



**UNIVERSIDAD
TORCUATO DI TELLA**

UNIVERSIDAD TORCUATO DI TELLA

DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

MAESTRÍA EN ECONOMÍA APLICADA

*Los efectos en la informalidad laboral de los programas de
transferencias condicionadas.*

Una revisión de la literatura empírica en Sudamérica

Alumno: Juan Camisassa

Tutor: Martín González Rozada

Legajo: 19W1498

Resumen

El Trabajo Final presenta una revisión de la literatura empírica sobre el impacto de los programas de transferencias condicionadas en la informalidad laboral de tres países de Sudamérica. Se relevan seis estudios que analizan los efectos de la Asignación Universal por Hijo, el Bolsa Familia y el Plan de Equidad, en la informalidad laboral de Argentina, Brasil y Uruguay respectivamente. El abordaje es sistemático: para cada investigación, se exponen las principales características de la política, la metodología aplicada para evaluar el impacto en la informalidad y los resultados encontrados. La evidencia registrada exhibe hallazgos distintos tanto entre como dentro de los países. En Argentina y Brasil, los resultados no son concluyentes: dependiendo la investigación, se encuentran o no desincentivos de los programas a la formalidad. Para el caso uruguayo, en cambio, las dos investigaciones revelan un impacto significativo y negativo del Plan de Equidad en la formalidad laboral. Estos resultados no sugieren un vínculo único entre los programas de transferencias condicionadas y la composición del mercado de trabajo, y evidencian la necesidad de seguir avanzando en la realización de evaluaciones de impacto que permitan interpretar mejor esta relación.

Palabras Clave: protección social, programas de transferencias condicionadas, mercados laborales, informalidad laboral.

ÍNDICE GENERAL

1.	INTRODUCCIÓN	5
2.	LOS PROGRAMAS DE TRANSFERENCIAS CONDICIONADAS Y EL MERCADO DE TRABAJO	7
3.	IMPACTOS EN LA INFORMALIDAD LABORAL: LOS CASOS DE <i>ASIGNACIÓN UNIVERSAL POR HIJO, BOLSA FAMILIA Y ASIGNACIONES FAMILIARES-PLAN DE EQUIDAD</i>	12
3.1.	MÉTODOS ESTADÍSTICOS PARA LA EVALUACIÓN DE LOS PROGRAMAS	12
3.1.1.	Diferencias en diferencias	12
3.1.2.	Regresión discontinua	13
3.2.	ARGENTINA: EL PROGRAMA ASIGNACIÓN UNIVERSAL POR HIJO	15
3.2.1.	El Impacto de un Programa Social sobre la Informalidad Laboral: El caso de la AUH en Argentina (2012)	16
3.2.2.	Políticas sociales y mercado de trabajo en Argentina: el efecto de la AUH en la informalidad laboral (2013)	21
3.3.	BRASIL: EL PROGRAMA BOLSA FAMILIA	24
3.3.1.	Conditional cash transfer and informality in Brazil (2014)	26
3.3.2.	Bolsa Familia and Household Labor Supply (2015)	32
3.4.	URUGUAY: EL PROGRAMA ASIGNACIONES FAMILIARES - PLAN DE EQUIDAD	36
3.4.1.	Beneficios no contributivos: transferencias de ingreso, desincentivos al trabajo y al empleo registrado. Evidencia a partir de un enfoque de regresión discontinua (2013)	38
3.4.2.	Transferencias de ingresos y mercado de trabajo: el impacto de las asignaciones familiares Plan de Equidad sobre la informalidad laboral (2016)	42
4.	RESULTADOS EN PERSPECTIVA COMPARADA	47
5.	CONCLUSIONES	52
6.	BIBLIOGRAFÍA	54

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1	20
Tabla 2	24
Tabla 3	30
Tabla 4	31
Tabla 5	32
Tabla 6	35

Tabla 7	40
Tabla 8	41
Tabla 9	45
Tabla 10	46
Tabla 11	47

1. INTRODUCCIÓN

Desde mediados de la década de 1990, los programas de transferencias condicionadas (en adelante, PTC) han incrementado significativamente su protagonismo en Latinoamérica. El éxito del Programa de Educación, Salud y Alimentación (PROGRESA) en México, primer PTC de carácter nacional surgido en 1997, funcionó como referencia para la expansión de esta política a todo el subcontinente. En la actualidad, son 16 los países de América Latina que cuentan con programas de transferencias condicionadas (OIT, 2018), lo que la convierte en la política social más importante de la región (Ospina, 2010).

