

MERCADO DE TRABAJO Y DESIGUALDAD EN ARGENTINA Y CHILE UNA APLICACIÓN DE MÉTODOS ECONÓMICOS SEMI-PARAMÉTRICOS

Recibido 17/12/2020. Aprobado 15/10/2021.

Anahí Di Lalla* y Julián Leone**

RESUMEN

Durante los 2000, la caída en la desigualdad se convirtió en un hecho estilizado para toda la región de América Latina, motorizada por la suba en el precio de sus commodities exportables y las políticas públicas dirigidas al mercado laboral. Sin embargo, este fenómeno se observó con mayor intensidad en Argentina que en Chile. Mediante la aplicación de regresión por cuantiles condicionados y no condicionados, se estiman los efectos específicos del vector de atributos relevantes sobre distintos segmentos de la distribución condicional y no condicional de ingresos. Mientras para la Argentina, el rol de la formalización laboral tuvo un impacto significativo en la cola más baja de la distribución, este efecto se debilita en el país trasandino. Por su parte, la caída en los retornos a la educación en Argentina explicó en buena parte el tránsito hacia una mayor igualdad en los ingresos laborales. En cambio, la mayor instrucción en Chile contribuyó a una mayor desigualdad, con retornos muy dispares aun controlando por la dotación educativa, hecho que se amplifica en la parte alta de la distribución.

Palabras clave: Desigualdad, Sector informal, Salarios, Mercados de trabajo, Educación Abstract

ABSTRACT

During the 2000s, the reduction in inequality became a stylized fact all around Latin American region, driven by the rise in tradable commodities prices and public policies targeted to the labour market. Nonetheless, this trend was perceived with larger intensity in Argentina rather than in Chile. Using a conditional and unconditional quantile regression, the main individual characteristics effects vector is estimated for the different tails of the conditional and non-conditional wage distribution. For Argentina, the formality had a significant effect in the lowest tail, while for Chile it got weaker. On the other hand, the decrease in the education returns in the former had an important equalizing result. On the contrary, the higher educational level in Chile underwrote a

*Anahí Di Lalla Universidad de Buenos Aires, Facultad de Ciencias Económicas. anahidilalla@gmail.com

**Julián Leone Universidad de Buenos Aires, Facultad de Ciencias Económicas julian.leone@outlook.com
CODIGO JEL C14 - Métodos semiparamétricos y no paramétricos.

J46 - Informal Labor Markets J01 - Labor Economics General.

deeper inequality, with varied returns in the conditional distribution, specially amplified in the upper tail.

Keywords: Inequality, Informal Sector, Wages, Labour Markets, Education

1. Introducción

En Argentina, la caída en la desigualdad observada en los 2000 ha interrumpido un proceso de desmejora con origen en mediados de los 70. El inicio de este período se enmarca en la salida de la crisis post-convertibilidad luego de una significativa devaluación del peso y un significativo aumento de los precios internos en el año 2002. En dicho contexto, la suba del tipo de cambio real y el consecuente aumento en la competitividad de transables, deviene en una mejora en la producción agregada y un aumento significativo de las exportaciones (alentado en parte por las cotizaciones de las commodities). Hasta el 2007, el régimen macroeconómico imperante se ha caracterizado por un tipo de cambio real alto y poco volátil y la fuerte recuperación de la economía que permite importantes incrementos tanto en el consumo como en la inversión en la esfera pública y privada. Sin embargo, luego de esa fecha, la vorágine inflacionaria comienza a cubrir las primeras planas (valores próximos al 25% anual, ver Gráfico 2) y la consecuente caída en el tipo de cambio real, conjuntamente a los crecientes desequilibrios fiscales, resaltan (sobre todo a partir de 2012) dentro de una tendencia opuesta en la región. La caída en la elasticidad empleo-producto sumada a la aceleración inflacionaria termina erosionando tanto la creación de puestos de trabajo (más aún en términos formales) como la recuperación del salario real. Sin embargo, a pesar de no resultar un período de evolución homogénea, la reversión de la tendencia de la década anterior resulta contundente e insoslayable (ver Gráficos 1).

De esta forma, a partir del año 2003, comienza a observarse en la Argentina un proceso de disminución de la desigualdad. Explicada principalmente por su reducción para los ingresos laborales, un primer proceso sostenido encuentra luego un estancamiento. Este acortamiento en las brechas no fue ajeno a un idéntico proceso de carácter regional, el cual logra revertir la tendencia opuesta en la década anterior. En efecto, fue a través del mercado laboral donde se genera la sinergia necesaria para alterar la tendencia desigualadora de fines de los 90 y principios de los 2000. No sorprende que esta haya sido tanto la principal causa de su aumento, para luego serlo de su reversión, teniendo en cuenta que los ingresos laborales constituían alrededor del 80% de los recursos monetarios del hogar, al-

canzando el 86% en 2015. La caída en la tasa de desocupación y el proceso de formalización asoman como los dos principales hechos estilizados del período, en materia de mercado de trabajo.

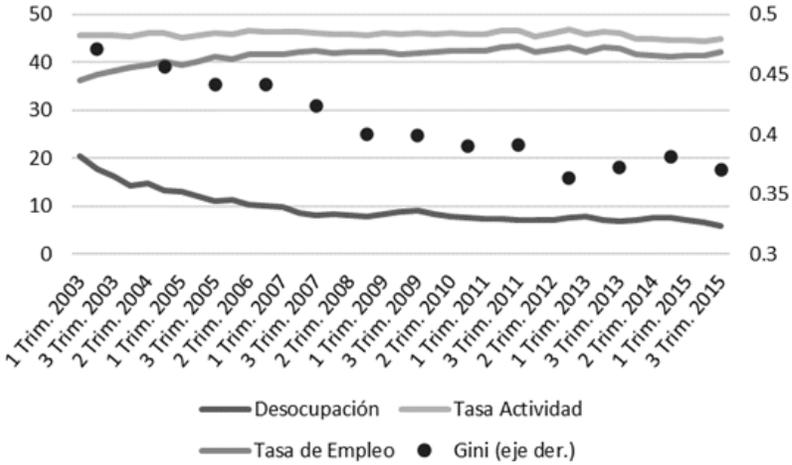
Aunque con leve descalce en las fechas, Chile presenta una dinámica (no así sus niveles) que lejos está de parecer idéntica a la Argentina (ver Gráfico 3). Al igual que el resto de América Latina, evidencia a principios de los 2000 una considerable merma en sus tasas de pobreza¹ y desigualdad, al ritmo de un importante crecimiento económico, especialmente hasta el año 2008 (Ver Gráficos 1, 2 y 3). La crisis internacional que interrumpe una tendencia ascendente en toda la región no es ajena a la vorágine chilena, donde el crecimiento de la masa de asalariados y la caída en la desigualdad rápidamente se morigeran.

La literatura para la Argentina señala, por un lado, resalta la importancia del proceso formalizador y su impacto en la distribución salarial (Beccaria, Maurizio y Vázquez, 2014). Sin embargo, también se halla especial énfasis en la reducción en los retornos educativos y el estrechamiento en los ingresos del trabajo (Gasparini y Cruces, 2008). En este sentido, se destacan inconsistencias entre la oferta y la demanda de trabajo relativa de calificaciones. Una oferta calificada en continuo avance vis a vis una demanda con menor incorporación tecnológica y niveles de inversión explicarían la baja en el diferencial de la instrucción elevada. Para Chile, se enfatiza el rol de la educación como un factor determinante de la desigualdad (Contreras y Gallegos, 2007). Al mismo tiempo, Hourton (2012) señala al incremento en la oferta calificada de trabajo como factor determinante en la distribución de ingresos de Chile. Dado que la misma ha alcanzado principalmente a los sectores más acaudalados de la población, su impacto ha sido claramente negativo. Sin embargo, el alcance del salario mínimo se ha forjado como una de las grandes diferencias entre ambos países; por medio de funciones de densidad contra factuales Maurizio y Vázquez (2016) muestran su potencial igualador para el caso argentino al igual que la evidencia para Uruguay y Brasil. Sin embargo, dado lo exiguo del aumento real en el caso chileno, la compresión en la parte inferior de

1 De 2000 a 2009 la población bajo la línea de pobreza se había reducido casi a la mitad.

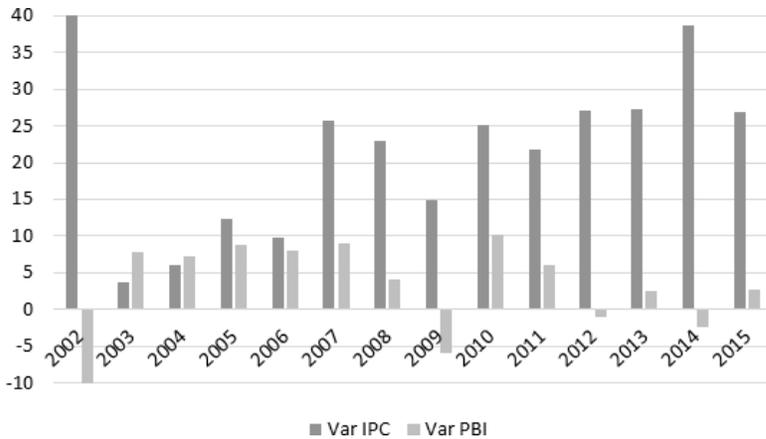
la desigualdad salarial se ve mucho más limitada, pudiendo dar cuenta además, al menos en parte, de la reducción en las brechas asociadas al nivel educativo. Esto último, suele plasmarse como principal fuente de desigualdad en el país trasandino.

Gráfico 1. Actividad, desocupación, empleo y Gini de Argentina

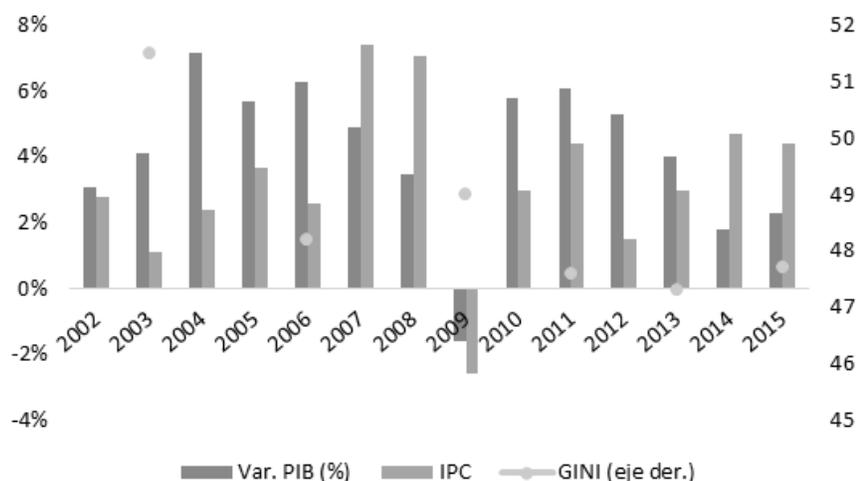


Fuente: Elaboración propia en base a INDEC

Gráfico 2. Variación del IPC y del PBI de Argentina



Fuente: Elaboración propia en base a INDEC

Gráfico 3. Variación del IPC, variación del PBI y Gini de Chile

Fuente: Elaboración propia en base a FMI

El presente trabajo evalúa el rol del mercado de trabajo en términos distributivos, enfatizando el papel de la formalidad y la educación en la desigualdad, para los casos de Argentina y Chile en 2003 y 2015 y se estructura de la siguiente forma. En la próxima sección, para Argentina, se detallan las fuentes de información y los datos utilizados. Para el mismo país, en la sección 3, se presentan hechos estilizados distributivos de los años bajo análisis, mientras que en la sección 4 se recurre a diversas técnicas econométricas para evaluar los cambios distributivos observados en el periodo. La sección 5 presenta las fuentes de información y datos utilizados para Chile, mientras que la sección 6 y la 7 exhiben respectivamente, un análisis descriptivo de las variables bajo estudio y se replican los ejercicios econométricos realizados para Argentina. Finalmente, se presentan las conclusiones a las que se arriban en ambos países. Mientras para la Argentina, el rol de la formalización laboral tiene un impacto significativo en la cola más baja de la distribución, este efecto se debilita en el país trasandino. Por su parte, la caída en los retornos a la educación en Argentina explica buena parte del tránsito hacia una mayor igualdad en los ingresos laborales. En cambio, la mayor instrucción en Chile con-

tribuye a una mayor desigualdad, especialmente en los segmentos más elevados.

2. Datos Argentina

Para el presente trabajo se utilizó como fuente la base individual de los micro datos provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del tercer y segundo trimestre de los años 2003 y 2015, respectivamente.² El trabajo se propone realizar una comparación de dichos años en términos distributivos, a partir del análisis del mercado de trabajo, entendido este como el principal determinante de la desigualdad de ingresos.

Previo a la confección de los modelos econométricos, fue preciso homogeneizar la información disponible, de modo tal que pudiese ser estandarizada junto a otros micro datos de países de la región. Para todos los casos, se consideraron exclusivamente aquellos individuos residentes de áreas urbanas, relegando el análisis de las áreas rurales (Argentina es uno de los pocos países que encuesta solamente aglomerados urbanos).

En primer lugar, se construyó la variable SEXO que toma valor 0 de referencia para las mujeres, mientras que el valor 1 corresponde a los varones. Respecto a la referencia etaria, la variable EDADT distingue entre tres grupos distintos: los menores de 25 años, quienes tienen hasta 45 años y la población mayor a dicho valor.

Por su parte, las dummies que captan el nivel educativo requieren especial atención, por tratarse de un punto nodal del trabajo, dado el rol del capital humano general en la determinación de los salarios y su desigualdad. La variable HPI (hasta primaria incompleto) refleja la declaración "sin instrucción", mientras que PC (primaria completa) indica la culminación del estadio o el haber llegado a la enseñanza media, pero sin la aprobación de año lectivo alguno. Las variables SI, SC, TI, TC, representan secundaria incompleta, completa, nivel terciario incompleto e incompleto respecti-

2 En el tercer trimestre de 2003 se realizaron cambios en la metodología de la EPH, por lo que el análisis parte de dicho trimestre. Nótese, además, que en el tercer trimestre de 2006 se amplió la muestra de hogares de la EPH en los aglomerados de menos de 500 mil habitantes y se incorporaron a la EPH continua tres aglomerados (San Nicolás – Villa Constitución, Viedma - Carmen de Patagones y Rawson - Trelew), que venían siendo relevados en la modalidad EPH puntual, por lo cual el total de aglomerados relevados pasó de 28 a ser 31.

vamente. En todos los casos, se descartaron los valores entendidos como “missing”.

Por otro lado, se consideraron exclusivamente los ingresos laborales, descartando cualquier otra percepción monetaria como ser jubilaciones, transferencias o rentas de capital. Partiendo de aquellos individuos que declararon estar ocupados, se realizó una diferenciación por categoría ocupacional. Son asalariados a aquellos trabajadores que no son dueños de los medios de producción y se distingue entre trabajadores asalariados formales e informales, según el “enfoque legal” o “laboral” de la informalidad,³ que asocia a esta última con la evasión o incumplimiento de las regulaciones laborales u obligaciones tributarias y según el cual se define como empleo informal al de trabajadores no cubiertos por la legislación laboral.⁴ En particular, fueron contabilizados como formales (ASAREG) aquellos asalariados que en la EPH respondieron afirmativamente a la pregunta acerca de si su empleador les efectuaba los descuentos para realizar los aportes al sistema de seguridad social. Por su parte, se cataloga como asalariado no registrado (ASANREG) a quienes su empleador no les efectúa los descuentos para aportes a la seguridad social. Respecto a quienes declararon ser dueños de los medios de producción, se encuentran los trabajadores por cuenta propia (CUENTAPROP) y los patrones (PATRON), que además tienen trabajadores a cargo. En una clasificación más detallada, desde el enfoque productivo, suele utilizarse como proxy de formalidad la obtención de un título universitario, buscando aislar a los cuenta propia profesionales de los no profesionales, los primeros generalmente formales. Aunque imperfecta, esta característica busca captar

3 Hay al menos dos enfoques diferentes relacionadas con la informalidad laboral: el enfoque “productivo” y el “legal” (Maurizio, 2012), que dan lugar a los conceptos de “empleo en el sector informal” y “empleo informal”, basados en diferentes unidades observadas: empresas en una y empleos en la otra (Husmanns, 2004). El “enfoque productivo” mira a la unidad productiva y la caracteriza en función de su lógica de funcionamiento, mientras el “enfoque legal” mira el empleo: si es legal o ilegal, en función del cumplimiento o no de las normas laborales.

4 El concepto de empleo informal se enfoca directamente en las condiciones del trabajo, por lo que en su medición se deberían incluir los asalariados no registrados y los trabajadores por cuenta propia o empleadores que no cumplan con sus obligaciones tributarias (Husmanns, 2004).

la disposición hacia este tipo de empleo, en lugar de la necesidad y la falta de alternativas.⁵

Por el lado de la demanda de trabajo, se establecieron controles de acuerdo al sector que emplea al individuo.⁶ Se incluyó además el tamaño del establecimiento de trabajo, generándose la variable TAM1 que toma el valor igual a 1 para las entidades de hasta 5 empleados, TAM2 que hace lo propio hasta 40, mientras que TAM3 absorbe los valores que se ubican por encima. Desde el enfoque productivo de la informalidad, el sector informal generalmente se asocia con pequeñas unidades productivas con bajos niveles de productividad (y, en general, también consecuentemente bajos ingresos) y donde el objetivo es la supervivencia más que la acumulación. Los empleos generados dicho sector constituyen empleo en el sector informal, y para su medición se consideran los empleadores y asalariados en establecimientos de menos de cinco empleados (microempresas y pequeñas empresas), los trabajadores por cuenta propia no profesionales (como proxy para incluir trabajadores independientes con baja productividad) y los trabajadores familiares no remunerados (Husmanns, 2004).

