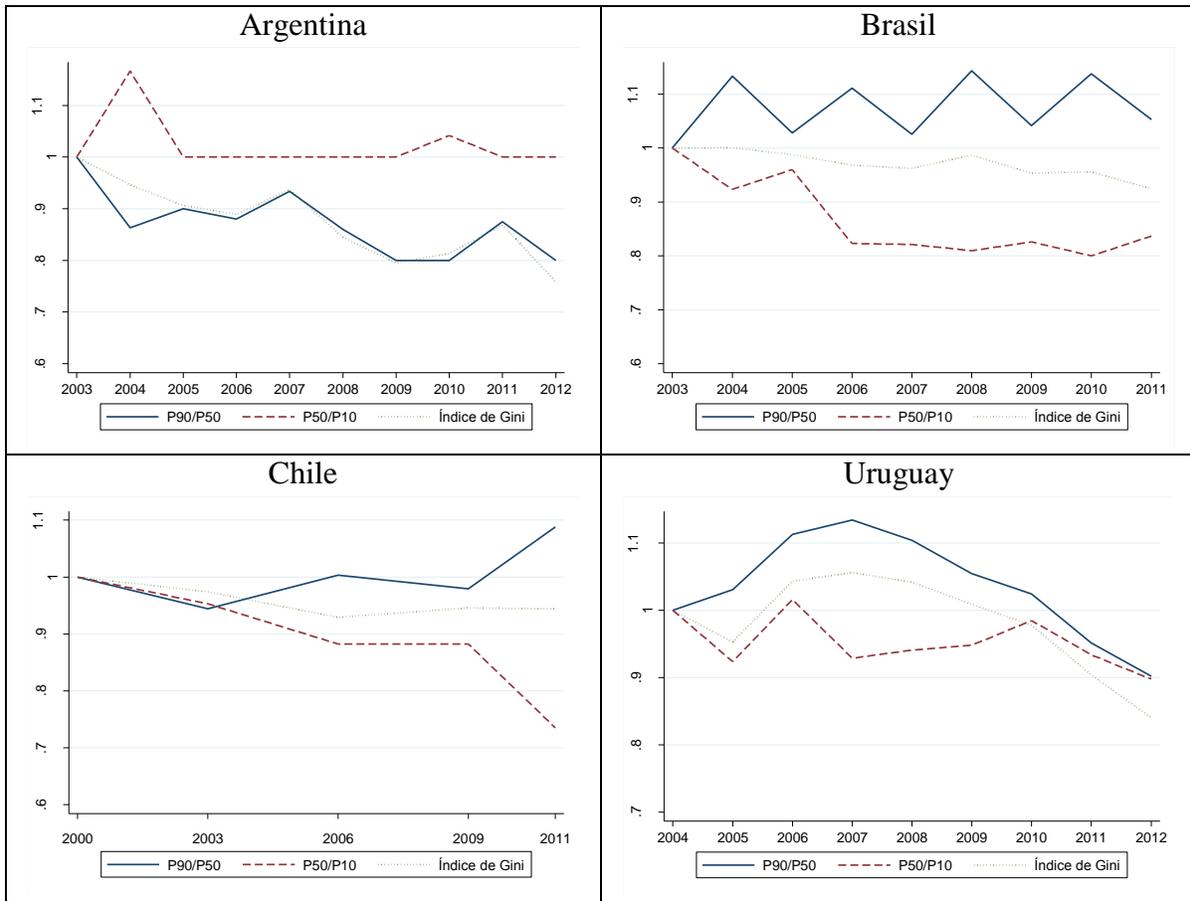
Estadísticas	Año inicial	Densidad	Densidad	Densidad	Año Final	Variaciones absolutas	Variaciones relativas	Porcentaje del cambio total explicado por SM
		Contrafactual 1	Contrafactual 2	Contrafactual SM				
Media	8012.358	7441.746	7911.527	7439.102	11094.225	-472.425 ***	-6%	-15%
	80.307	86.043	94.076	91.468	59.058	31.010		
90/10	6.000	5.308	4.833	4.744	4.795	-0.089	-2%	7%
	0.055	0.218	0.140	0.127	0.088	0.075		
50/10	2.320	2.269	2.000	1.977	2.055	-0.023	-1%	8%
	0.032	0.078	0.007	0.044	0.036	0.043		
90/50	2.586	2.339	2.417	2.399	2.333	-0.017	-1%	7%
	0.037	0.065	0.070	0.072	0.015	0.059		
Varianza	0.601	0.522	0.484	0.460	0.427	-0.024	-5%	14%
	0.021	0.026	0.029	0.016	0.006	0.031		
Gini	0.422	0.379	0.367	0.374	0.355	0.006 ***	2%	-10%
	0.004	0.005	0.005	0.005	0.002	0.002		
Theil	0.340	0.270	0.255	0.265	0.218	0.010 ***	4%	-8%
	0.011	0.011	0.011	0.011	0.003	0.002		
Observaciones	11072	9961	9961	9961	22833			