A través de beneficios monetarios y no monetarios, los PTC tienen dos objetivos primordiales: reducir la incidencia de la pobreza en el corto plazo y romper con su transmisión intergeneracional fortaleciendo el capital humano de los/as niños/as. Una característica de estos programas radica en que, para mantener el cobro de las transferencias, se exige el cumplimiento de ciertas corresponsabilidades, habitualmente ligadas a la atención sanitaria y la asistencia educativa de la población infantil y adolescente. Más allá de estos rasgos comunes, es preciso destacar que los PTC exhiben significativas variantes a lo largo de los países, tanto en el tipo de prestación, su cobertura y la modalidad en la que se entregan (Cecchini & Madariaga, 2011), como en las condicionalidades, su control y la severidad de las sanciones ante su incumplimiento (Rossel, Courtoisie, & Marsiglia, 2014).

La evidencia empírica existente ha validado su rol como instrumento para la disminución de la pobreza y la desigualdad, además de revelar impactos significativos en la acumulación de capital humano y la reducción del trabajo infantil (Rawlings & Rubio, 2005; Bouillon & Tejerina, 2006; Fiszbein & Schady, 2009; Soares, Ribas, & Osorio, 2010; Cecchini & Madariaga, 2011). Sin embargo, aún se presentan grandes desafíos: si bien los PTC han sido muy exitosos en el alivio de la pobreza, su contribución a la ruptura de su transmisión intergeneracional –basada en la inserción laboral de sus destinatarios- es más ambigua (CEPAL y OIT, 2014). Las trayectorias laborales de los/as titulares no reflejan una movilidad ocupacional intergeneracional y la falta de oportunidades no ha permitido mejorar significativamente su condición social. En esta línea, distintos estudios han evidenciado que los/as beneficiarios/as de los programas suelen mantenerse en la informalidad y enfrentan considerables obstáculos para una superación sostenida de la pobreza (de la Brière & Rawlings, 2006; Cortínez, y otros, 2016).

Estas dificultades van en consonancia con una de las principales preocupaciones que ha ganado terreno en la literatura académica en la última década: los potenciales efectos indeseados de los PTC sobre el mercado de trabajo. El carácter no contributivo de estas políticas integra a los esquemas de protección social a aquellas familias que se encuentran por fuera del mercado de trabajo formal y que, tradicionalmente, no recibían asignaciones familiares. Más allá de las indudables consecuencias positivas de esto en términos de derechos, hay dos posibles efectos indirectos que deben ser abordados. Por un lado, los PTC podrían generar una disminución de la oferta laboral de los/as beneficiarios/as, tanto en los márgenes intensivos (número de horas de trabajo ofrecidas) como en los extensivos (participación o no del mercado de trabajo). Por el otro, podrían tener un impacto en la composición de la fuerza de trabajo, desincentivando la formalización de los titulares. Quienes reciben la transferencia, pueden optar por mantener un trabajo informal, con el objetivo de mantener el beneficio.

El estudio de este último efecto cobra una singular relevancia en Latinoamérica, debido a la alta incidencia de la informalidad y los bajos niveles de cobertura de la seguridad social. Un impulso hacia la informalidad de los/as beneficiarios/as sería perjudicial para el desarrollo de los países por una multiplicidad de factores. En primera instancia, los desincentivos a la formalización disminuyen la capacidad de financiamiento del estado, lo que compromete incluso a la implementación de los PTC. En segundo lugar, los empleos en el sector informal carecen de protección social (licencias, jubilación, cobertura de salud, entre otros) y suelen tener salarios más bajos, menor estabilidad y mayor variabilidad en los ingresos (Perry, Maloney, Arias, Fajnzylber, Mason, & Saavedra-Chanduvi, 2007; Maurizio, 2011; OIT, 2018). Al mismo tiempo, la informalidad compromete las trayectorias laborales de los individuos: los jóvenes que se desempeñaron allí, más aún los de baja calificación, presentan peores resultados en los mercados laborales cuando son adultos (Cruces, Ham, & Viollaz, 2012). Por último, es preciso destacar que las consecuencias negativas no sólo caen sobre las personas en edad activa, ya que –a la hora de jubilarse- quienes se desempeñaron en la informalidad no cuentan con los años de aportes que sí tienen aquellos que trabajaron bajo un régimen formal (della Paolera, Biondi, & Petrone, 2019).