Se consideró también la intensidad horaria de la ocupación principal, a partir de si el trabajo se realiza de forma part-time (PARTIME) o full-time. Se engloba en la categoría PARTIME a los subocupados involuntarios, que son trabajadores cuya jornada laboral es inferior a las 35 horas semanales y manifiestan un deseo por incrementar su carga horaria. En cuanto a la

5 El Banco Mundial (2007) plantea dos visiones alternativas y potencialmente complementarias, en relación a las causas de la informalidad. Por un lado, según la visión de "exclusión" de la formalidad, los trabajadores preferirían los salarios y beneficios generalmente más altos del trabajo formal, pero son excluidos de éste de forma tal que la informalidad reflejaría la incapacidad de ciertas economías para generar una cantidad suficiente de puestos de trabajo formales para ocupar a la fuerza laboral disponible. Desde esta perspectiva, la informalidad aparece dando una oportunidad a una masa importante de la población a que desarrolle una actividad económica, aunque sea de baja productividad, y les genere ingresos (Maurizio, 2012). Por otro lado, la visión de "escape", enfatiza el carácter voluntario del empleo informal que resulta de cálculos privados de costo-beneficio. Los trabajadores podrían elegir empleos informales, dadas sus preferencias, habilidades, otros medios de protección social y su valoración de los costos y características del empleo formal e informal (Banco Mundial, 2007).

6 Se distingue entre sector industrial, construcción, comercio, transporte, sector financiero, servicios personales, servicio doméstico, sector público y otros sectores.

duración de la relación contractual, se distinguen los trabajadores permanentes de aquellos temporarios (TEMPOR).⁷

3. Hechos estilizados Argentina

Durante el período 2003-15, la Argentina ha experimentado numerosos cambios tanto a nivel macroeconómico, como en su estructura laboral. En cuanto a la última, el proceso de formalización laboral ha sido quizás el principal hecho estilizado a remarcar. Con una participación estable para aquellos que se declaran dueños de los medios de producción, el porcentaje de asalariados aumentó del 71% del total de ocupados al 76%, pasando el segmento de registrados del 39% del total de ocupados en el 2003, a más de la mitad del agregado (53%) en el 2015 (ver Gráfico 4).

Gráfico 4. Composición del empleo Argentina 2003 (izq.) vs 2015 (der.)



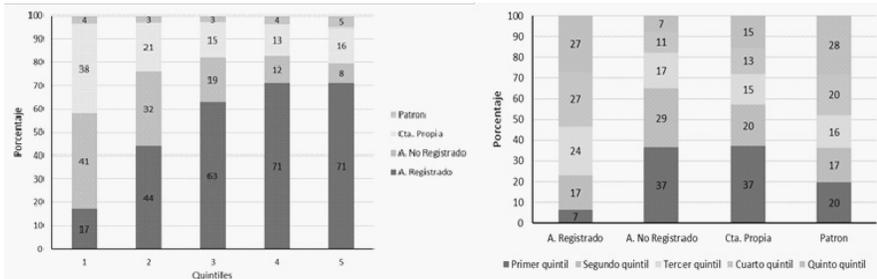
Fuente: Elaboración propia en base a EPH

⁷ En Argentina, se pregunta específicamente a los asalariados (los cuenta propia no son relevados) si el empleo tiene "tiempo de finalización". Por cómo está realizada la consulta, se espera una cierta subestimación del fenómeno de temporalidad.

Sin embargo, a pesar del alcance de la formalización al grueso de la sociedad, ciertos grupos continuaron presentando una mayor incidencia de la informalidad. Mujeres, jóvenes, menores a 25 años, trabajadores temporarios y part-time, muestran las mayores participaciones en torno a la informalidad. Del total de asalariados registrados, el 61% eran hombres en 2015 (vs 62% en el 2003), mientras que, del total de asalariados no registrados, el 52% eran mujeres (vs 48% en 2003). Por su parte, del total de asalariadas mujeres, 27% eran informales en 2015 (vs 40% en 2003), mientras que del total de asalariados hombres, el 20% eran informales en 2015 (vs 27% en 2003). Por otro lado, los jóvenes eran el grupo etario en 2015 con mayor proporción de informales, 47% de los jóvenes eran no registrados en dicho año (vs 57% en 2003), mientras que del grupo de edades intermedias el 22% era informal y del grupo de mayores, el 16% (vs 31% y 23% respectivamente en 2003). Por nivel educativo, la mayor incidencia de la informalidad se da en el grupo HSI: por un lado, en 2015, del total de asalariados con hasta secundaria incompleta, 36% eran informales (vs 44% en 2003), mientras que el grupo con secundario completo el 19% eran informales y con universitario completo solo el 8% (vs 27% y 13% en 2003); por otro lado, del total de no registrados en 2015, 59% no tenían secundario completo (vs 63% en 2003). Por su parte, los asalariados temporarios y con modalidad de trabajo part-time, presentaban un porcentaje mayor de informales. De los temporarios el 91% eran informales en 2015 (vs el 86% en 2003), mientras que el 49% de los part-time eran informales (vs 44% en 2003).

Asimismo, la categoría ocupacional es una de las principales explicaciones de la posición relativa de ingresos; aquellos “no registrados” ocupan la mayor parte de los percentiles bajos de la distribución y se concentran en los dos quintiles más bajos, mientras los trabajadores formales presentan un aumento en la participación a medida que los quintiles salariales crecen, concentrándose principalmente en los dos más altos. No sólo los informales ostentan esta relación en forma inversa, sino que son emulados por el segmento cuenta propia. Este comportamiento podría deberse a una participación profesional baja dentro de los cuenta propia, proxy de la formalidad en la categoría (ver detalle en el Gráfico 5).

Gráfico 5. Participación de las categorías en la distribución de ingresos

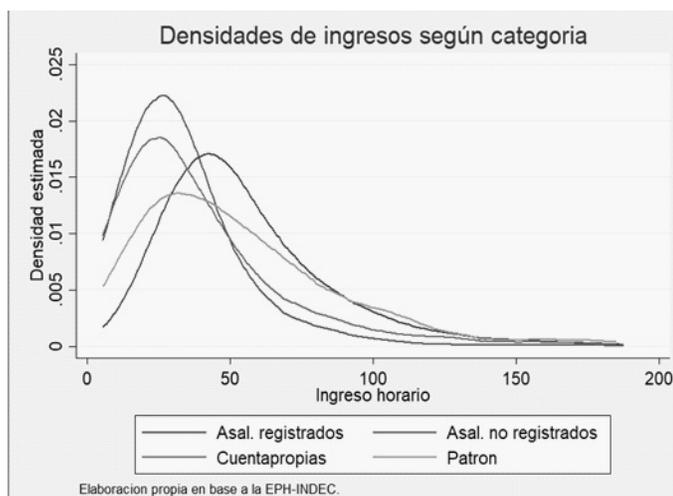


Fuente: Elaboración propia en base a EPH

El presente trabajo aborda el estudio de la desigualdad a partir de estimaciones no paramétricas de funciones de densidad. Estas no consideran a la función a estimar como perteneciente a una clase de funciones paramétricas conocidas (función normal, binomial, exponencial, etc). De esta forma, dicho enfoque descarta la predeterminación de un modelo para la distribución de probabilidad de una variable. Por el contrario, cumplidas las propiedades exigidas para considerar a la función de densidad como tal, le permite adoptar cualquier forma.

El método aquí empleado para la estimación de las funciones de densidad de ingresos es el de Kernel. Con esta metodología, el análisis distributivo escindido por categoría ocupacional para el año 2015, tomando valores constantes, exhibe las siguientes funciones de Kernel (Gráfico 6). A lo largo del trabajo, se utilizará la función Kernel Epanechnikov por ser el de mayor eficiencia en sentido de mínimos cuadrados y dada su mejor performance (Chu, Henderson & Parameter; 2017).

Los asalariados informales y los trabajadores por cuenta propia presentan una moda mucho más próxima al origen, lo que da cuenta de que dichos grupos perciben salarios promedio más bajos (ver Gráfico 6). Por el contrario, los trabajadores registrados no sólo presentan una moda más alejada del origen, sino que como los patrones también exhiben una cola más pesada hacia la derecha.

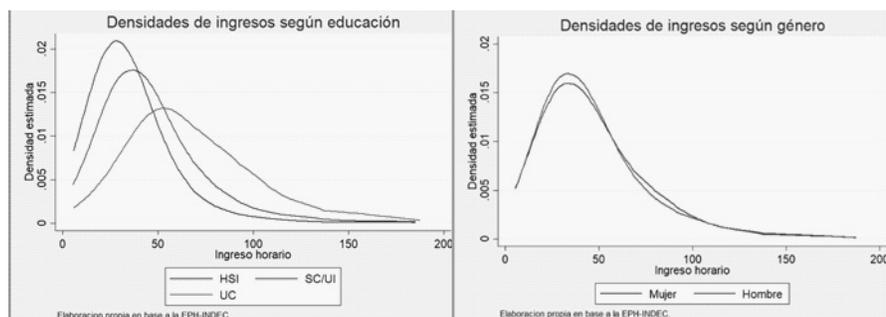
Gráfico 6. Densidad de Kernel por categoría ocupacional

En efecto, los asalariados informales y trabajadores por cuenta propia presentaban en 2015 los ingresos horarios promedio más bajos de todas las categorías ocupacionales. A valores de 2015, dichos grupos contaban con una remuneración media horaria de ARS33.30 y ARS38.84 respectivamente, caracterizándose el segundo grupo por ser el de mayor desigualdad al interior del sector, con un coeficiente de Gini igual a 0.38. Mientras tanto, patrones y registrados exhibían en 2015 salarios horarios promedio más altos, de ARS52.44 y ARS55.26 respectivamente, y una desigualdad en el primer grupo similar a la de los cuenta propia, con un coeficiente de Gini de 0.35. Los registrados, por su parte, representan la categoría ocupacional con menor desigualdad, seguidos por los no registrados, con índices de Gini de 0.27 y 0.31, respectivamente. De este modo, los trabajadores formales no sólo perciben en promedio salarios más altos, sino que además conforman el sector más homogéneo. El incremento de su participación en el total debería en principio, tener un consiguiente corolario distributivo en el agregado de la masa salarial. En secciones posteriores, se abordará el impacto de las políticas de formalización en los índices globales de desigualdad.

Al igual que para las distintas categorías ocupacionales, idéntico ejercicio podría realizarse para otros atributos personales. El máximo nivel

educativo y el sexo asoman como dos de los más importantes como determinantes de la oferta de trabajo (ver Gráficos 7 y 8).

Gráficos 7 y 8. Densidades de Kernel



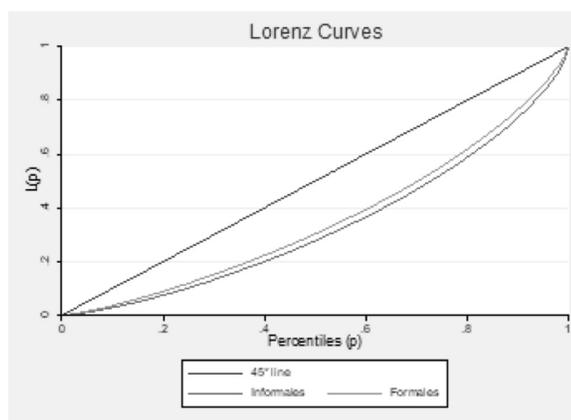
En cuanto al primero, los resultados no se separan de lo esperable: a mayor nivel educativo, se observa un crecimiento en el salario medio promedio (ARS36.38, ARS47.77 y ARS71.41, de menor a mayor nivel educativo) conforme la desigualdad intragrupo medida a través del Gini disminuye (0.34, 0.33 y 0.31 de menor a mayor nivel educativo). Nótese que al considerar las credenciales educativas (hasta secundario incompleto, secundario completo/universitario incompleto y universitario completo), en lugar de los años de educación, no se observan comportamientos lineales, sino que podría pensarse en “retornos crecientes”. Sin embargo, para analizar estrictamente los retornos a la educación, no sólo debe partitionarse la muestra en función de la escolaridad, sino que además deben incorporarse sucesivos controles que hagan tanto a la oferta como a la demanda laboral, como se hará en las secciones precedentes.

Por otro lado, respecto al sexo, las mujeres obtienen un ingreso horario promedio superior al de los varones (ARS49.67 vs ARS48.21) pero presentan mayor desigualdad (0.36 vs 0.35). Nuevamente, debemos ser sumamente cautelosos a la hora de analizar estos resultados, teniendo en cuenta que el mismo carece de los distintos controles individuales, y por ende, de potencial explicativo en variables que están siendo omitidas. A modo de ejemplo, si las mujeres de mayor nivel educativo manifiestan una tasa de

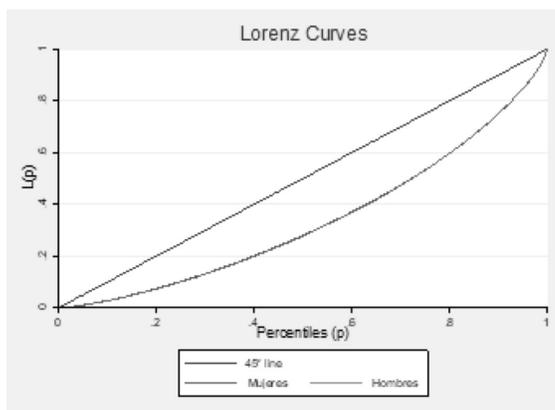
actividad más alta en el mercado laboral es esperable observar un ingreso promedio consecuentemente más elevado. Sin embargo, ese “premio” no estaría en verdad ligado a la propia condición de género sino a la instrucción que conlleva.

Para reflejar el concepto de desigualdad, una alternativa es recurrir al análisis gráfico a través de la curva de Lorenz. En ésta, se explicita la relación existente entre agrupamientos poblacionales y su participación en el ingreso nacional. A través de la recta de 45°, se delimita una distribución perfectamente igualitaria, donde el acumulado poblacional representa exactamente idéntico acumulado del ingreso total. Cuanto más alejada se encuentre la curva de Lorenz de la diagonal, mayor será la desigualdad observada. En base a este análisis, se desprende el índice de Gini que clasifica la desigualdad en una escala numérica, donde a mayor proximidad a 0, menor es el grado de concentración del ingreso. Su valor surge de dividir el área de desigualdad (comprendida entre la Curva de Lorenz y la diagonal) y el triángulo inferior que tiene como catetos a los ejes y la diagonal igualitaria como hipotenusa.

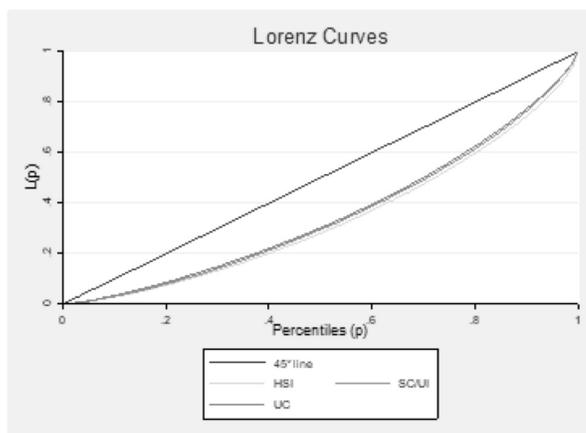
Gráfico 9



Fuente: Elaboración propia en base a EPH

Gráfico 10

Fuente: Elaboración propia en base a EPH

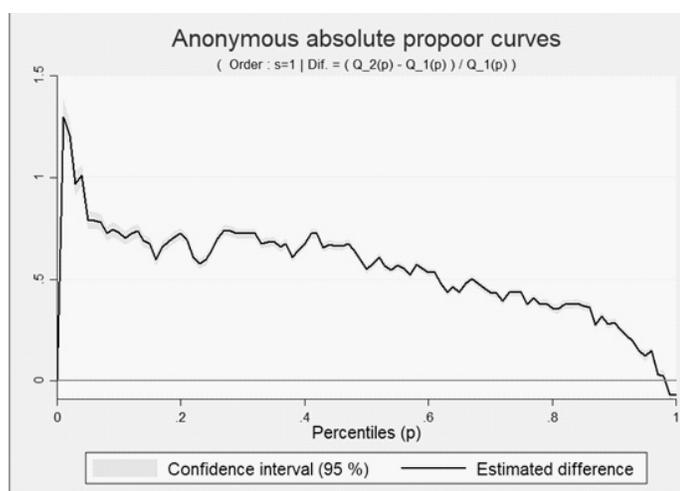
Gráfico 11

Fuente: Elaboración propia en base a EPH

En línea con lo expresado anteriormente, los trabajadores asalariados formales presentan una distribución más igualitaria en relación a sus pares informales (ver Gráfico 9). Por otro lado, en cuanto al sexo, no se observan mayores diferencias en este sentido (ver Gráfico 10), al tiempo por nivel educativo, quienes tienen universitario completo son quienes presentan menor desigualdad, dado que su curva de Lorenz es la más cercana

al origen y no se choca con las de los otros grupos, que se encuentran más alejadas, pero presentan una intersección entre ellas, por lo que mediante este análisis no se podría establecer cuál de ambos grupos es más igualitario (ver Gráfico 11). Sin embargo, el cálculo de los índices de Gini de cada grupo, presentado anteriormente, da cuenta de que el grupo de menor nivel educativo es el más desigual.