Fuente: elaboración propia en base a la ECH-INE.

Nota: Errores estándar bootstrap debajo de cada estimación (1500 sub-muestras).

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

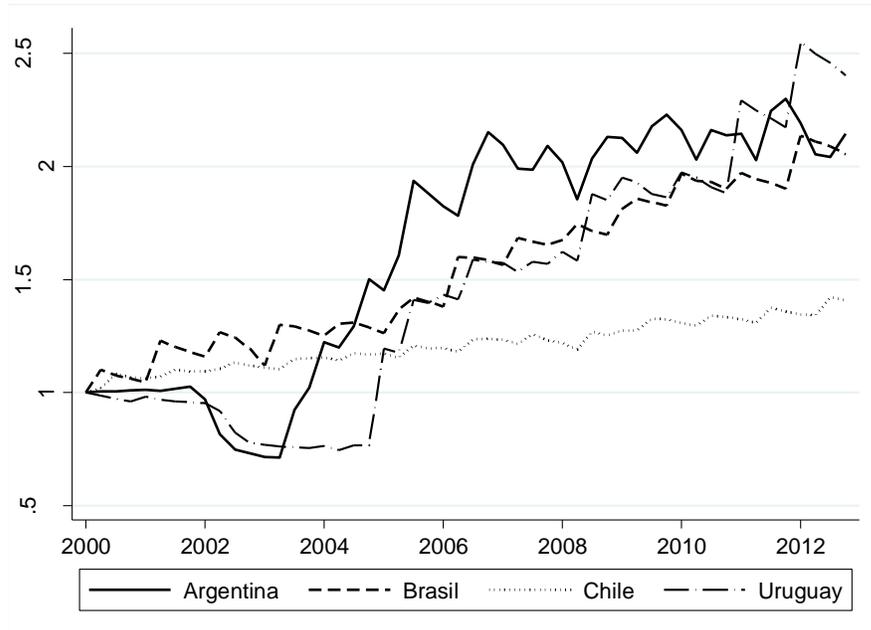
**Gráfico 1**  
**Tendencias en la desigualdad en Argentina, Brasil, Chile y Uruguay**  
**Índice Año Inicial=1**



Fuente: Elaboración propia en base a las encuestas de hogares

## Gráfico 2

**Evolución del salario mínimo real en Argentina, Brasil, Chile y Uruguay**  
En moneda de cada país a precios de la última observación. Índice Año 2000=1

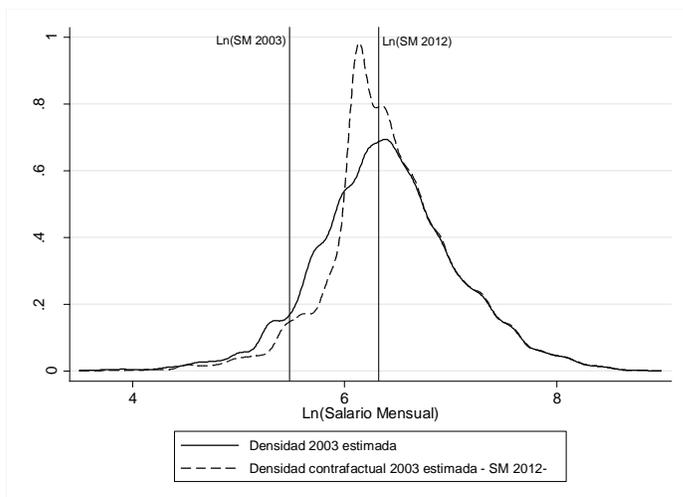


Fuente: Elaboración propia en base a información de las direcciones de estadísticas de cada país.