En este potencial impacto se va a centrar la presente revisión de literatura. Con el objetivo de estudiar la evidencia empírica sobre el efecto de los PTC en la informalidad laboral en tres países de Sudamérica, el trabajo se estructurará de la siguiente manera. La sección 2 presentará los principales lazos teóricos entre los PTC y el mercado laboral -tanto a nivel de

oferta como de composición del empleo-, para luego dar cuenta de la literatura empírica existente a nivel regional. En la tercera sección, se estudiarán seis trabajos que analizan los vínculos entre los programas Asignación Universal Por Hijo, Bolsa Familia y Asignaciones Familiares-Plan de Equidad, y la informalidad laboral en Argentina, Brasil y Uruguay respectivamente. Para ello, se expondrán las principales características de cada política (criterios de elegibilidad, monto del beneficio, condicionalidades y administración del programa), la metodología aplicada en las diferentes investigaciones y los resultados encontrados. La sección 4 presentará los principales hallazgos en perspectiva comparada entre países y la 5 exhibirá las conclusiones, mencionando potenciales líneas de investigación futuras.

2. LOS PROGRAMAS DE TRANSFERENCIAS CONDICIONADAS Y EL MERCADO DE TRABAJO

Los mercados de trabajo y la informalidad laboral en América Latina han sido (y siguen siéndolo) fruto de recurrentes discusiones en la literatura académica. A grandes rasgos, es posible identificar dos conceptualizaciones. La primera de ellas parte de la existencia de un mercado de trabajo segmentado, con características no competitivas, donde la estructura productiva se caracteriza por una marcada heterogeneidad y existen brechas de productividad inter e intrasectoriales. Aquí, “la debilidad de la demanda laboral de los segmentos con alta y media productividad incide en que, además de los empleos surgidos de la respuesta a esta demanda, se generen puestos de trabajo que responden a la presión de la oferta laboral, que refleja las necesidades de generar ingresos de los hogares” (Weller, 2014, pág. 12). Desde esta perspectiva, el sector informal es concebido como “secundario”, con salarios, productividad y condiciones laborales peores a las presentes en la formalidad (Fields, 2004; Ocampo, Rada, & Taylor, 2009; Maurizio, 2011; Weller, 2014). Así, la informalidad laboral radica en un factor de “exclusión”: los trabajadores se mantienen allí no por su voluntad, sino porque enfrentan distintos impedimentos (estructurales, de costos, institucionales) que les obstruyen el ingreso al sector formal (Perry y otros, 2007).

Otra explicación al concepto de informalidad parte de la existencia de un mercado de trabajo ya no segmentado, sino integrado. En este enfoque, individuos y firmas eligen de forma racional en qué sector desean operar sujeto a la optimización de su función de utilidad (Levy, 2008; Gasparini & Cruces, 2010; Galliani & Weinschelbaum, 2010). Partiendo de este

supuesto, los trabajadores tienen la posibilidad de moverse constantemente entre la formalidad y la informalidad (definida esta última como el empleo que se encuentra por fuera de las regulaciones laborales). Así, la informalidad laboral de los individuos es entendida ya no como una exclusión, sino como una opción voluntaria resultante de un cálculo individual de costo-beneficio¹.

Distintos estudios empíricos han evidenciado la existencia de un flujo de trabajadores/as que se moviliza entre ambos sectores en los países del Cono Sur² y Brasil (Bucheli, Forteza, & Rossi, 2007; Sanromán, Rossi, Grushka, Fajnzylber, Apella, & Forteza, 2011), lo que da sustento a la segunda perspectiva presentada. Sin embargo, esto no invalida el fenómeno de la exclusión: en América Latina, conviven en la informalidad trabajadores/as que lo eligen voluntariamente con otros que se encuentran allí ante la falta de oportunidades en el sector formal (Perry y otros, 2007).