Gráfico 12. Curva de incidencia del crecimiento



Fuente: Elaboración propia en base a INDEC

Por otro lado, la evolución de la desigualdad en el periodo puede verse a partir de la curva de incidencia del crecimiento (ver Gráfico 12), que detalla el aumento en términos reales de los ingresos laborales para cada percentil en la distribución entre dos momentos del tiempo. En el período 2003-2015 se exhibe un aumento en casi todos los percentiles de la distribución de los ingresos laborales horarios, aunque de manera llamativamente heterogénea. En efecto, la caída en la desigualdad se explica por un aumento en los ingresos reales de los percentiles inferiores, muy por encima del crecimiento de los más altos, lo que representa un crecimiento favorable a los pobres (pro-pobre).

4. Análisis econométrico Argentina

4.1. Regresión por mínimos cuadrados ordinarios

En la sección anterior, mediante el método de Kernel se realizó una descripción de la distribución salarial según las principales características individuales de los trabajadores. En la presente sección se aplican distintas técnicas econométricas para, por un lado, evaluar el poder explicativo en los ingresos laborales de características personales de los asalariados y del puesto de trabajo, enfatizando el rol de la educación y la informalidad laboral en la determinación salarial. Por otro lado, se buscará ver el impacto de dichos atributos en la caída de la desigualdad observada durante el periodo.

En primer lugar, mediante el método de regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) se estiman a partir de ecuaciones de Mincer los efectos marginales promedio de las variables de interés sobre el logaritmo del ingreso medio horario de la ocupación principal del individuo, considerando exclusivamente remuneraciones laborales. En forma escindida, se presenta también el análisis para el logaritmo del ingreso mensual y de la cantidad de horas trabajadas, cuya combinación da cuenta de la retribución horaria. Como se mencionó, respecto a los controles, el modelo no sólo contempla las características del individuo, sino también todas aquellas que hacen a la posición laboral ocupada, determinadas por la demanda de trabajo. A continuación, en la tabla 1 presentada en el anexo se exhiben los resultados de las regresiones de las variables más relevantes.

Se destaca la significatividad de todos los coeficientes para cada uno de los controles empleados considerados relevantes, en cada una de las variables explicadas estimadas. En cuanto al valor de los mismos se observan algunos resultados más altisonantes que otros.

En primer lugar, los retornos a la educación en términos mensuales y horarios presentan una trayectoria creciente, con un leve aumento en la cumplimentación de la primaria y el paso por la secundaria, y un importante salto en torno a la educación superior. Sin embargo, dado que, al considerar la intensidad horaria por nivel educativo, en promedio los asalariados con terciario, tanto completo como incompleto, trabajan menos horas que el resto de los niveles, la brecha en el retorno horario de

dicho grupo con respecto a primaria completa es mayor que en términos mensuales. El hecho de que a mayor instrucción menor resulta la intensidad horaria, es coherente con lo propuesto por la teoría clásica en torno al efecto renta en la oferta de trabajo. Nótese además que, a pesar de una diferencia muy superior para la finalización de los estudios universitarios, el mero tránsito (sin cumplimentación) presenta considerables resultados respecto a aquellos que exclusivamente completan sus estudios medios. De este modo, se observan discontinuidades en los saltos discretos asociados a las credenciales obtenidas, demostrando que el paso por un estadio también conlleva un impacto en el salario promedio.

El segundo punto nodal radica en el potencial explicativo de encontrarse en una relación laboral registrada o no registrada. Con un retorno próximo al 55%, la formalidad aparece como una de las características de mayor importancia en la remuneración salarial, igualando incluso al retorno al terciario completo en términos del ingreso mensual, y se asocia también a una mayor intensidad horaria. El elevado valor del coeficiente asociado a la formalidad, principalmente para los ingresos mensuales, indica que, a igualdad de los atributos considerados, un trabajador formal tiene un premio respecto al informal, tanto en términos mensuales como en términos de ingresos horarios y dicho retorno es mayor en términos mensuales, porque los formales trabajan mayor cantidad de horas que los informales.

Por otro lado, la variable género exhibe un valor positivo, aunque con distinta intensidad según la variable laboral explicada. Los hombres presentan un salario mensual promedio 48% más elevado que el de las mujeres. Sin embargo, esta diferencia se explica en gran parte por una intensidad laboral superior, a pesar de mantenerse una diferencia considerable para el valor horario (39%).

En lo que refiere a las llamadas por la literatura “formas atípicas de empleo”, por un lado se observa, con respecto a los no temporarios, una penalización a los trabajadores temporarios, tanto en términos de ingresos mensuales como horarios, y una menor cantidad de horas trabajadas. Por otro lado, para los trabajadores “part-time” se observa un menor ingreso mensual promedio asociado a una menor intensidad horaria con respecto a los “full-time” pero un premio en términos de ingresos horarios. Aunque este

resultado es coherente con el patrón observado para toda la región, resulta llamativo dado que no se asocia a las instituciones laborales. El premio en términos horarios para los “part-time” podría explicarse por el argumento de las “diferencias compensadoras” según el cual, trabajos que impliquen un mayor esfuerzo o desagrado, deberán compensarlo con un retorno mayor y de esta forma, el hecho de trabajar involuntariamente menos horas de las deseadas podría tener asociado un retorno horario mayor como compensación. Un argumento alternativo podría ser la necesidad de establecer cierto piso salarial mensual que pueda garantizar la supervivencia de los trabajadores principalmente de menores ingresos en contexto de ingresos promedio bajos, de forma tal que, al dividir el salario mensual promedio por pocas horas, se obtendrían salarios horarios más altos.

Finalmente, controlando por rama de actividad, se observan los mayores valores horarios en el sector financiero, el de servicios personales, y principalmente en el sector público. Sin embargo, sólo en el primero se desprende una mayor intensidad horaria, a pesar de distar esta de la propia del sector transporte y construcción, con las jornadas más elevadas.

4.2. Regresión por cuantiles condicionales y no condicionales

En segundo lugar, mediante la aplicación de un modelo de regresión por cuantiles condicionado y uno no condicionado se estima el efecto específico del vector de atributos relevantes sobre distintos segmentos de la distribución condicional y no condicional de ingresos.

La regresión por cuantiles condicionales (Koekner y Bassett, 1978) busca captar el efecto de cada variable sobre los distintos cuantiles condicionales al vector de características de los individuos y brinda una noción sobre el cambio en la desigualdad salarial dentro de un determinado grupo de individuos con características observables similares. En este caso, cada dotación de cierta variable se asocia a una distribución de ingresos de forma tal que se estima, por ejemplo, el impacto de cierto atributo en los individuos que se encuentren en el 10% más bajo de los ingresos dentro de quienes tienen cierta dotación del atributo y no en la distribución general incondicional. La parte más baja de la distribución condicional, para cada dotación del atributo no es la de menores ingresos de toda la población,

sino que está conformada, por ejemplo, por aquellos individuos que pertenecen al cuantil más bajo dentro del grupo con el mismo atributo, es decir, que incluye a quienes dicho atributo les reporte un retorno dentro del 10% más bajo de la distribución de los retornos de dicho atributo.

A diferencia de la regresión por MCO, en donde los coeficientes dan cuenta del efecto marginal de cada variable en el ingreso promedio de los individuos, la regresión por cuantiles condicionales estima una recta de regresión para cada cuantil (condicionando por un conjunto de atributos), de forma tal que, al condicionar (por ejemplo) por nivel educativo, se obtiene un coeficiente para cada cuantil (y un beta para cada atributo al que se condicione, para cada cuantil).

En la tabla 2 del anexo se presentan los resultados de la estimación. Por un lado, el impacto de la educación difiere por nivel educativo y por cuantil. Un mayor nivel de educación implica una brecha mayor con respecto a primaria completa y dicha brecha se acrecienta a lo largo de la distribución condicional, levemente para los niveles intermedios y en mayor medida para el nivel más alto. Es decir que en aquellos con título universitario completo el retorno a la educación resulta más elevado para quienes se ubican dentro del 10% más alto dentro del grupo con esa credencial educativa y dicho patrón se repite con menor fuerza en aquellos que transitaban una instancia de educación superior en forma incompleta y en menor medida también en quienes terminaron el nivel secundario.

Por otro lado, el premio a la formalidad tampoco permanece constante a lo largo de la distribución condicional de ingresos, sino que es mayor en el extremo inferior y se reduce al avanzar a lo largo de ésta. Esto significa que poseer una relación laboral formal implica un retorno elevado en el extremo inferior de la distribución de los formales que se va reduciendo a lo largo de los deciles condicionales. Dicho resultado podría tener que ver en parte con una multiplicidad de factores. El primero refiere a los efectos del salario mínimo en el extremo inferior de la distribución de formales, que genera una brecha con respecto a los informales con iguales características, no alcanzados por dicha institución. Una segunda causa podría estar ligada a la implementación de rebajas en las contribuciones patronales, que a partir de 2004 se establece para empresas de hasta 80 empleados,

y en 2014 con la ley de promoción del trabajo registrado se procedía a la eliminación permanente de las contribuciones patronales para las microempresas que tengan hasta cinco trabajadores. Si bien este tipo de políticas puede tener o no tener impactos significativos en la generación de empleo formal, podría inducir a un “blanqueamiento” de trabajadores ya contratados de manera irregular, muchos de los cuales se ubican en la cola inferior de la distribución sin que se modifique el plantel de personal. Una última podría deberse al accionar de los sindicatos, en donde la cobertura por convenio colectivo como la propia afiliación, aumenta principalmente los salarios en los cuantiles inferiores de la distribución salarial condicional disminuyendo la varianza salarial y otras medidas de desigualdad⁸ (Lombardo y Martínez Correa, 2019).

Adicionalmente, los resultados exhiben que tanto la brecha de género, el premio por ser part-time y la penalización por tener un empleo temporario, aumentan a lo largo de la distribución condicional.

Las regresiones por cuantiles no condicionales buscan estimar el efecto de cada variable en el cuantil incondicional del ingreso (Firpo, Fortin y Lemieux, 2009). Cada regresión no condicional para cada cuantil estima el efecto marginal de cada atributo dentro de este cuantil de ingresos, controlando por el vector de atributos de los individuos de dicho cuantil. Esta metodología se basa en el uso de la función de influencia re-centrada (recentered influence function o RIF) que permite focalizar el análisis de regresión en un funcional de la distribución de salarios alternativo a la media (MCO) como un cuantil o el coeficiente de Gini, como se realizará más adelante en el trabajo.

En la tabla 3 del anexo se presentan los resultados de la regresión por cuantiles no condicionales. Al considerar la distribución no condicional del salario, para el nivel de mayor nivel de educación, el efecto heterogéneo de la educación se acentúa ya que se amplía la brecha entre el retorno del primer decil y el último y se reduce el retorno a la educación de todos

8 Frandsen (2012) con un diseño de regresión discontinua estima el efecto causal de la afiliación sindical en la distribución de los ingresos laborales en Estados Unidos, concluyendo que los sindicatos aumentan los ingresos de la cola inferior de la distribución (en cerca de 30 puntos logarítmicos), con un efecto mucho menor en la cola superior y uno modesto en el promedio, generando una compresión en la distribución salarial.

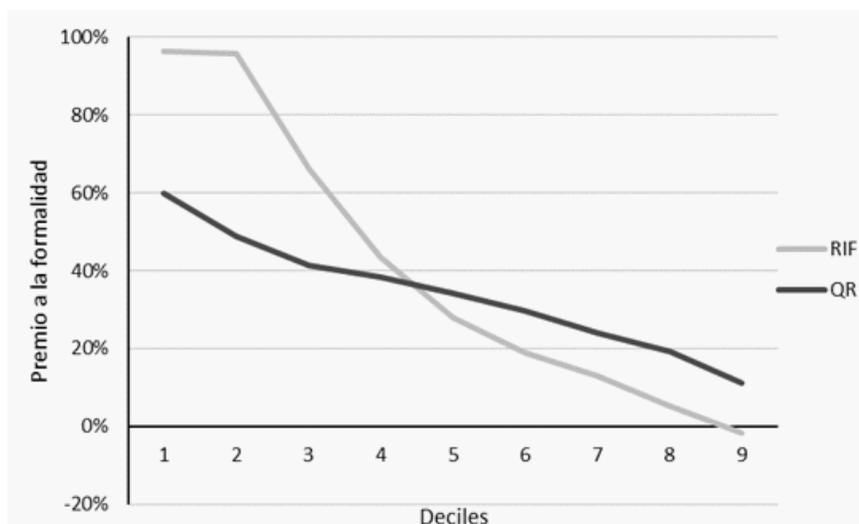
los niveles educativos para los primeros deciles, con respecto a la regresión por cuantiles condicionales. Dado que el enfoque RIF posibilita captar el impacto sobre los deciles de la distribución total de salarios, es posible afirmar que el efecto desigual de la educación a favor de los deciles más altos empeora la distribución del ingreso. El hecho de que dicho patrón distributivo se centre principalmente en las últimas etapas del sistema educativo (ya que niveles elevados de educación resultan fuertemente desigualadores, con retornos mucho más altos a lo largo de la distribución del ingreso), da cuenta de un efecto no lineal de la educación sobre la distribución del ingreso, ya que la redistribución de salarios depende esencialmente del nivel en el que ocurre la mejora educativa. Por otro lado, como la desigualdad condicional y la distribución de los atributos determinan la distribución agregada de salarios, el efecto heterogéneo observado en la distribución condicional de salarios podría estar acentuándose en el análisis no condicional, por una distribución desigual de la educación.

Por su parte, la formalidad exhibe un elevado premio en la cola más baja de la distribución de ingresos (penalidad a la informalidad), que se reduce a lo largo de la misma, de forma tal que la formalidad mejora la distribución del ingreso. En la misma línea, (Beccaria, Maurizio y Vásquez, 2014) muestran que la baja del premio por formalidad en la cola superior explica alrededor de un tercio de la reducción de la desigualdad y de la relación entre los percentiles extremos de la distribución. Al comparar los resultados con los del método condicionado (Gráfico 13), ambas estimaciones exhiben una tendencia decreciente, más pronunciada para el caso de la regresión no condicional. Dicho resultado podría deberse a que la mayoría de los informales (casi el 70%) se concentran en los dos primeros quintiles de la distribución de ingresos. Por otro lado, podría sugerirse que, en el decil superior, ciertos trabajadores podrían preferir inclinarse por condiciones informales (y posibles elusiones impositivas) dado su elevado poder de negociación, a diferencia de lo que acontece en los deciles inferiores.

Finalmente, el premio al salario horario por estar empleado en forma "par-time" resulta más elevado en los sectores bajos, pudiendo justificarse por teorías de "diferencias compensadoras" y de piso salarial mensual antes mencionadas. Posiblemente una mayor participación de asalariados

part-time en los deciles más bajos explique el mayor efecto en los mismos, de la distribución no condicional en relación al de la condicional. Por su parte, en la misma línea que en la metodología anterior, la regresión no condicional estima un menor efecto por ser hombre en los deciles de menores recursos que aumenta a lo largo de la distribución, mientras que también para los temporarios los resultados prácticamente no se alteran.

Gráfico 13. Premio a la formalidad a lo largo de la distribución no condicional y condicional⁹



Fuente: Elaboración propia en base a INDEC

4.3. Oaxaca Blinder para la brecha salarial promedio entre formales e informales

Los ejercicios previos plantean la existencia de una penalidad salarial asociada a la informalidad que no es constante a lo largo de la distribución condicional y no condicional, y sugieren una relación estrecha entre dicho fenómeno y la desigualdad de ingresos laborales.

⁹ Correspondientes al año 2015.

En la presente sección, en primer lugar, mediante la descomposición de Oaxaca-Blinder, se desglosa la brecha salarial promedio horaria entre formales e informales en dos efectos: el “efecto composición”, que contiene la parte del diferencial que se explica por la diferencia en el vector de características y el “efecto retorno”, que corresponde a la diferencia causada por el retorno a esas características. En segundo lugar, se recurre a regresiones RIF sobre el Gini, que resumen el efecto estimado sobre los cuantiles no condicionales en la medida en que permiten ver cómo repercute cada atributo en la desigualdad, y finalmente se extiende el enfoque de Oaxaca-Blinder para descomponer la diferencia del Gini de ingresos de asalariados de 2015 y el de 2003 entre efecto composición y efecto retorno, siguiendo la metodología propuesta por Firpo, Fortin y Lemieux (2011). En este caso, el efecto composición calcula la contribución a la reducción de la desigualdad de modificaciones en la estructura de características, manteniendo los retornos constantes, mientras que el efecto retorno mide los impactos distributivos de alteraciones en las retribuciones, suponiendo que dichas características no se modificaron.

La diferencia de medias del logaritmo de los ingresos horarios de formales e informales resulta estadísticamente significativa e igual a 0.677, con una media del logaritmo del ingreso horario de los formales de 3.909 y de los informales de 3.233 (ver Tabla 4). El efecto dotación explica el 38% de dicha diferencia, lo que da cuenta de que los formales tienen un vector de características más favorable que los informales. Puntualmente, existe una mayor proporción de formales con niveles de instrucción elevado, en edades centrales, con empleo no temporario, en establecimientos grandes y en posiciones full-time, con un menor retorno horario respecto a part-time. Por su parte, el efecto retorno o “estructura salarial” explica el 31% de dicha brecha y se debe principalmente al mayor retorno para formales en edades centrales, con secundario completo y en empresas más grandes. Dicho resultado es coherente con la hipótesis de segmentación en el mercado laboral: a igualdad de atributos, los informales reciben un retorno menor que los formales.