### Gráfico 3

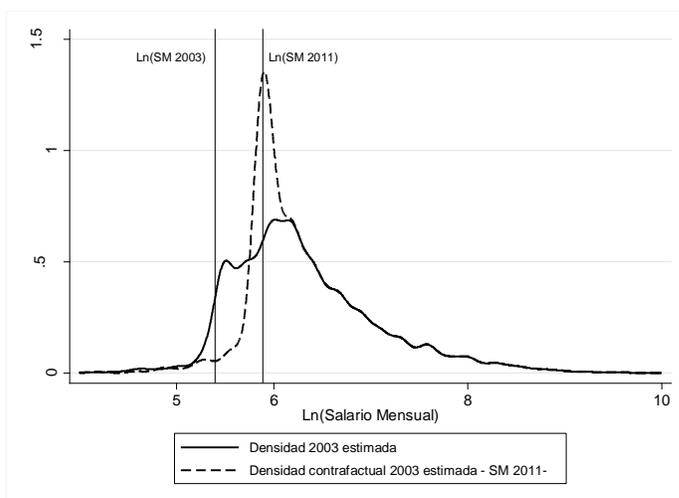
## Función de densidad efectiva y contrafactual de los salarios horarios

### Argentina



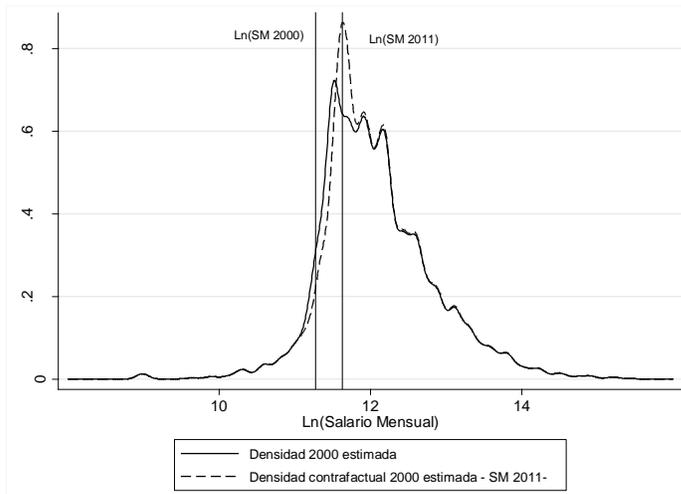
Fuente: elaboración propia en base a la EPH-INDEC.

### Brasil



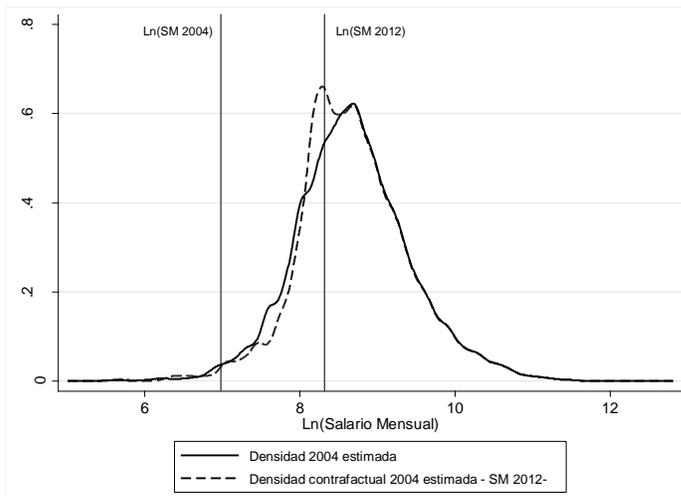
Fuente: elaboración propia en base a la PME-IBGE.

## Chile



Fuente: elaboración propia en base a la CASEN-INE.

## Uruguay



Fuente: elaboración propia en base a la ECH-INE.