Partiendo de este diagnóstico, donde existen individuos que de forma racional eligen en qué sector de la economía emplearse, la literatura académica ha teorizado sobre los potenciales efectos de los PTC en el mercado de trabajo. Por un lado, se encuentran los estudios sobre economía laboral que han centrado su análisis en los comportamientos de la oferta de trabajo en el margen intensivo (horas) y extensivo (participación) ante la aplicación de estos programas. El modelo estático básico retomado por Moffit (2002, pág. 12) plantea que los individuos poseen una función de preferencia que depende positivamente del ocio (L) y el consumo (C), expresada como:

$$U(L, C)$$

sujeta a una restricción presupuestaria

$$N + W(T - L) = PC$$

donde N es el ingreso no derivado del trabajo (dentro de esta categoría aparecen las transferencias), W el salario por hora, P el precio de los bienes de consumo y T el tiempo total disponible. En este esquema, la transferencia del PTC representa un efecto ingreso en la restricción presupuestaria que altera el *trade-off* entre ocio y trabajo: el individuo puede mantener constante su ingreso reduciendo sus horas de trabajo y aumentando su utilidad. Siguiendo esta lógica, la política podría generar un desincentivo laboral que se traduzca en

¹ En oposición al concepto de “exclusión”, este enfoque también es conocido como el de “escape”. La lógica que subyace detrás de ello es que los trabajadores no son excluidos de la formalidad, sino que le escapan.

² Argentina, Uruguay y Chile.

menos horas ofrecidas y, en el extremo, en el abandono total del empleo (Gasparini & Cruces, 2010).

Además de este potencial efecto, existen otros canales mediante los cuales estos programas podrían tener un impacto –no sólo negativo sino también positivo- sobre la oferta laboral de las familias. Una posibilidad radica en que los hogares prefieran reducir las ganancias inciertas del trabajo, para obtener una mayor ganancia segura proveniente de las transferencias (Ribas & Soares, 2011). En segunda instancia, ante la presencia de restricciones crediticias, el monto de la prestación puede funcionar como una oportunidad para que las familias realicen inversiones, teniendo un efecto positivo sobre el empleo (Ribas & Soares, 2011). En lo que atañe al trabajo infantil, las corresponsabilidades en materia educativa han demostrado ser efectivas para reducirlo, por lo que pueden provocar un aumento en la oferta laboral de los adultos. Por último, un aspecto relevante se vincula con las condicionalidades y su impacto en la participación laboral femenina: si bien el cumplimiento de ellas suele recaer mayormente en las mujeres (Garganta, Gasparini, & Marchionni, 2017), hay quienes argumentan que puede disminuir la dedicación al cuidado debido al aumento en las tasas de atención escolar y, por ende, otorgar mayor disponibilidad para trabajar en puestos remunerados (Díaz Langou, Caro Sachetti, Karczmarczyk, Bentivegna, & Capobianco, 2019).

Más allá del comportamiento de la oferta, otro aspecto a evaluar de los PTC es su efecto sobre la composición de la fuerza laboral. En esta línea, y partiendo del supuesto que identifica a los individuos como agentes racionales que elijen en qué sector de la economía desempeñarse, la literatura del desarrollo ha teorizado sobre el potencial vínculo existente entre los programas y la informalidad laboral.

Partiendo de un mercado de trabajo competitivo, donde los trabajadores poseen información completa sobre los beneficios de la seguridad social, son homogéneos en su nivel de capital humano y hay libre movilidad entre sectores, Levy (2008) representa el equilibrio como:

$$w_i + \beta_i T_i = w_f + \beta_f T_f$$

donde w_i y w_f son el salario de los trabajadores informales y formales respectivamente; T_i y T_f son los beneficios no contributivos y contributivos; y β_i y β_f son los coeficientes de valoración personal de esos beneficios. Desde la perspectiva de los trabajadores, esta ecuación representa el punto donde las utilidades de ambos sectores (formal e informal) son iguales.

Bajo este modelo, es evidente que si se mantienen todas las variables constantes y los beneficios no contributivos aumentan, el número de trabajadores informales crecerá en detrimento de los formales (este proceso se conoce como “efecto sustitución”: los individuos sustituyen empleo formal por informal). De esta manera, en palabras de Gasparini y Cruces (2010), “la extensión de las asignaciones familiares a los trabajadores informales constituye naturalmente un desincentivo a la formalización. Si antes del nuevo programa un trabajador estaba indiferente o tenía preferencias leves por formalizarse, la extensión de las asignaciones al empleo informal puede modificar la ecuación”.