Tabla 4. Oaxaca Blinder para la media, año 2015

Promedio del logaritmo del ingreso horario	
Formales	3.909***
	0.00507
Informales	3.233***
	0.00931
Diferencia	0.677***
	0.0106
Efecto composición	0.262***
	0.0195
Terciario completo	0.103***
Edad	0.03163***
Tamaño	0.0505***
Par time	0.0223***
Temporario	0.0409***
Efecto retorno	0.207***
	0.0174
Edad	0.0174**
Secundario completo	0.0191**
Tamaño	0.00873**

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC¹⁰

4.4. RIF para el Gini de 2003 y 2015

Para observar los principales componentes que impactaron en la desigualdad, se plantean regresiones RIF sobre el índice de Gini de 2015 y 2003 (anexo, Tabla 5).

Los resultados son coherentes con los encontrados previamente. Como datos salientes, se observa una caída en la contribución negativa de la informalidad en el Gini, que sin embargo resulta en 2015 el factor de mayor peso explicativo en la misma. El proceso de formalización laboral ocurrido durante el período habría conducido a una menor contribución de la informalidad en el índice de Gini. Por su parte, la educación

¹⁰ Errores estándar calculados por bootstrap con 100 repeticiones. *** $p)0.01$, ** $p)0.05$, * $p)0.10$. Se mantiene el criterio a lo largo del trabajo.

terciaria completa pasó de jugar un rol igualador en 2003 a impactar positivamente en el Gini en 2015.

4.5. RIF + Oaxaca Blinder

Tabla 6. Descomposición de la diferencia del Gini de 2003 y 2015

Ingreso horario	
Gini 2015	0.3374***
Gini 2003	0.4017***
Diferencia	0.06425***
Efecto composición	0.00977***
	0.00182
Terciario completo	0.00278***
Formalidad	0.01646
Efecto retorno	0.06112***
	0.0048
Terciario completo	0.0248***

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC

En cuanto a la diferencia de los índices de Gini de los dos años, la mayor parte se explica por efecto retorno (42%). Aunque ambos efectos repercutieron a la baja de la desigualdad, su considerable reducción se explica principalmente por el efecto retorno, en detrimento de un efecto composición de valores marginales (ver Tabla 6). El aporte vía retornos se explicaría principalmente por el rol igualador de la caída del retorno a la educación. Estos resultados pueden haber sido consecuencia de los cambios de la dinámica de la demanda relativa de trabajo, sesgados hacia niveles de calificación intermedios, a la vez que instituciones laborales tales como el salario mínimo pueden haber contribuido a la reducción de las brechas salariales, entre ellas, la educativa (Amarante y Arim, 2015).

La pequeña contribución del efecto composición en el índice de Gini es producto de movimientos con signos contrapuestos en el aporte de las diferentes dimensiones, en general de pequeña magnitud. Si bien la formali-

dad presenta el efecto igualador más importante, en línea con lo observado con resultados anteriores, la no significatividad del coeficiente obliga a considerar los resultados con cierta cautela. Por otro lado, la educación ha tenido un efecto desigualador aunque de menor magnitud que el impacto igualador de la formalización.

5. Datos Chile

Para este trabajo se utiliza como principal fuente de datos la encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional CASEN, realizada por el Ministerio de Desarrollo Social. La misma contiene cobertura tanto urbana como rural y presenta una periodicidad bianual o trianual. Para homogeneizar la información disponible, se consideraron exclusivamente aquellos individuos que residen en áreas urbanas, relegando el análisis de las áreas rurales. Además, se consideró exclusivamente al grupo de trabajadores a partir de 16 y hasta 64 años de edad en el caso de los varones, y hasta 59 para las mujeres. El límite inferior fue estipulado teniendo en cuenta la edad mínima legal para trabajar, mientras que el límite superior indica la edad de retiro del mercado de trabajo. Se excluyeron de este análisis aquellos ocupados con planes de empleo, con ingresos laborales imputados o sin ingresos.

Respecto a las variables utilizadas, tanto sexo como el rango de edad mantienen la misma construcción que en el caso argentino. En cuanto a las variables del nivel educativo, se generó la variable “hasta primaria incompleto”, que nuclea tanto la ausencia de educación formal, como el jardín de infantes, la sala cuna y aquellos que pasaron por la educación preparatoria (sistema antiguo) o educación básica, sin haber culminado el nivel. “Primaria completa” refiere a quienes han finalizado alguno de estos dos últimos niveles, habiendo aprobado 6 u 8 años respectivamente. Por su parte, “secundaria incompleta” reseña la población que cursó estudios (sin culminación) en una institución englobada como Humanidades (perteneciente al sistema antiguo), Educación Media Científico Humanista, Escuela Técnica, Comercial, Industrial o Normalista (también del sistema antiguo) o Educación Media Técnica Profesional. “Secundaria completa” contiene a aquellos que estudiaron en alguna de ellas habiendo aprobado

la totalidad de la currícula, diagramada en 6, 4, 6 y 5 años respectivamente. “Terciario incompleto” hace referencia a quienes declaran haber estudiado en un Técnico Superior (carreras de 1 a 3 años) sin haber cumplimentado, o manifiestan ser Profesional Incompleto (referidos a carreras de 4 o más años) o Postgrado Incompleto. Por último, “Terciario Completo” apunta a todos los niveles mencionados anteriormente, habiéndose logrado la credencial educativa.

En cuanto a las categorías ocupacionales, se escinde entre patrón, cuenta propia, trabajadores familiares no remunerados y asalariados a través de la variable o15. Para el último caso, se agrupan los trabajadores empleado u obrero del sector público, empleado u obrero de empresas públicas, empleado u obrero del sector privado, servicio doméstico puertas adentro, servicio doméstico puertas afuera, o pertenecientes a las FF.AA. y del Orden. Se define a los trabajadores como formales, por medio de la variable o29 en caso de cotizar en algún sistema previsional.

En cuanto al tamaño del establecimiento, la categoría intermedia presenta su corte en los 50 empleados en lugar de 40 para el caso argentino, resultando la categorización más alta a partir de este valor. Nuevamente, se denomina trabajador “par-time” a quien, trabajando menos de 35 horas semanales, se encuentra dispuesto a extender su jornada. La variable o11 hace alusión a la duración de la ocupación principal; se denomina temporal si el trabajo o negocio es de temporada o estacional, ocasional o eventual, a prueba o por plazo o tiempo determinado.

Para el ingreso de la ocupación principal, se distingue la composición del grupo de asalariados frente a los no asalariados. En cuanto a los primeros, además del ingreso monetario principal, se añaden horas extras, comisiones, viáticos, propinas, asignaciones por vivienda, transporte y educación de los hijos. En torno a los segundos, se incluye el retiro de dinero de su negocio (o sueldo propio si correspondiere) para gastos propios o del hogar, el retiro de productos (monetizado por el valor de mercado para su adquisición) y ganancias derivadas de la venta de productos silvoagropecuarios, mineros o pesqueros.

6. Hechos estilizados Chile

Anteriormente se ha presentado al proceso de formalización laboral como uno de los más influyentes en la caída en la desigualdad de América Latina. Esta tendencia no escapa al caso chileno, donde la participación del empleo formal se vio incrementada en 7pp durante el período considerado. Sin embargo, en cuanto a los niveles, se ubica muy por encima de la Argentina y casi toda la diferencia es a merced del trabajo informal.¹¹ De todos modos, tal como exhibe el Gráfico 14, en torno a las características individuales, para ambos países la relación informal se exagera tanto en mujeres como jóvenes, dos de los grupos que encierran perfiles de mayor vulnerabilidad. Mujeres, jóvenes, menores a 25 años, trabajadores temporarios y part-time, muestran las mayores participaciones en torno a la informalidad. Del total de asalariados registrados, el 61% eran hombres en 2015 (vs 62% en el 2003), mientras que, del total de asalariados no registrados, el 52% eran mujeres (vs 48% en 2003). Por su parte, del total de asalariadas mujeres, 27% eran informales en 2015 (vs 40% en 2003), mientras que del total de asalariados hombres, el 20% eran informales en 2015 (vs 27% en 2003). Por su parte, los jóvenes eran el grupo etario en 2015 con mayor proporción de informales, 47% de los jóvenes eran no registrados en dicho año (vs 57% en 2003), mientras que del grupo de edades intermedias el 22% era informal y del grupo de mayores, el 16% (vs 31% y 23% respectivamente en 2003). Por nivel educativo, la mayor incidencia de la informalidad se da en el grupo HSI: por un lado, en 2015, del total de asalariados con hasta secundaria incompleta, 36% eran informales (vs 44% en 2003), mientras que el grupo con secundario completo el 19% eran informales y con universitario completo solo el 8% (vs 27% y 13% en 2003); por otro lado, del total de no registrados en 2015, 59% no tenían secundario completo (vs 63% en 2003). Por su parte, los asalariados temporarios y con modalidad de trabajo part-time, presentaban un porcentaje mayor de informales. De los temporarios el 91% eran informales en 2015 (vs el 86% en 2003), mientras que el 49% de los part-time eran informales (vs 44% en 2003).

11 Mientras en Argentina para el 2015 el 70% de los asalariados tenían una relación laboral formal, en Chile este número alcanzaba al 86%.

No obstante, en pos de comprender la elevada contribución del empleo registrado, debe resaltarse el menor “precio” que conlleva la formalidad.¹² Por su parte, el peso de los patrones y los cuentapropistas es similar a la Argentina, probablemente con una elevada composición de trabajadores independientes no profesionales dentro de esta última.

Gráfico 14. Composición del empleo Chile 2003 (izq.) vs 2015 (der.).

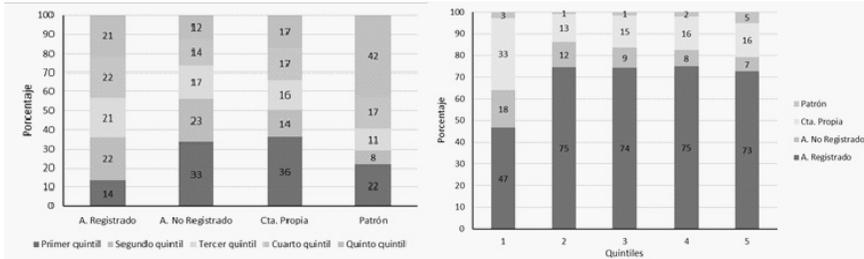


Fuente: Elaboración propia en base a CASEN

En cuanto a la ubicación de las distintas categorías ocupacionales por quintiles, se encuentra un patrón de comportamiento muy similar al caso argentino (ver Gráfico 15). En ambos casos, los cuenta propia y los no registrados exhiben una participación superior en la cola baja de la distribución de ingresos, caso contrario a lo que ocurre con los patrones y formales. Estos últimos aumentan su participación a medida que escala el nivel de ingresos, al tiempo de una abrupta caída en el trabajo independiente y los informales. Entre las menores diferencias, se observa una participación mucho más uniforme del empleo registrado en Chile, a diferencia de una contribución exigua en los quintiles más bajos para el caso argentino. Para este último, la dinámica de formalización puede ciertamente ser ligada a un escalamiento en la distribución del ingreso, reflejo de la caída en la ponderación de la informalidad a medida que avanzamos en la distribución.

¹² Ver tablas 12 y 14 en el anexo.

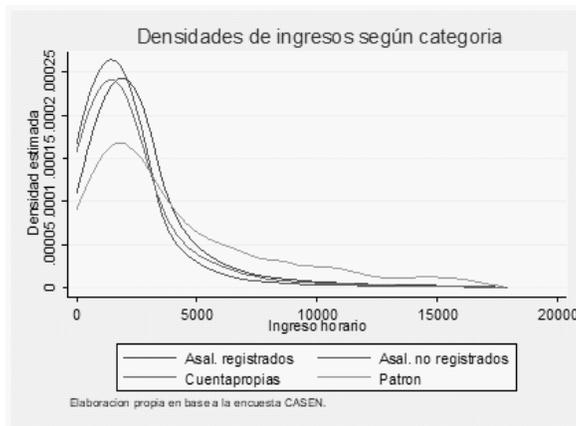
Gráfico 15. Participación de las categorías en la distribución de ingresos, año 2015.



Fuente: Elaboración propia en base a CASEN

En la misma línea, se utiliza el método de Kernel para la distribución total de ingresos por categoría ocupacional (ver Gráfico 16). A diferencia del caso argentino donde las distintas modas se ubicaban en un orden claro y con diferencias considerables, en Chile se presenta una mayor proximidad. Si bien se observaba en los gráficos anteriores a los cuenta propia e informales más "corridos" al origen, la distancia con los formales es sustancialmente menor. En línea con una elevada participación en el primer quintil de la distribución, la formalidad imprime para Chile una cola mucho menos pesada que para la Argentina.

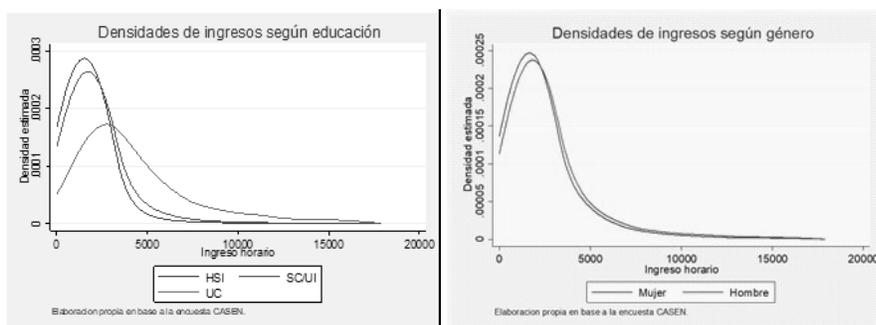
Gráfico 16. Densidad de Kernel, año 2015.



En efecto, este grupo ya no presenta los ingresos horarios más elevados, sino que secunda (incluso por una diferencia considerable) a los empleadores dueños de sus medios de producción, con ingresos promedio de CLP 4,081 para el caso de los patrones y CLP 2,689 para los asalariados registrados. También a diferencia de la estructura salarial argentina, el valor promedio de los formales conlleva un diferencial mucho más acotado respecto a los informales (CLP 2,689 vs CLP 1,960); mientras que para 2015 en Argentina representaba un 66%, en Chile la distancia se recortaba al 37%. Por su parte, los asalariados registrados no sólo ven disminuir su valor relativo en el ingreso horario, sino también imprimen una mayor desigualdad al interior de su grupo, apenas inferior a la de los informales. A diferencia de lo concluido para la Argentina, el incremento de su participación en el total podría tener un efecto difuso en el agregado de la masa salarial.

Al igual que para las distintas categorías ocupacionales, idéntico ejercicio podría realizarse para otros atributos personales como el máximo nivel educativo y el sexo, como se realizó para Argentina.

Gráficos 18, y 19. Densidades de Kernel



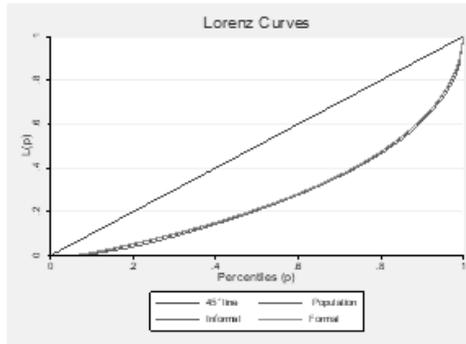
En cuanto al primero, los resultados son similares a los de Argentina en términos de que a mayor nivel educativo se observa un crecimiento en el salario medio promedio (CLP 1,821, CLP 2,254 y CLP 4,843, de menor a mayor nivel educativo), pero presentan dos grandes diferencias. Por un lado, incluso partiendo de mayores desigualdades intragrupo con respec-

to al caso argentino, conforme aumenta el nivel educativo la desigualdad intragrupo medida a través del Gini aumenta en el caso chileno (0.38, 0.42 y 0.49 de menor a mayor nivel educativo). Por otro lado, en este caso, la brecha promedio de ingresos entre los menores niveles se reduce y se separa de la de los mayores niveles educativos ya que la brecha frente a terciario completo aumenta considerablemente, a comparación del caso argentino (ver Gráfico 18). En la próxima sección, se analizará la hipótesis de retornos a la educación crecientes, que los datos parecen sugerir pero que no bastan para comprobar ya que no sólo debe particionarse la muestra en función de la escolaridad, sino que además deben incorporarse sucesivos controles que hagan tanto a la oferta como a la demanda laboral.

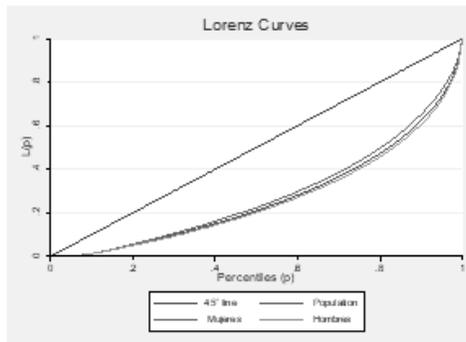
Por otro lado, al revés de Argentina, las mujeres obtienen un ingreso horario promedio inferior al de los varones (CLP 2,375 vs CLP 2,835) y presentan menor desigualdad¹³ (0.48 vs 0.51). Nuevamente, debemos ser sumamente cautelosos a la hora de analizar estos resultados, teniendo en cuenta que el mismo carece de los distintos controles individuales, y por ende, de potencial explicativo en variables que están siendo omitidas.

Con niveles de desigualdad muy superiores a los de Argentina, los patrones y cuenta propia ocupan el podio entre las categorías ocupacionales. Respecto al nivel educativo, la desigualdad dentro del estrato superior completo es impactante, no sólo por resultar la más elevada (a diferencia de Argentina donde se plasma como la más baja), sino además por la considerable brecha frente al resto de las instrucciones. Este punto merece un mayor grado de análisis por medio de una desagregación a lo largo de los distintos deciles de la distribución.