Al mismo tiempo, Garganta (2019) argumenta que la existencia de un PTC puede disminuir el poder de negociación de los trabajadores informales en la disputa con su empleador para lograr mayores beneficios laborales. Si un trabajador informal se encuentra ejerciendo presión sobre su empleador para lograr su formalización, la introducción de un programa modifica la posición relativa de ambos en la negociación. El empleador es consciente de que su poder en esa disputa ha aumentado, ya que ahora el Estado incorpora y financia parte de los beneficios que el trabajador le reclamaba³. En este escenario, su capacidad para evitar o retrasar la formalización laboral se ha incrementado con el PTC.

Para terminar de comprender este análisis por el cual puede existir un incentivo a la informalidad, es importante tener en cuenta que la mayoría de los PTC cuentan con un umbral de ingresos como parte del criterio de elegibilidad, que se basa en las fuentes formales de ingreso del hogar para verificar su cumplimiento (este es el caso tanto del Bolsa Familia como del Plan de Equidad). Este mecanismo funciona como un “impuesto implícito” sobre el empleo formal (Bérgolo, 2013, pág. 71) y puede incentivar a los beneficiarios a “esconder sus ingresos” en el sector informal para seguir percibiendo la transferencia. En el caso de la Asignación Universal por Hijo este nexo es aún más claro, ya que la condición de trabajador formal implica directamente la exclusión del programa⁴.

De esta literatura se derivan los potenciales efectos sobre la composición del mercado de trabajo que pueden tener los PTC. En el caso del empleo formal, los programas deberían contribuir a su reducción, por la combinación del efecto ingreso y el efecto sustitución. En el sector informal, el impacto es ambiguo: si bien el beneficio debería empujar a los individuos de empleos formales hacia informales para escapar al impuesto implícito (efecto sustitución),

³ En este sentido, es importante remarcar que los trabajadores formales cobran asignaciones familiares.

⁴ También puede ser percibido por trabajadores/as domésticos/as que se encuentren en una relación de trabajo formal.

el ingreso que supone la transferencia puede reducir la oferta laboral de quienes ya se desempeñaban en la informalidad (Bérgolo, 2013). La prevalencia de uno de los dos mecanismos sobre el otro dependerá en gran medida de la elasticidad ingreso-ocio que exhiban los titulares del programa.

Si bien estos modelos buscan predecir el comportamiento de los individuos, la evidencia empírica sobre los efectos de los PTC es central para evaluar su factibilidad y puede jugar un rol importante a la hora de apuntalar el diseño de sistemas de protección social y políticas de empleo más inclusivas.

Las cuestiones relacionadas con los posibles desincentivos a la oferta laboral ocupan un lugar destacado en la literatura que evalúa los PTC en Latinoamérica (de Brauw, Gilligan, Hoddinott, & Roy, 2015). La evidencia sugiere que estas políticas no tienen grandes efectos sobre la participación laboral, tanto en su margen extensivo como intensivo (Bosch & Manacorda, 2012). Investigaciones sobre el PROGRESA en México (Di Maro & Skoufias, 2008), Familias en Acción en Colombia (Ospina, 2010), la Red de Protección Social en Nicaragua (Alzúa, Cruces, & Ripani, 2010), el Chile Slidario (Galasso, 2006), el Programa Bolsa Familia en Brasil (Ribas & Soares, 2011; de Brauw, Gilligan, Hoddinott, & Roy, 2015) y el Plan de Asistencia Nacional a la Emergencia Social en Uruguay (Amarante y otros, 2009; Amarante, Ferrando, & Vigorito, 2011) no encuentran efectos negativos en la ocupación ni en las horas trabajadas, e incluso hay algunos que hallan pequeños incrementos en ellas.