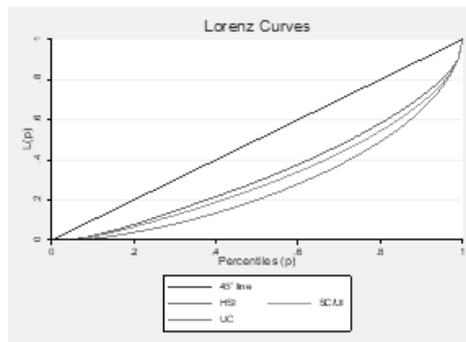
13 Ver Gráfico 19.

Gráfico 20

Fuente: Elaboración propia en base a CASEN

Gráfico 21

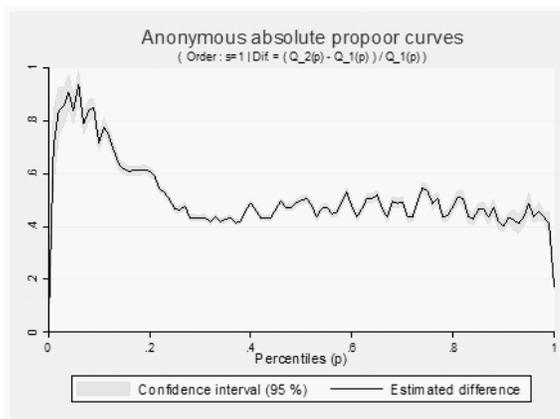
Fuente: Elaboración propia en base a CASEN

Gráfico 22

Fuente: Elaboración propia en base a CASEN

Como fue señalado anteriormente, la diferencia en los niveles de desigualdad dentro del conjunto de asalariados resulta inferior a la observada en la Argentina. La curva de Lorenz para los formales se ubica levemente por encima de la de no registrados, presentando dominancia estadística (ausencia de intersecciones en la curva), lo que indica, en línea con lo expresado anteriormente, que los trabajadores asalariados formales presentan una distribución más igualitaria en relación a sus pares informales (ver Gráfico 20). Por otro lado, en cuanto al sexo, no se servan mayores diferencias en este sentido (ver Gráfico 21). Finalmente, por nivel educativo, quienes tienen menor nivel educativo son quienes presentan menor desigualdad, dado que su curva de Lorenz es la más cercana al origen, seguida por la de nivel intermedio, mientras que la de universitario completo es la más alejada (ver Gráfico 22). Como se discutió anteriormente, el cálculo de los índices de Gini de cada grupo da cuenta de que el grupo de mayor nivel educativo es por mucho el más desigual.

Gráfico 23. Curva de incidencia del crecimiento



Fuente: Elaboración propia en base a CASEN

La evolución de la desigualdad durante el período 2003-2015 puede verse a partir de la curva de incidencia del crecimiento, que detalla el aumento en términos reales de los ingresos laborales para cada percentil en la distribución entre dos momentos del tiempo. Se observa un mayor au-

mento en los percentiles más bajos, que se reduce y se estabiliza en el resto de los percentiles de la distribución (ver Gráfico 23). De manera similar al caso argentino, pero con menor intensidad, la caída en la desigualdad se explica por un aumento en los ingresos reales de los percentiles inferiores, muy por encima del crecimiento de los más altos, lo que representa un crecimiento favorable a los pobres (pro-pobre).

7. Análisis econométrico Chile

7.1. Regresión por mínimos cuadrados ordinarios

Continuando el orden establecido para el caso de Argentina, el análisis comienza con la metodología de mínimos cuadrados ordinarios en la media para la estimación de ecuaciones mincerianas, replicando el ejercicio con los mismos controles tanto de oferta como de demanda laboral. Los resultados, exhibidos en el anexo en la Tabla 7, arrojan similares patrones de comportamiento frente al caso argentino, aunque con no menores diferencias.

Se destaca la significatividad de todos los coeficientes para cada uno de los controles empleados considerados relevantes, en cada una de las variables explicadas estimadas. A continuación, se analizan los valores obtenidos.

Respecto al nivel educativo, al igual que en Argentina, para Chile se observa un retorno creciente a la educación, a excepción del nivel secundario completo, que presenta un retorno menor al caso de secundario incompleto. En ese sentido, la finalización de los estudios universitarios implica un retorno mucho más elevado que el mero tránsito (sin cumplimentación) por la universidad, y dichos retornos son superiores a los de quienes solo cuentan con estudios medios, dentro de los cuales, quienes no cuentan con la credencial reciben un mayor retorno. De este modo, se observan discontinuidades en los saltos discretos asociados a las credenciales obtenidas y el mero paso por la universidad también conlleva un impacto en el salario promedio pero no así el paso por la enseñanza media.

Los retornos a la educación superior completa (no así la incompleta que es muy inferior en Chile) son muy similares entre ambos países. Además, un patrón general redundante de la intensidad horaria, donde mayor educación implica una jornada laboral más corta. De este modo, podría pensarse que el efecto renta estaría dominando el efecto sustitución que implica

que, a mayor valor horario, mayor será el costo de oportunidad de una hora de ocio. Sin embargo, dado que, al considerar la intensidad horaria por nivel educativo, en promedio los asalariados con terciario, tanto completo como incompleto, trabajan menos horas que el resto de los niveles, la brecha en el retorno horario de dicho grupo con respecto a primaria completa es mayor que en términos mensuales.

La condición del contrato laboral también es uno de los factores más importantes a la hora de explicar el salario mensual y horario. Un trabajador formal presentaba para 2015 un salario horario cerca de un 48% más elevado respecto a sus pares informales, al mismo tiempo que una jornada laboral de más horas.¹⁴

Por otro lado, para el conjunto de asalariados, el ingreso horario promedio resulta superior en el hombre, incluso con un diferencial muy similar al caso argentino. Sin embargo, el caso de Argentina exhibe una remuneración mensual muy por encima para el segmento masculino, explicada por jornadas horarias mucho más intensas.

Por su parte, respecto al segmento etario, los adultos exhiben un retorno creciente respecto a los jóvenes, al tiempo de una jornada laboral más extensa. El control por productividad en la demanda de empleo (tamaño de establecimiento) tiene un alto potencial explicativo, que resulta aún mayor para Chile, tanto en valor horario como en las horas trabajadas. Puede interpretarse en este caso, una relación en donde a mayor retorno, más caro el costo de oportunidad del ocio y mayor cantidad de horas destinadas al empleo (efecto sustitución).

Por último, al igual que para los microdatos argentinos, ser “par time” conlleva una remuneración horaria más elevada, contrario a lo que ocurre en el caso de tener un contrato con finalización establecida o temporal.

7.2. Regresión por cuantiles condicionales y no condicionales

Como ya fue señalado anteriormente, la regresión por cuantiles condicio-

14 Debe considerarse, para ambos países, el impacto de la incorporación del control por tamaño del establecimiento, que absorbe una buena parte del potencial explicativo de esta variable (aunque en mayor medida en Argentina) mostrando que aquellas unidades pequeñas exhiben mayor probabilidad de tener empleados en relación informal.

nales busca captar el efecto de cada variable sobre los distintos cuantiles condicionales al vector de características de los individuos y brinda una noción sobre el cambio en la desigualdad salarial dentro de un determinado grupo de individuos con características observables similares. Mientras tanto, las no condicionadas, logradas a través de una regresión RIF por cuantil, estiman el efecto marginal de cada atributo dentro de este cuantil de ingresos no condicionales, controlando por el vector de atributos de los individuos de dicho cuantil.

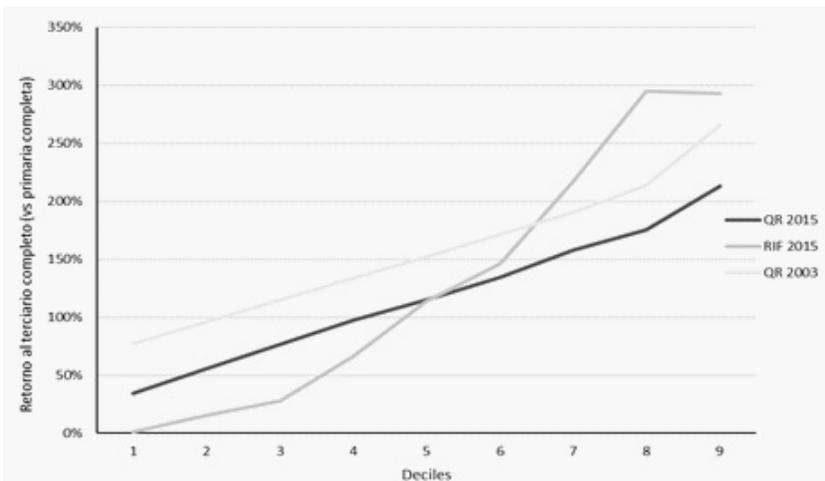
Las tablas 8 y 9 (anexo) presentan los resultados de la regresión por cuantiles no condicionales y condicionales, respectivamente. Al considerar la distribución no condicional del salario, en lo que refiere al nivel educativo, se hallan diferencias sustanciales respecto a nuestro país. Para los niveles educativos más elevados, el premio por ubicarse en la parte más alta de los ingresos condicional a la instrucción es mucho más alto (213%) que para los de menor ingreso de instrucción elevada (35%). Por el contrario, en Argentina la distribución de ingresos por nivel educativo se encuentra mucho más compacta (con un retorno del 70% para el decil más alto frente a 48% del más bajo), sin observarse diferencias tan sustanciales en el retorno educativo a lo largo de su distribución. El caso chileno muestra que ciertos factores asociados a la educación pero que estrictamente no radican en la misma emergen en esta dinámica. Zimmerman (2016) revela como la educación superior de elite incrementa fuertemente las chances de ingresar al 0,1% más rico y a puestos dirigenciales en las principales empresas, solamente si se proviene de una educación media de "exclusividad". De este modo, la educación amplifica aún más el grado de desigualdad, potenciando la disparidad de origen, donde la procedencia y las conexiones se ubican por encima del mérito académico. Asimismo, al considerar la distribución no condicional, para los niveles educativos más elevados, el premio de los deciles más altos aumenta (293%) y el de los más bajos se reduce (1%), comparando con el caso condicional. Dado que el enfoque RIF posibilita captar el impacto sobre los deciles de la distribución total de salarios, es posible afirmar que el efecto desigual de la educación a favor de los deciles más altos empeora fuertemente la distribución del ingreso y las diferencias frente al caso condicional se asocian a una distribución muy

desigual de la educación, fuertemente concentrada en los deciles más altos (ver Gráfico 24).

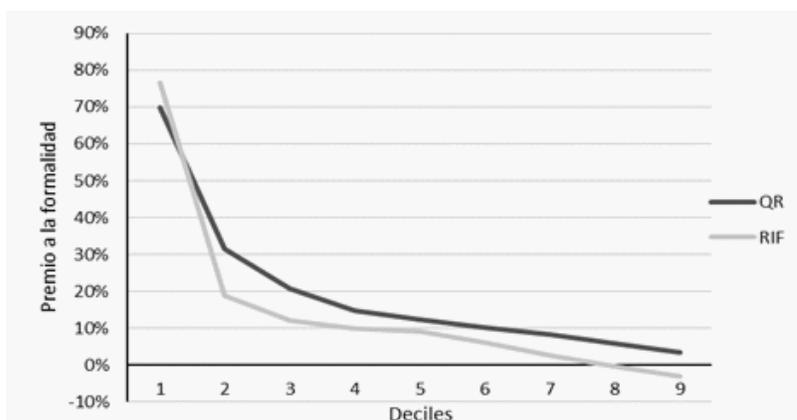
Por su parte, al igual que en Argentina, con un retorno menor a la formalidad para el caso chileno, la formalidad impacta en mayor medida en los segmentos bajos de la distribución de ingresos condicional y no condicional, proyectando un impulso igualador al interior de la misma (ver Gráfico 25).

Por su parte, en la distribución condicional, la covariable género muestra un comportamiento similar al caso argentino, aunque de mayor intensidad. Pertenecer al sexo masculino, genera un diferencial mucho más elevado para aquellos hombres que se encuentran en la parte alta de su distribución de ingresos (la del sexo masculino). En cuanto a la distribución no condicional, también se destaca una mayor desigualdad salarial para el género femenino en la parte alta de la distribución, superior también al caso argentino.

Gráfico 24. Retorno al terciario completo



Fuente: Elaboración propia en base a CASEN

Gráfico 25. Retorno a la formalidad.

Fuente: Elaboración propia en base a CASEN

7.3. Oaxaca Blinder para la brecha salarial promedio entre formales e informales

Los ejercicios previos plantean la existencia de una penalidad salarial asociada a la informalidad (menor que en el caso argentino) y un retorno a la educación (mayor que el caso argentino) que no son constantes a lo largo de la distribución condicional y no condicional, y sugieren una relación estrecha entre dichos fenómenos y la desigualdad de ingresos laborales.

En la presente sección, se repiten para el caso chileno los ejercicios realizados para Argentina. En primer lugar, mediante la descomposición de Oaxaca-Blinder, se desglosa la brecha salarial promedio horaria entre formales e informales en “efecto composición” y “efecto retorno”. En segundo lugar, se recurre a regresiones RIF sobre el Gini, para ver cómo repercute cada atributo en la desigualdad, y finalmente se descompone la diferencia del Gini de ingresos de asalariados de 2015 y 2003 mediante la extensión del enfoque de Oaxaca-Blinder, siguiendo la metodología propuesta por Firpo, Fortin y Lemieux (2011).

Al igual que para la Argentina, el ejercicio de descomposición de diferencia de medias mediante Oaxaca-Blinder exhibe una diferencia significativa en el ingreso horario en favor de los formales, con una brecha estadísticamente significativa de 0,394 (ver Tabla 10). Sin embargo, el efecto

“estructura salarial” o retorno es el que predomina (ya que explica un 58% de dicha diferencia), mostrándose un mayor grado de segmentación laboral, donde a igualdad de atributos, los informales resultan menormente remunerados. Según los resultados con significatividad estadística, presentados en la Tabla 10, la mayor parte del efecto retorno se encuentra en la constante. Por su parte, a pesar de no ser dominante, el efecto composición presenta un considerable valor explicativo (46%), manifestado principalmente por credenciales educativas altas y el tamaño del establecimiento.

Tabla 10. Oaxaca Blinder para la media.

Promedio del logaritmo del ingreso horario	
Formales	7.286***
	0.00839
Informales	6.892***
	0.0208
Diferencia	0.394***
	0.0224
Efecto composición	0.181***
	0.0234
Terciario completo	0.0652***
Edad	0.0252***
Tamaño	0.058***
Par time	0.0792***
Temporario	0.0554***
Efecto retorno	0.229***
	0.0259
Constante	0.394**
Servicio doméstico	0.0659***
Sector público	0.0472***

Fuente: Elaboración propia en base a CASEN

7.4. RIF para el Gini de 2003 y 2015

Para observar los principales componentes que impactaron en la desigualdad, se plantean regresiones RIF sobre el índice de Gini de 2015 y 2003 (presentadas en el anexo en la tabla 11).

Los resultados son coherentes con los encontrados previamente para Chile. Como datos salientes, la educación terciaria completa y en menor medida también la incompleta, son las principales variables explicativas de la desigualdad tanto para 2003 como para 2015 y ambas aumentaron su impacto en el Gini de 2003 a 2015, de forma tal que se acentuó su impacto desigualador. Por su parte, se observa un aumento en el impacto a la baja sobre el Gini de la formalidad, uno de los factores de mayor peso

explicativo en la desigualdad. El proceso de formalización laboral ocurrido durante el período habría favorecido un mayor impacto igualador de la formalidad.

7.5. RIF + Oaxaca Blinder

La descomposición de Oaxaca-Blinder para el Gini de 2003 y 2015 exhibe resultados con una dinámica disímil a la Argentina (ver Tabla 12). A pesar de una caída significativa (aunque muy por debajo de otros países de la región) en el Gini para los ingresos laborales, distintas son las conclusiones en torno a los ingresos salariales. En efecto, el índice de Gini se mantuvo en torno a un valor cercano a 0.41 con leves diferencias que se detallan a continuación. La mínima distancia al alza se explica principalmente por efecto retorno (91%), frente a un efecto composición mucho más leve (9%). En línea con los resultados previamente obtenidos, el efecto igualador más importante se asocia a la formalidad (cuyo retorno se redujo de 2003 a 2015) mientras que la instrucción elevada se ubica en sentido contrario, como un factor que contribuyó a mayor desigualdad (a pesar de la caída en su retorno, que sería igualadora).

Tabla 12. Descomposición de Oaxaca Blinder de la diferencia del Gini de 2003 y2015.

Ingreso horario	
Gini 2015	0.4095***
Gini 2003	0.4019***
Diferencia	0.007553***
Efecto composición	0.02993***
	0.00182
Terciario completo	0.0381***
Formalidad	0.00624***
Efecto retorno	0.00287
	0.255
Terciario completo	0.0255***
Formalidad	0.02227***

Fuente: Elaboración propia en base a CASEN

8. Conclusión

Durante los 2000, la región latinoamericana ha usufructuado las mieles de las tasas bajas y un valor de la divisa americana mucho más favorable al de épocas anteriores. El consiguiente aumento en los precios de las commodities permitió a sus economías una mayor dinámica exportadora y un creciente flujo de divisas. Si bien su correlato en los estándares sociales ha sido por demás favorable, su alcance resultó disímil según el país considerado.

Argentina y Chile no sólo compartieron una performance macroeconómica que enumeró contrastes (principalmente al final del período). Replizaron discordancias en materia de desigualdad, con dispares impactos de las principales variables que fueron consideradas para el análisis. La caída en la dispersión de ingresos fue mucho más lenta en el país occidental, más aún si se analiza exclusivamente la dispersión salarial.

El proceso de formalización laboral hizo mella en ambos países, a expensas de una merma en las tasas de informalidad. Sin embargo, en ambos casos no pudo reducir en forma considerable la participación del cuentapropismo, sector de escasa productividad y profesionalización en los países considerados. El impacto igualador de la formalidad se desprende del efecto decreciente en los salarios a medida que se avanza en la distribución de los mismos, ya que la formalidad presenta un “premio” más elevado en la parte baja de la distribución, aunque con una potencia muy disímil. Mientras que en Argentina el cambio en este vector de características explicó casi un cuarto de la caída en la desigualdad salarial, en Chile sus efectos resultaron absolutamente marginales.

Al mismo tiempo, la educación presentó las mayores diferencias. Dentro del grupo con instrucción elevada, la desigualdad resulta mucho más alta en el caso de Chile. Del mismo modo, los cuantiles condicionados mostraron premios muy superiores para el decil más alto de la distribución de “educados” respecto al 10% de menores ingresos del sector. Por su parte, a través de la aplicación de las RIF para el índice de Gini se destaca a la educación como principal fuente de desigualdad en el país trasandino. No obstante, a pesar de que la obtención de credenciales implique un amplificador de la desigualdad, la caída en los retornos durante el período

considerado se reporta en dirección opuesta, al igual que en el caso argentino. Esto último se enumera como la principal fuente de reducción de la desigualdad para ambos países, en línea con lo que exhiben los datos para la región.

A pesar de las mejoras observadas, el proceso de caída en la desigualdad se ha visto estancado al final del período. Los niveles de la región convierten a la disparidad de los ingresos laborales en el hecho estilizado de la misma. Estrategias de desarrollo ligadas a cambios en la estructura productiva aparecen como principales factores para contrarrestar una sustancial fracción de empleo precario, ligado en muchos casos a firmas de escasa productividad. En este sentido, el rol de las instituciones laborales asoma como complemento vital de un proceso de crecimiento, que además incluya una mayor igualdad.

Las conclusiones alcanzadas son similares a las observadas en la literatura especializada mencionada a lo largo del documento. Para ello, se realizó un abordaje econométrico que trascendiera las metodologías econométricas tradicionales de mínimos cuadrados ordinarios por medio de funciones de producción mincerianas. Incluyendo las principales variables de relevancia, tanto de la oferta como la demanda de trabajo, se incluyen metodologías no paramétricas que permitan aislar los efectos diferenciados a lo largo de la función salarial. Por medio de regresiones cuantitativas condicionadas y no condicionadas, se logró un análisis pormenorizado de los indicadores sintéticos de desigualdad y la distribución de las principales covariables de influencia. Los resultados para ambos países muestran discrepancias relevantes en su dinámica, permitiendo extraer conclusiones diferenciadas y realizar recomendaciones de política específica.

9. Anexo

Tabla 1. Regresión por MCO

Variables	Ingreso mensual	Ingreso horario	Horas
	(En log)		
sexo	0.272***	0.0589***	0.213***
	[0.00917]	[0.00887]	[0.00719]
hpi	0.0632**	0.0452*	0.0180
	[0.0260]	[0.0251]	[0.0204]
si	0.0556***	0.0482***	0.00743
	[0.0146]	[0.0141]	[0.0114]
sc	0.160***	0.143***	0.0168
	[0.0132]	[0.0127]	[0.0103]
ti	0.225***	0.293***	0.0674***
	[0.0162]	[0.0157]	[0.0127]
tc	0.404***	0.465***	0.0609***
	[0.0148]	[0.0143]	[0.0116]
edadt2	0.179***	0.133***	0.0457***
	[0.0136]	[0.0131]	[0.0106]
edadt3	0.242***	0.236***	0.00545
	[0.0150]	[0.0145]	[0.0118]
casado	0.0698***	0.0718***	0.00200
	[0.00865]	[0.00836]	[0.00678]
asareg	0.402***	0.297***	0.105***
	[0.0130]	[0.0125]	[0.0102]
construc	0.206***	0.00132	0.205***
	[0.0179]	[0.0173]	[0.0140]
comer	0.134***	0.0221	0.156***
	[0.0142]	[0.0137]	[0.0111]
transp	0.191***	0.0139	0.205***
	[0.0192]	[0.0185]	[0.0150]
financ	0.143***	0.0601***	0.0825***
	[0.0185]	[0.0179]	[0.0145]
servper	0.00198	0.0890***	0.0870***
	[0.0201]	[0.0194]	[0.0157]

secpub	0.0599***	0.163***	0.103***
	[0.0136]	[0.0132]	[0.0107]
otros	0.118***	0.0752***	0.0431***
	[0.0167]	[0.0162]	[0.0131]
partime	0.508***	0.197***	0.706***
	[0.0171]	[0.0166]	[0.0134]
tempor	0.259***	0.0672***	0.191***
	[0.0136]	[0.0132]	[0.0107]
tam2	0.200***	0.115***	0.0857***
	[0.0123]	[0.0119]	[0.00965]
tam3	0.329***	0.208***	0.121***
	[0.0132]	[0.0128]	[0.0104]
region2	0.243***	0.262***	0.0197*
	[0.0133]	[0.0129]	[0.0104]
region3	0.217***	0.238***	0.0218*
	[0.0169]	[0.0163]	[0.0132]
region4	0.152***	0.148***	0.00409
	[0.0159]	[0.0154]	[0.0124]
region5	0.0458***	0.0328***	0.0130
	[0.0123]	[0.0119]	[0.00965]
region6	0.259***	0.232***	0.0269**
	[0.0142]	[0.0137]	[0.0111]
Constant	7.745***	2.969***	3.311***
	[0.0220]	[0.0212]	[0.0172]
Observations	15,476	15,476	15,476
R squared	0.565	0.432	0.401
Standard errors in brackets			
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC

Tabla 2. Regresión por cuantiles condicionales

VARIABLES	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
sexo	0.0438**	0.0489***	0.0549***	0.0607***	0.0699***	0.0650***	0.0711***	0.0769***	0.0819***
	[0.0182]	[0.0150]	[0.0126]	[0.00907]	[0.0100]	[0.00843]	[0.00831]	[0.00933]	[0.0107]
hpi	0.129*	0.0345	0.00575	0.0321	0.0477	0.00764	0.0399**	0.0553***	0.0507
	[0.0740]	[0.0431]	[0.0349]	[0.0259]	[0.0305]	[0.0298]	[0.0173]	[0.0195]	[0.0345]
si	0.0330*	0.0433***	0.0381***	0.0389***	0.0444***	0.0593***	0.0526***	0.0574***	0.0759***
	[0.0196]	[0.0121]	[0.0135]	[0.0138]	[0.0142]	[0.0150]	[0.0155]	[0.0173]	[0.0170]
sc	0.124***	0.145***	0.151***	0.143***	0.141***	0.159***	0.159***	0.152***	0.152***
	[0.0202]	[0.0103]	[0.0138]	[0.0176]	[0.0151]	[0.0148]	[0.0129]	[0.0132]	[0.0167]
ti	0.249***	0.288***	0.286***	0.279***	0.285***	0.296***	0.303***	0.310***	0.316***
	[0.0274]	[0.0175]	[0.0164]	[0.0204]	[0.0198]	[0.0210]	[0.0187]	[0.0192]	[0.0297]
tc	0.392***	0.441***	0.454***	0.457***	0.478***	0.501***	0.501***	0.511***	0.529***
	[0.0275]	[0.0185]	[0.0186]	[0.0206]	[0.0170]	[0.0161]	[0.0155]	[0.0144]	[0.0193]
edadt2	0.155***	0.143***	0.145***	0.146***	0.124***	0.123***	0.139***	0.122***	0.106***
	[0.0252]	[0.0151]	[0.0160]	[0.0139]	[0.0149]	[0.0140]	[0.0200]	[0.0179]	[0.0168]
edadt3	0.226***	0.212***	0.234***	0.237***	0.237***	0.240***	0.269***	0.252***	0.243***
	[0.0280]	[0.0149]	[0.0167]	[0.0126]	[0.0135]	[0.0106]	[0.0181]	[0.0168]	[0.0219]
casado	0.0834***	0.0800***	0.0704***	0.0681***	0.0717***	0.0715***	0.0708***	0.0651***	0.0647***
	[0.0175]	[0.0123]	[0.00887]	[0.0116]	[0.00945]	[0.00698]	[0.00868]	[0.00894]	[0.0113]
asareg	0.470***	0.398***	0.347***	0.324***	0.293***	0.261***	0.215***	0.177***	0.106***
	[0.0305]	[0.0176]	[0.0180]	[0.0119]	[0.0153]	[0.0151]	[0.0161]	[0.0215]	[0.0267]
tam2	0.155***	0.168***	0.146***	0.125***	0.124***	0.111***	0.107***	0.0911***	0.0831***
	[0.0216]	[0.0173]	[0.0182]	[0.0150]	[0.0154]	[0.0136]	[0.0140]	[0.0162]	[0.0230]
tam3	0.220***	0.233***	0.229***	0.216***	0.218***	0.207***	0.216***	0.214***	0.217***
construc	0.0566**	0.0447**	0.0382*	0.0225	0.00587	0.0289	0.0475**	0.0829***	0.130***
	[0.0287]	[0.0221]	[0.0208]	[0.0149]	[0.0172]	[0.0206]	[0.0193]	[0.0246]	[0.0253]
comer	0.0518**	0.0160	0.0212	0.0138	0.0142	0.0390***	0.0494***	0.0652***	0.0599**
	[0.0232]	[0.0197]	[0.0166]	[0.0113]	[0.0117]	[0.0102]	[0.0138]	[0.0197]	[0.0273]
transp	0.0268	0.00616	0.0207	0.00813	0.000597	0.00755	0.0116	0.0113	0.0326
financ	[0.0463]	[0.0301]	[0.0193]	[0.0258]	[0.0212]	[0.0243]	[0.0245]	[0.0333]	[0.0252]
	[0.0418]	[0.0263]	[0.0228]	[0.0188]	[0.0175]	[0.0162]	[0.0165]	[0.0157]	[0.0215]
servper	0.136***	0.0726***	0.0757***	0.0607**	0.0434*	0.0406**	0.0560**	0.0685**	0.0680***
	[0.0298]	[0.0280]	[0.0272]	[0.0259]	[0.0237]	[0.0203]	[0.0247]	[0.0278]	[0.0245]
secpub	0.174***	0.139***	0.145***	0.148***	0.146***	0.144***	0.141***	0.170***	0.208***

	[0.0314]	[0.0208]	[0.0193]	[0.0167]	[0.0152]	[0.0183]	[0.0170]	[0.0231]	[0.0312]
otros	0.0285	0.0267	0.0567***	0.0575***	0.0579***	0.0659***	0.0765***	0.118***	0.184***
	[0.0351]	[0.0238]	[0.0205]	[0.0183]	[0.0167]	[0.0158]	[0.0235]	[0.0245]	[0.0293]
partime	0.148***	0.166***	0.164***	0.183***	0.182***	0.168***	0.171***	0.197***	0.264***
	[0.0548]	[0.0336]	[0.0259]	[0.0209]	[0.0227]	[0.0170]	[0.0248]	[0.0300]	[0.0353]
tempor	0.0568	0.0814***	0.0578**	0.0488***	0.0401**	0.0361*	0.0441**	0.0580**	0.0765***
	[0.0431]	[0.0218]	[0.0234]	[0.0175]	[0.0182]	[0.0199]	[0.0176]	[0.0230]	[0.0204]
region2	0.249***	0.249***	0.255***	0.259***	0.256***	0.256***	0.252***	0.256***	0.280***
	[0.0284]	[0.0210]	[0.0214]	[0.0180]	[0.0150]	[0.0154]	[0.0155]	[0.0164]	[0.0217]
region3	0.254***	0.231***	0.235***	0.254***	0.238***	0.237***	0.232***	0.225***	0.217***
	[0.0347]	[0.0233]	[0.0205]	[0.0233]	[0.0195]	[0.0212]	[0.0253]	[0.0281]	[0.0290]
region4	0.108***	0.125***	0.127***	0.149***	0.155***	0.160***	0.173***	0.188***	0.204***
	[0.0193]	[0.0163]	[0.0180]	[0.0154]	[0.0132]	[0.0138]	[0.0132]	[0.0139]	[0.0185]
region6	0.189***	0.195***	0.199***	0.208***	0.233***	0.248***	0.267***	0.285***	0.265***
	[0.0260]	[0.0193]	[0.0169]	[0.0191]	[0.0149]	[0.0146]	[0.0174]	[0.0186]	[0.0225]
Constant	2.266***	2.526***	2.697***	2.846***	2.971***	3.099***	3.226***	3.404***	3.651***
	[0.0405]	[0.0261]	[0.0306]	[0.0225]	[0.0305]	[0.0321]	[0.0284]	[0.0290]	[0.0406]
Observations	15,476	15,476	15,476	15,476	15,476	15,476	15,476	15,476	15,476
Standard errors in brackets									
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1									

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC

Tabla 3. Regresión por cuantiles no condicionales

VARIABLES	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
sexo	0.0229	0.0327**	0.0441***	0.0475***	0.0487***	0.0575***	0.0672***	0.0795***	0.0937***
	[0.0183]	[0.0150]	[0.0123]	[0.0115]	[0.0116]	[0.0115]	[0.0140]	[0.0173]	[0.0201]
edadt2	0.287***	0.281***	0.193***	0.185***	0.147***	0.118***	0.101***	0.0871***	0.0300*
	[0.0392]	[0.0282]	[0.0206]	[0.0168]	[0.0155]	[0.0138]	[0.0153]	[0.0168]	[0.0172]
edadt3	0.313***	0.338***	0.272***	0.267***	0.244***	0.233***	0.246***	0.278***	0.221***
	[0.0410]	[0.0299]	[0.0220]	[0.0182]	[0.0172]	[0.0158]	[0.0180]	[0.0207]	[0.0221]
hpi	0.127	0.148**	0.0664	0.00919	0.0287	0.00748	0.00819	0.0282	0.0476*
	[0.0828]	[0.0598]	[0.0426]	[0.0333]	[0.0296]	[0.0264]	[0.0282]	[0.0288]	[0.0261]
si	0.0176	0.0362	0.0478**	0.0664***	0.0670***	0.0791***	0.0647***	0.0819***	0.0419**
	[0.0412]	[0.0309]	[0.0229]	[0.0187]	[0.0174]	[0.0154]	[0.0168]	[0.0186]	[0.0188]
sc	0.101***	0.129***	0.166***	0.158***	0.142***	0.144***	0.161***	0.168***	0.115***
	[0.0347]	[0.0266]	[0.0202]	[0.0169]	[0.0160]	[0.0143]	[0.0162]	[0.0181]	[0.0187]
ti	0.195***	0.253***	0.310***	0.304***	0.299***	0.311***	0.323***	0.351***	0.249***
	[0.0377]	[0.0297]	[0.0232]	[0.0204]	[0.0200]	[0.0190]	[0.0222]	[0.0261]	[0.0277]
tc	0.151***	0.265***	0.365***	0.428***	0.485***	0.511***	0.640***	0.752***	0.670***
	[0.0332]	[0.0264]	[0.0207]	[0.0180]	[0.0178]	[0.0171]	[0.0205]	[0.0253]	[0.0295]
asareg	0.674***	0.671***	0.508***	0.360***	0.245***	0.173***	0.123***	0.0508***	0.0184
	[0.0372]	[0.0287]	[0.0212]	[0.0171]	[0.0157]	[0.0141]	[0.0158]	[0.0182]	[0.0191]
tam2	0.219***	0.172***	0.128***	0.107***	0.108***	0.0792***	0.0422***	0.0456***	0.00839
	[0.0351]	[0.0268]	[0.0201]	[0.0168]	[0.0157]	[0.0142]	[0.0158]	[0.0176]	[0.0181]
tam3	0.236***	0.240***	0.208***	0.181***	0.208***	0.185***	0.169***	0.190***	0.190***
	[0.0343]	[0.0266]	[0.0206]	[0.0179]	[0.0172]	[0.0161]	[0.0185]	[0.0213]	[0.0225]
construc	0.170***	0.0543	0.118***	0.139***	0.101***	0.0721***	0.0657***	0.0837***	0.105***
	[0.0537]	[0.0408]	[0.0302]	[0.0246]	[0.0229]	[0.0205]	[0.0227]	[0.0256]	[0.0264]
comer	0.0661*	0.0228	0.0388*	0.0450**	0.0870***	0.0854***	0.113***	0.157***	0.130***
	[0.0368]	[0.0290]	[0.0231]	[0.0208]	[0.0204]	[0.0189]	[0.0211]	[0.0235]	[0.0249]
transp	0.101**	0.0609*	0.0307	0.00398	0.00748	0.0105	0.00124	0.0297	0.114***
	[0.0484]	[0.0363]	[0.0287]	[0.0257]	[0.0256]	[0.0248]	[0.0286]	[0.0333]	[0.0338]
financ	0.0972***	0.0714**	0.0196	0.0146	0.0189	0.0252	0.0274	0.0154	0.0620
	[0.0372]	[0.0316]	[0.0271]	[0.0255]	[0.0252]	[0.0244]	[0.0288]	[0.0350]	[0.0377]
servper	0.164***	0.0947***	0.0767***	0.0692***	0.0341	0.0341	0.0287	0.00973	0.0798*
	[0.0349]	[0.0314]	[0.0268]	[0.0258]	[0.0267]	[0.0266]	[0.0320]	[0.0391]	[0.0439]
serdom	0.0983	0.206***	0.173***	0.138***	0.0987***	0.0687***	0.0518*	0.0403	0.0393

	[0.0667]	[0.0483]	[0.0354]	[0.0287]	[0.0264]	[0.0235]	[0.0265]	[0.0306]	[0.0326]
secpub	0.129***	0.0861***	0.0769***	0.119***	0.141***	0.154***	0.173***	0.168***	0.0906***
	[0.0288]	[0.0232]	[0.0194]	[0.0184]	[0.0188]	[0.0186]	[0.0222]	[0.0270]	[0.0311]
otros	0.0206	0.0433	0.0492*	0.0147	0.0152	0.0563***	0.0906***	0.0695**	0.0618*
	[0.0427]	[0.0330]	[0.0256]	[0.0229]	[0.0225]	[0.0218]	[0.0259]	[0.0310]	[0.0363]
partime	0.343***	0.270***	0.194***	0.162***	0.158***	0.107***	0.105***	0.136***	0.204***
	[0.0473]	[0.0360]	[0.0265]	[0.0219]	[0.0207]	[0.0190]	[0.0225]	[0.0279]	[0.0347]
tempor	0.113***	0.0399	0.0384*	0.0297*	0.0453***	0.0360**	0.0321*	0.0399**	0.0542**
	[0.0434]	[0.0317]	[0.0226]	[0.0179]	[0.0164]	[0.0149]	[0.0169]	[0.0199]	[0.0217]
region2	0.423***	0.378***	0.297***	0.254***	0.222***	0.216***	0.241***	0.205***	0.125***
	[0.0322]	[0.0244]	[0.0191]	[0.0168]	[0.0162]	[0.0154]	[0.0181]	[0.0213]	[0.0229]
region3	0.402***	0.359***	0.252***	0.228***	0.217***	0.223***	0.218***	0.200***	0.0910***
	[0.0430]	[0.0316]	[0.0241]	[0.0211]	[0.0203]	[0.0192]	[0.0227]	[0.0266]	[0.0288]
region4	0.129***	0.190***	0.169***	0.151***	0.162***	0.177***	0.187***	0.168***	0.109***
	[0.0353]	[0.0291]	[0.0225]	[0.0199]	[0.0193]	[0.0181]	[0.0213]	[0.0250]	[0.0266]
region5	0.0451*	0.0428**	0.0260	0.0175	0.0247	0.0524***	0.0538***	0.0289	0.0150
	[0.0253]	[0.0214]	[0.0174]	[0.0157]	[0.0154]	[0.0148]	[0.0176]	[0.0210]	[0.0225]
region6	0.0198	0.0619***	0.106***	0.174***	0.237***	0.264***	0.337***	0.462***	0.529***
	[0.0261]	[0.0220]	[0.0181]	[0.0166]	[0.0168]	[0.0170]	[0.0214]	[0.0272]	[0.0335]
Constant	2.012***	2.297***	2.651***	2.879***	3.090***	3.290***	3.486***	3.660***	4.081***
	[0.0663]	[0.0491]	[0.0365]	[0.0306]	[0.0289]	[0.0265]	[0.0299]	[0.0344]	[0.0367]
Observations	15,476	15,476	15,476	15,476	15,476	15,476	15,476	15,476	15,476
R squared	0.182	0.287	0.325	0.333	0.322	0.310	0.275	0.236	0.158
Robust standard errors in brackets									
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1									

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC

Tabla 5. Regresiones RIF sobre el Gini de 2003 y 2015

VARIABLES	rif_gini_2003	rif_gini_2015
sexo	0.0278**	0.00247*
	[0.0110]	[0.00144]
edad2	0.155***	0.0201***
	[0.0139]	[0.00200]
edad3	0.174***	0.0150***
	[0.0159]	[0.00221]
hpi	0.0614***	0.00741*
	[0.0216]	[0.00390]
si	0.0283*	0.00447**
	[0.0149]	[0.00219]
sc	0.0794***	0.00295
	[0.0146]	[0.00198]
ti	0.115***	0.00428*
	[0.0170]	[0.00243]
tc	0.0405**	0.0171***
	[0.0164]	[0.00223]
asareg	0.251***	0.0477***
	[0.0137]	[0.00195]
tam2	0.0878***	0.0125***
	[0.0137]	[0.00196]
tam3	0.0687***	0.00657***
	[0.0154]	[0.00211]
construc	0.0198	0.00585*
	[0.0262]	[0.00299]
comer	0.00554	0.00488**
	[0.0184]	[0.00245]
transp	0.00438	0.00544*
	[0.0237]	[0.00305]
financ	0.0592***	0.00457
	[0.0228]	[0.00297]
servper	0.0819***	0.00902***
	[0.0237]	[0.00321]
serdom	0.0474*	0.0142***
	[0.0249]	[0.00339]
secpub	0.101***	0.00121
	[0.0179]	[0.00229]

otros	0.00946	0.00940***
	[0.0214]	[0.00276]
partime	0.123***	0.0136***
	[0.0134]	[0.00257]
tempor	0.0109	0.00379*
	[0.0145]	[0.00214]
region2	0.159***	0.0190***
	[0.0148]	[0.00200]
region3	0.184***	0.0165***
	[0.0194]	[0.00254]
region4	0.0904***	0.00208
	[0.0177]	[0.00238]
region5	0.0391***	0.000529
	[0.0135]	[0.00185]
region6	0.0198	0.0190***
	[0.0191]	[0.00213]
Constant	0.766***	0.138***
	[0.0259]	[0.00368]
Observations	8,939	15,476
R squared	0.193	0.133
Standard errors in brackets		
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC

Tabla 7. Regresión por MCO

Variables	Ingreso mensual	Ingreso horario	Horas
	(En log)		
sexo	0.145*** [0.0169]	0.0818*** [0.0170]	0.0634*** [0.00271]
hpi	-0.0446 [0.0408]	-0.0443 [0.0410]	-0.000289 [0.00655]
si	0.0948*** [0.0332]	0.0840** [0.0333]	0.0109** [0.00533]
sc	0.0646** [0.0320]	0.0551* [0.0322]	0.00957* [0.00515]
ti	0.220*** [0.0385]	0.288*** [0.0386]	-0.0681*** [0.00618]
tc	0.501*** [0.0337]	0.512*** [0.0339]	-0.0118** [0.00542]
edad2	0.194*** [0.0260]	0.157*** [0.0262]	0.0373*** [0.00418]
edad3	0.212*** [0.0280]	0.189*** [0.0281]	0.0238*** [0.00450]
casado	0.407*** [0.0163]	0.402*** [0.0164]	0.00573** [0.00262]
asareg	0.373*** [0.0239]	0.264*** [0.0240]	0.109*** [0.00384]
construc	0.106*** [0.0345]	0.0562 [0.0346]	0.0498*** [0.00554]
comer	-0.0349 [0.0267]	-0.0656** [0.0268]	0.0307*** [0.00429]
transp	0.117*** [0.0355]	0.037 [0.0356]	0.0805*** [0.00570]
financ	0.156*** [0.0342]	0.120*** [0.0344]	0.0358*** [0.00550]
servper	0.0812** [0.0343]	0.0553 [0.0344]	0.0259*** [0.00551]
secpub	0.0527* [0.0288]	0.00615 [0.0289]	0.0465*** [0.00462]
otros	0.129*** [0.0292]	0.0286 [0.0294]	0.101*** [0.00470]
partime	-0.374*** [0.0313]	0.438*** [0.0314]	-0.812*** [0.00502]
tempor	-0.168*** [0.0222]	-0.111*** [0.0223]	-0.0564*** [0.00357]
region2	-0.0466 [0.0597]	-0.0432 [0.0600]	-0.00343 [0.00959]
region3	0.282*** [0.0485]	0.299*** [0.0487]	-0.0169** [0.00778]
region4	-0.151*** [0.0521]	-0.121** [0.0524]	-0.0299*** [0.00837]
region5	-0.336*** [0.0448]	-0.285*** [0.0450]	-0.0511*** [0.00720]
region6	-0.365*** [0.0472]	-0.313*** [0.0474]	-0.0519*** [0.00758]
region7	-0.315*** [0.0513]	-0.265*** [0.0516]	-0.0503*** [0.00825]
region8	-0.265*** [0.0438]	-0.206*** [0.0440]	-0.0596*** [0.00704]
region9	-0.110** [0.0495]	-0.0406 [0.0497]	-0.0697*** [0.00796]
region10	-0.280*** [0.0467]	-0.218*** [0.0469]	-0.0623*** [0.00750]
region11	0.173** [0.0731]	0.219*** [0.0734]	-0.0463*** [0.0117]
region12	-0.153** [0.0623]	-0.124** [0.0626]	-0.0286*** [0.0100]
region13	-0.0928** [0.0407]	-0.0431 [0.0409]	-0.0497*** [0.00654]
Constant	11.58*** [0.0598]	6.460*** [0.0600]	3.650*** [0.00960]
Observations	57238	57238	57238
R-squared	0.061	0.044	0.409
	Standard errors in brackets		
	*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Fuente: Elaboración propia en base a CASEN

Tabla 8. Regresión por cuantiles condicionales

VARIABLES	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
exo	0.180***	0.166***	0.163***	0.167***	0.170***	0.171***	0.186***	0.208***	0.226***
	[0.0139]	[0.00920]	[0.00834]	[0.00702]	[0.00739]	[0.00795]	[0.00922]	[0.00916]	[0.0103]
hpi	0.110***	0.0802***	0.0818***	0.0679***	0.0710***	0.0559***	0.0623***	0.0744***	0.0730***
	[0.0152]	[0.0131]	[0.0125]	[0.00942]	[0.0110]	[0.00901]	[0.0127]	[0.0139]	[0.0152]
si	0.0216	0.0295***	0.0421***	0.0549***	0.0570***	0.0727***	0.0779***	0.0899***	0.131***
	[0.0156]	[0.0100]	[0.0108]	[0.00877]	[0.00721]	[0.00707]	[0.0120]	[0.0118]	[0.0166]
sc	0.145***	0.160***	0.180***	0.201***	0.216***	0.234***	0.253***	0.285***	0.334***
	[0.0149]	[0.00928]	[0.0109]	[0.00850]	[0.00782]	[0.00837]	[0.0114]	[0.0124]	[0.0158]
ti	0.233***	0.273***	0.317***	0.377***	0.422***	0.468***	0.538***	0.614***	0.733***
	[0.0198]	[0.0166]	[0.0166]	[0.0168]	[0.0144]	[0.0162]	[0.0260]	[0.0239]	[0.0287]
tc	0.573***	0.674***	0.765***	0.850***	0.925***	1.000***	1.067***	1.144***	1.297***
	[0.0218]	[0.0147]	[0.0169]	[0.0103]	[0.0114]	[0.0144]	[0.0146]	[0.0167]	[0.0200]
edadt2	0.150***	0.135***	0.145***	0.142***	0.143***	0.146***	0.161***	0.177***	0.198***
	[0.0131]	[0.0115]	[0.0117]	[0.0103]	[0.00821]	[0.00873]	[0.00898]	[0.00869]	[0.0134]
edadt3	0.193***	0.187***	0.217***	0.222***	0.232***	0.246***	0.277***	0.308***	0.371***
	[0.0144]	[0.0108]	[0.0132]	[0.0129]	[0.0107]	[0.0121]	[0.0150]	[0.0161]	[0.0177]
casado	0.0706***	0.0783***	0.0768***	0.0823***	0.0921***	0.100***	0.106***	0.115***	0.132***
	[0.00982]	[0.00777]	[0.00646]	[0.00502]	[0.00419]	[0.00313]	[0.00438]	[0.00535]	[0.00931]
asareg	0.579***	0.434***	0.323***	0.260***	0.219***	0.187***	0.163***	0.150***	0.140***
	[0.0199]	[0.0135]	[0.0119]	[0.00831]	[0.00864]	[0.00758]	[0.00858]	[0.0109]	[0.0133]
construc	0.105***	0.0840***	0.102***	0.111***	0.119***	0.126***	0.125***	0.118***	0.117***
	[0.0163]	[0.0158]	[0.0168]	[0.0160]	[0.0159]	[0.0144]	[0.0135]	[0.0158]	[0.0179]
comer	0.0399**	0.0276***	0.0264***	0.0373***	0.0385***	0.0452***	0.0627***	0.0680***	0.0832***
	[0.0170]	[0.00850]	[0.00828]	[0.00852]	[0.00814]	[0.0101]	[0.0140]	[0.0148]	[0.0179]
transp	0.0328**	0.0221	0.0181	0.00351	0.00244	0.0112	0.0194*	0.0197	0.0179
	[0.0165]	[0.0177]	[0.0174]	[0.0141]	[0.0177]	[0.0110]	[0.0112]	[0.0152]	[0.0124]
financ	0.0982***	0.102***	0.115***	0.120***	0.124***	0.145***	0.155***	0.145***	0.145***
	[0.0204]	[0.0160]	[0.0165]	[0.0136]	[0.0148]	[0.0178]	[0.0130]	[0.0157]	[0.0246]
servper	0.0993***	0.105***	0.0881***	0.0816***	0.0713***	0.0558***	0.0390*	0.0273	0.00615
	[0.0247]	[0.0218]	[0.0149]	[0.0177]	[0.0163]	[0.0158]	[0.0209]	[0.0172]	[0.0233]
secpub	0.0699***	0.0835***	0.0838***	0.0871***	0.0851***	0.0830***	0.0514***	0.0274**	0.0052
	[0.0147]	[0.00935]	[0.0104]	[0.0104]	[0.00924]	[0.00986]	[0.0138]	[0.0129]	[0.0136]
otros	0.0243	0.0201*	0.0221***	0.0216**	0.0262***	0.0274***	0.0143	0.00267	0.00954
	[0.0158]	[0.0108]	[0.00787]	[0.00873]	[0.0100]	[0.0100]	[0.00983]	[0.00952]	[0.0148]
partime	0.226***	0.250***	0.261***	0.276***	0.289***	0.313***	0.345***	0.414***	0.561***
	[0.0215]	[0.0169]	[0.00747]	[0.00965]	[0.0102]	[0.0126]	[0.0154]	[0.0189]	[0.0207]
tempor	0.364***	0.260***	0.235***	0.224***	0.217***	0.218***	0.217***	0.235***	0.226***
	[0.0177]	[0.00755]	[0.00569]	[0.00803]	[0.00631]	[0.00664]	[0.00652]	[0.00395]	[0.0138]
tam2	0.153***	0.152***	0.152***	0.140***	0.128***	0.118***	0.116***	0.117***	0.126***

	[0.0176]	[0.0119]	[0.00908]	[0.00979]	[0.00748]	[0.00615]	[0.00840]	[0.0136]	[0.0160]
tam3	0.199***	0.203***	0.217***	0.217***	0.220***	0.228***	0.242***	0.259***	0.284***
	[0.0173]	[0.0119]	[0.00915]	[0.00811]	[0.00766]	[0.00705]	[0.00811]	[0.0110]	[0.0150]
region2	0.133***	0.0904**	0.0803**	0.111***	0.119***	0.130***	0.153***	0.136***	0.125***
	[0.0434]	[0.0389]	[0.0313]	[0.0314]	[0.0251]	[0.0276]	[0.0327]	[0.0217]	[0.0446]
region3	0.0672	0.0256	0.00937	0.000888	0.00318	0.00287	0.0154	0.00271	0.000502
	[0.0462]	[0.0357]	[0.0280]	[0.0252]	[0.0252]	[0.0177]	[0.0253]	[0.0358]	[0.0360]
region4	0.0102	0.0726**	0.136***	0.147***	0.150***	0.136***	0.121***	0.119***	0.143***
	[0.0467]	[0.0334]	[0.0252]	[0.0241]	[0.0173]	[0.0230]	[0.0323]	[0.0330]	[0.0328]
region5	0.025	0.0590*	0.0995***	0.104***	0.118***	0.102***	0.106***	0.114***	0.108***
	[0.0464]	[0.0311]	[0.0227]	[0.0227]	[0.0158]	[0.0178]	[0.0225]	[0.0248]	[0.0331]
region6	0.0279	0.00154	0.0518*	0.0705***	0.0812***	0.0823***	0.0980***	0.122***	0.119***
	[0.0573]	[0.0361]	[0.0268]	[0.0226]	[0.0219]	[0.0200]	[0.0273]	[0.0316]	[0.0365]
region7	0.0642	0.112***	0.154***	0.160***	0.164***	0.164***	0.174***	0.186***	0.171***
	[0.0505]	[0.0374]	[0.0222]	[0.0207]	[0.0173]	[0.0134]	[0.0258]	[0.0224]	[0.0366]
region8	0.0447	0.0900***	0.136***	0.154***	0.162***	0.163***	0.183***	0.194***	0.195***
	[0.0438]	[0.0335]	[0.0218]	[0.0207]	[0.0164]	[0.0178]	[0.0252]	[0.0260]	[0.0311]
region9	0.111**	0.129***	0.195***	0.197***	0.223***	0.217***	0.213***	0.219***	0.224***
	[0.0503]	[0.0371]	[0.0252]	[0.0209]	[0.0172]	[0.0215]	[0.0275]	[0.0204]	[0.0273]
region10	0.035	0.0645*	0.103***	0.102***	0.124***	0.104***	0.115***	0.135***	0.135***
	[0.0490]	[0.0368]	[0.0258]	[0.0239]	[0.0182]	[0.0186]	[0.0248]	[0.0223]	[0.0325]
region11	0.193***	0.123***	0.0707**	0.0729*	0.0860***	0.122***	0.142***	0.137***	0.188***
	[0.0592]	[0.0391]	[0.0311]	[0.0383]	[0.0316]	[0.0308]	[0.0340]	[0.0451]	[0.0404]
region12	0.135***	0.110**	0.121***	0.0993***	0.0876***	0.0976***	0.103***	0.131**	0.0935**
	[0.0514]	[0.0546]	[0.0359]	[0.0276]	[0.0233]	[0.0312]	[0.0372]	[0.0554]	[0.0399]
region13	0.0721	0.0412	0.00148	0.00395	0.012	0.00335	0.00139	0.00576	0.022
	[0.0485]	[0.0343]	[0.0231]	[0.0205]	[0.0157]	[0.0161]	[0.0243]	[0.0229]	[0.0256]
Constant	5.122***	5.452***	5.680***	5.825***	5.950***	6.038***	6.139***	6.248***	6.355***
	[0.0550]	[0.0456]	[0.0348]	[0.0330]	[0.0243]	[0.0230]	[0.0330]	[0.0264]	[0.0296]
Observation	35613	35613	35613	35613	35613	35613	35613	35613	35613
Standard errors in brackets									
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1									

Fuente: Elaboración propia en base a CASEN

Tabla 9. Regresión por cuantiles no condicionales

VARIABLES	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
sexo	0.0354**	0.0562***	0.0727***	0.134***	0.191***	0.195***	0.215***	0.233***	0.252***
	[0.0139]	[0.00420]	[0.00411]	[0.00541]	[0.00681]	[0.00693]	[0.00823]	[0.0106]	[0.0148]
edad2	0.0986***	0.0597***	0.0807***	0.151***	0.227***	0.239***	0.273***	0.274***	0.215***
	[0.0226]	[0.00682]	[0.00665]	[0.00863]	[0.0105]	[0.0102]	[0.0111]	[0.0126]	[0.0143]
edad3	0.0852***	0.0543***	0.0814***	0.153***	0.237***	0.260***	0.312***	0.345***	0.342***
	[0.0239]	[0.00724]	[0.00708]	[0.00922]	[0.0113]	[0.0110]	[0.0122]	[0.0141]	[0.0170]
hpi	0.139***	0.0521***	0.0593***	0.0667***	0.0770***	0.0499***	0.0363***	0.00606	0.0185
	[0.0366]	[0.0114]	[0.0110]	[0.0132]	[0.0152]	[0.0138]	[0.0133]	[0.0138]	[0.0146]
si	0.00613	0.0446***	0.0814***	0.146***	0.181***	0.176***	0.175***	0.148***	0.0903***
	[0.0274]	[0.00885]	[0.00873]	[0.0110]	[0.0132]	[0.0124]	[0.0126]	[0.0130]	[0.0142]
sc	0.0200	0.0570***	0.0991***	0.176***	0.212***	0.210***	0.201***	0.167***	0.102***
	[0.0264]	[0.00856]	[0.00843]	[0.0106]	[0.0127]	[0.0119]	[0.0122]	[0.0127]	[0.0140]
ti	0.0443	0.106***	0.193***	0.366***	0.494***	0.539***	0.609***	0.640***	0.548***
	[0.0314]	[0.00984]	[0.00962]	[0.0125]	[0.0155]	[0.0154]	[0.0174]	[0.0206]	[0.0257]
tc	0.0143	0.142***	0.248***	0.510***	0.760***	0.901***	1.154***	1.374***	1.369***
	[0.0273]	[0.00868]	[0.00852]	[0.0108]	[0.0132]	[0.0128]	[0.0143]	[0.0174]	[0.0240]
asareg	0.569***	0.173***	0.114***	0.0946***	0.0877***	0.0587***	0.0268**	0.00314	0.0317*
	[0.0248]	[0.00697]	[0.00638]	[0.00794]	[0.00967]	[0.00944]	[0.0106]	[0.0132]	[0.0172]
casado	0.201***	0.0543***	0.0614***	0.107***	0.140***	0.146***	0.167***	0.199***	0.221***
	[0.0132]	[0.00397]	[0.00388]	[0.00516]	[0.00653]	[0.00665]	[0.00779]	[0.00977]	[0.0130]
tam2	0.211***	0.101***	0.0986***	0.127***	0.135***	0.128***	0.108***	0.0580***	0.00919
	[0.0239]	[0.00732]	[0.00704]	[0.00888]	[0.0108]	[0.0104]	[0.0114]	[0.0136]	[0.0171]
tam3	0.179***	0.113***	0.125***	0.182***	0.218***	0.225***	0.233***	0.221***	0.196***
	[0.0233]	[0.00713]	[0.00687]	[0.00871]	[0.0106]	[0.0103]	[0.0114]	[0.0137]	[0.0174]
construc	0.0320	0.0336***	0.0495***	0.0861***	0.111***	0.112***	0.0950***	0.0933***	0.0831***
	[0.0269]	[0.00859]	[0.00888]	[0.0122]	[0.0155]	[0.0156]	[0.0174]	[0.0202]	[0.0253]
comer	0.0992***	0.0450***	0.0415***	0.0731***	0.0957***	0.0989***	0.0732***	0.0425***	0.00233
	[0.0232]	[0.00749]	[0.00762]	[0.0102]	[0.0128]	[0.0127]	[0.0140]	[0.0163]	[0.0204]
transp	0.101***	0.0235***	0.00873	0.0351***	0.0455***	0.0634***	0.0660***	0.0366*	0.00457
	[0.0287]	[0.00900]	[0.00902]	[0.0125]	[0.0161]	[0.0164]	[0.0188]	[0.0219]	[0.0269]
financ	0.0713***	0.00284	0.0183**	0.0542***	0.0918***	0.125***	0.206***	0.313***	0.484***
	[0.0270]	[0.00833]	[0.00844]	[0.0116]	[0.0150]	[0.0155]	[0.0185]	[0.0235]	[0.0340]
servper	0.0299	0.00875	0.000868	0.00867	0.0281*	0.0389**	0.109***	0.144***	0.0466
	[0.0272]	[0.00871]	[0.00881]	[0.0119]	[0.0151]	[0.0155]	[0.0184]	[0.0236]	[0.0323]
serdom	0.272***	0.0617***	0.00300	0.0258*	0.0488***	0.0634***	0.0687***	0.105***	0.119***
	[0.0422]	[0.0125]	[0.0119]	[0.0150]	[0.0181]	[0.0173]	[0.0179]	[0.0205]	[0.0250]
secpub	0.0671***	0.00670	0.0325***	0.0860***	0.133***	0.147***	0.206***	0.210***	0.114***
	[0.0242]	[0.00763]	[0.00767]	[0.0105]	[0.0135]	[0.0139]	[0.0163]	[0.0203]	[0.0272]

otros	0.130***	0.0362***	0.0253***	0.0133	0.0192	0.0569***	0.106***	0.167***	0.200***
	[0.0248]	[0.00784]	[0.00789]	[0.0106]	[0.0134]	[0.0135]	[0.0154]	[0.0184]	[0.0237]
partime	0.187***	0.0743***	0.136***	0.249***	0.369***	0.346***	0.372***	0.448***	0.406***
	[0.0275]	[0.00798]	[0.00734]	[0.00986]	[0.0127]	[0.0132]	[0.0159]	[0.0210]	[0.0295]
tempor	0.185***	0.0781***	0.0929***	0.127***	0.148***	0.142***	0.135***	0.138***	0.136***
	[0.0198]	[0.00591]	[0.00567]	[0.00719]	[0.00882]	[0.00869]	[0.00985]	[0.0117]	[0.0141]
region2	0.0787*	0.0145	0.0402***	0.100***	0.143***	0.150***	0.175***	0.215***	0.178***
	[0.0442]	[0.0135]	[0.0132]	[0.0188]	[0.0248]	[0.0262]	[0.0316]	[0.0395]	[0.0500]
region3	0.138***	0.0664***	0.0764***	0.120***	0.171***	0.162***	0.133***	0.170***	0.0580
	[0.0320]	[0.0104]	[0.0104]	[0.0149]	[0.0196]	[0.0206]	[0.0244]	[0.0303]	[0.0374]
region4	0.0670*	0.0331***	0.0689***	0.0805***	0.116***	0.106***	0.0992***	0.0615**	0.0470
	[0.0391]	[0.0124]	[0.0123]	[0.0165]	[0.0211]	[0.0215]	[0.0250]	[0.0305]	[0.0382]
region5	0.151***	0.0377***	0.0748***	0.114***	0.150***	0.132***	0.128***	0.103***	0.0422
	[0.0337]	[0.0105]	[0.0104]	[0.0143]	[0.0183]	[0.0187]	[0.0217]	[0.0265]	[0.0334]
region6	0.146***	0.0310***	0.0774***	0.126***	0.161***	0.128***	0.136***	0.0844***	0.0290
	[0.0363]	[0.0112]	[0.0111]	[0.0150]	[0.0190]	[0.0194]	[0.0225]	[0.0273]	[0.0342]
region7	0.176***	0.0417***	0.129***	0.157***	0.208***	0.181***	0.145***	0.0970***	0.0413
	[0.0407]	[0.0124]	[0.0123]	[0.0163]	[0.0204]	[0.0204]	[0.0236]	[0.0289]	[0.0358]
region8	0.132***	0.0813***	0.0973***	0.144***	0.172***	0.152***	0.139***	0.0696***	0.0713**
	[0.0322]	[0.0104]	[0.0102]	[0.0139]	[0.0178]	[0.0182]	[0.0210]	[0.0258]	[0.0321]
region9	0.0909**	0.0573***	0.0973***	0.155***	0.175***	0.134***	0.0996***	0.0111	0.0187
	[0.0372]	[0.0119]	[0.0117]	[0.0157]	[0.0198]	[0.0201]	[0.0235]	[0.0290]	[0.0362]
region10	0.112***	0.0616***	0.0911***	0.139***	0.179***	0.155***	0.129***	0.0672**	0.0131
	[0.0349]	[0.0112]	[0.0111]	[0.0149]	[0.0188]	[0.0191]	[0.0220]	[0.0269]	[0.0335]
region11	0.147***	0.0604***	0.0329**	0.0464**	0.0615**	0.110***	0.158***	0.204***	0.283***
	[0.0465]	[0.0158]	[0.0163]	[0.0224]	[0.0289]	[0.0299]	[0.0354]	[0.0454]	[0.0634]
region12	0.0359	0.0358***	0.0516**	0.0710***	0.0692***	0.0788***	0.115***	0.249***	0.204***
region13	0.0429	0.0115	0.0112	0.0351***	0.0384**	0.0538***	0.0562***	0.151***	0.297***
	[0.0460]	[0.0138]	[0.0137]	[0.0196]	[0.0253]	[0.0262]	[0.0313]	[0.0400]	[0.0515]
	[0.0290]	[0.00929]	[0.00923]	[0.0129]	[0.0166]	[0.0171]	[0.0199]	[0.0245]	[0.0313]
Constant	6.139***	6.719***	6.760***	6.624***	6.523***	6.629***	6.680***	6.785***	7.278***
	[0.0541]	[0.0167]	[0.0163]	[0.0212]	[0.0261]	[0.0257]	[0.0285]	[0.0339]	[0.0423]
R squared	0.051	0.105	0.145	0.216	0.250	0.282	0.300	0.274	0.182
Robust standard errors in brackets									
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1									

Fuente: Elaboración propia en base a CASEN

Tabla 11. Regresiones RIF sobre el Gini de 2015 y 2003

VARIABLES	rif_gini_2003	rif_gini_2015
sexo	0.00352*** [0.000643]	0.00619*** [0.00174]
edadt2	0.000954 [0.000809]	0.00581** [0.00270]
edadt3	0.00991*** [0.000937]	0.00411 [0.00283]
hpi	0.00534*** [0.00106]	0.00478 [0.00383]
si	0.00321*** [0.00102]	0.00747** [0.00315]
sc	0.00453*** [0.000940]	0.0110*** [0.00306]
ti	0.0183*** [0.00138]	0.0288*** [0.00377]
tc	0.0497*** [0.00113]	0.0571*** [0.00329]
asareg	0.0251*** [0.000769]	0.0285*** [0.00233]
tam2	0.00489*** [0.000902]	0.00869*** [0.00259]
tam3	0.00282*** [0.000889]	0.000316 [0.00259]
construc	0.00479*** [0.00120]	0.000182 [0.00362]
comer	0.000518 [0.00103]	0.00292 [0.00300]
transp	3.63e 05 [0.00124]	0.00574 [0.00377]
financ	0.00629*** [0.00139]	0.0173*** [0.00378]
servper	0.00329** [0.00147]	0.00156 [0.00393]
serdom	0.0166*** [0.00140]	0.00146 [0.00435]
secpub	2.04e 05 [0.00109]	0.00974*** [0.00348]

otros	0.00237**	0.00477
	[0.000952]	[0.00329]
partime	0.0103***	0.00137
	[0.000821]	[0.00270]
tempor	0.0115***	0.00158
	[0.000702]	[0.00211]
region2	0.00520**	0.0206***
	[0.00242]	[0.00595]
region3	0.00419*	0.0182***
	[0.00240]	[0.00480]
region4	0.00411*	0.00552
	[0.00229]	[0.00516]
region5	0.00160	0.0272***
	[0.00194]	[0.00441]
region6	0.00148	0.0319***
	[0.00211]	[0.00469]
region7	0.00567***	0.0186***
	[0.00207]	[0.00509]
region8	0.00463**	0.0161***
	[0.00193]	[0.00432]
region9	0.00639***	0.000759
	[0.00206]	[0.00485]
region10	0.00591***	0.0144***
	[0.00202]	[0.00458]
region11	0.0141***	0.00459
	[0.00297]	[0.00742]
region12	0.00680**	0.0241***
	[0.00307]	[0.00620]
region13	0.00107	0.0233***
	[0.00186]	[0.00399]
Constant	0.0509***	0.0741***
	[0.00240]	[0.00609]
Observations	35,332	70,595
R squared	0.151	0.019
Standard errors in brackets		
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Fuente: Elaboración propia en base a CASEN

Tabla 13. Precio de la formalidad en Chile (arriba) y Argentina (abajo)

Cotizaciones obligatorias (% del ingreso imponible)	Trabajador dependiente		Trabajador independiente
	Empleador	Empleado	
AFP (Administradora de Fondos de Pensiones)	-	10%	10%
Seguro de Invalidez y Supervivencia AFP, SIS	1.41%	-	-
Comisión AFP	-	0,4%-1,48%	1,82%-2,89%
Salud (Isapre/Fonasa)	-	7%	7%
Accidentes de Trabajo, ATEP (Mutuales o ISL)	0.93%	-	0.93%
Seguro de Cesantía; Plazo Fijo	3%	-	-
Seguro de Cesantía; Plazo Indefinido	2.40%	0.60%	-

Cotizaciones obligatorias (% del ingreso imponible)	Trabajador dependiente	
	Empleador	Empleado
Jubilación	16.0%	11.0%
Obra Social	5.0%	3.0%
PAMI (Ley 19032)	2.0%	3.0%
Asignaciones Familiares	5.0%	-
Fondo Nacional de empleo	1.5%	-
Seguro de Vida Obligatorio	0.03%	-
ART (% variable)	3.0%	-

10. Referencias

- Amarante, Verónica y Arim, Rodrigo (eds.), *Desigualdad e informalidad: un análisis de cinco experiencias latinoamericanas*, Libros de la CEPAL, N° 133 (LC/G.2637-P), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), 2015.
- Beccaria, L., Maurizio R. y Vázquez G. (2014), "Recent changes in wage inequality in Argentina. The role of labor formalization and other factors", MPRA Paper, No 56701, Munich, University Library of Munich.
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, 436-455.
- Contreras, D. y Gallegos, S. 2007. "Descomponiendo la Desigualdad Salarial en América Latina: Una Década de Cambios," Working Papers wp262, University of Chile, Department of Economics.
- Firpo, S., Fortin N. y Lemieux T. (2007), "Decomposing wage distributions using influence function projections and reweighting", University of British Columbia, inédito.
- Firpo, S., Fortin N. y Lemieux T. (2009), "Unconditional quantile regressions", *Econometrica*, vol. 77, No 3.
- Firpo, S., Fortin N. y Lemieux T. (2011), "Decomposition methods in economics", *Handbook of Labor Economics*, vol. 4A.
- Gasparini, L. y Cruces, G. (2008). "A Distribution in Motion: The Case of Argentina A Review of the Empirical Evidence", Documento de Trabajo CEDLAS 78, UNLP, Argentina.
- Hourton, A. (2012), *Income Inequality in Chile: 1990-2006*, Graduate School of Economics, Faculty of Economics, Kyoto University.
- Husmanns, R. (2004). *Measuring the informal economy: From employment in the informal sector to informal employment (Working Paper 53)*. Ginebra: Policy Integration Department, Bureau of Statistics, OIT.
- Jann, B. (2008), *OAXACA: Stata module to compute the Blinder-Oaxaca decomposition*, Statistical Software Components S456936, Boston College Department of Economics.
- Koenker, R., and Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 33-50.
- Maurizio, R. 2012. "Labour informality in Latin America: the case of Argentina, Chile, Brazil and Peru," Global Development Institute Working Paper Series 16512, GDI, The University of Manchester.
- Maurizio, R., and Vázquez, G. (2016). Distribution effects of the minimum wage in four Latin American countries: Argentina, Brazil, Chile and Uruguay. *International Labour Review*, 155(1), 97-131.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International economic review*, 693-709
-