En lo que respecta a la literatura sobre los efectos en la informalidad laboral de los PTC, la evidencia empírica es más incipiente y los estudios difieren en varias dimensiones, como la definición de informalidad utilizada y las fuentes de datos en las que se basan (Bosch & Manacorda, 2012). Con el objetivo de abordarla de una forma sistemática y comparada, a continuación se retomarán en detalle seis evaluaciones de impacto sobre tres programas que aún están en funcionamiento en Sudamérica: la Asignación Universal por Hijo en Argentina, el Bolsa Familia en Brasil y el Asignaciones Familiares-Plan de Equidad en Uruguay.

3. IMPACTOS EN LA INFORMALIDAD LABORAL: LOS CASOS DE ASIGNACIÓN UNIVERSAL POR HIJO, BOLSA FAMILIA Y ASIGNACIONES FAMILIARES-PLAN DE EQUIDAD

3.1. MÉTODOS ESTADÍSTICOS PARA LA EVALUACIÓN DE LOS PROGRAMAS

La evaluación de impacto de una política pública tiene como objetivo primordial identificar su relación causal con los resultados de interés. En este caso, los seis trabajos relevados buscarán responder la siguiente pregunta: ¿cuál es el efecto causal de un programa de transferencias condicionadas en la informalidad laboral? Para responderla, las investigaciones acuden principalmente a dos métodos de evaluación: diferencias en diferencias (DID) y Regresión Discontinua (RD).

3.1.1. Diferencias en diferencias

El método de diferencias en diferencias se utiliza cuando existe un diseño cuasi-experimental del programa y la variable de resultado puede medirse en dos puntos del tiempo: antes de la implementación de la política y después de la implementación de la misma. El estimador DID compara los cambios en la variable de interés en el grupo de tratamiento antes y después de la intervención con los cambios en la variable de interés en el grupo de control:

$$DD = (Y_1^T - Y_0^T) - (Y_1^C - Y_0^C)$$

siendo Y el resultado de interés, T el grupo de tratamiento, C el de control, t_0 el período anterior a la implementación y t_1 el posterior. Las estimaciones de DID y sus errores estándar se derivan con mayor frecuencia del uso de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en secciones transversales repetidas (o de panel) de datos sobre individuos en grupos de tratamiento y control (Bertrand, Duflo & Mullainathan, 2004). Formalmente:

$$Y_{ist} = A_s + B_t + cX_{ist} + \beta I_{st} + \epsilon_{ist}$$

siendo Y_{ist} el resultado de interés para el individuo i en el grupo s en el período t , e I_{st} una *dummy* para determinar si la intervención afectó al grupo s en el tiempo t . A_s y B_t son

efectos fijos para grupos y años, X_{ist} son controles individuales y ϵ_{ist} es el término de error. El impacto estimado del programa entonces es la estimación de β .

De esta forma, el cambio en la variable de interés en el grupo de control es una estimación del contrafáctico verdadero, esto es, qué es lo que hubiera ocurrido en el grupo de tratamiento si no hubiera habido intervención. Al comparar los cambios en ambos grupos, este método permite controlar el efecto de factores observables y no observables constantes en el tiempo. Los cambios en la variable de interés en el grupo de tratamiento controlan por características fijas, mientras que los cambios en el resultado del grupo de control controlan cambios de factores que varían en el tiempo y son comunes a ambos grupos.

El supuesto fundamental de este método es el de tendencias paralelas o *common trends*. En lugar de contrastar resultados entre los grupos de tratamiento y control después de la intervención, el estimador DID compara las tendencias de ambos grupos (Gertler et al, 2017). Para que la evaluación no esté sesgada, se debe suponer que, en ausencia del programa, los resultados en los dos grupos habrían evolucionado de forma paralela. La forma más utilizada para verificar la validez de este supuesto es comparar los cambios en los resultados de los grupos de tratamiento y control en repetidas ocasiones antes de la implementación de la política, constatando su evolución paralela.

Sin embargo, aunque las tendencias sean iguales antes del comienzo del programa, el sesgo en la estimación de DID puede producirse. El método atribuye a la intervención cualquier diferencia en las tendencias entre grupos, lo que puede llevar a una sobreestimación de su impacto. Si hay otros factores presentes que influyen en la diferencias de las tendencias y la regresión no rinde cuenta de ellos, la estimación será inválida (Gertler et al, 2017).

3.1.2. Regresión discontinua

El diseño de regresión discontinua es el otro método utilizado en la presente revisión de literatura para evaluar el impacto de los programas en la informalidad laboral. A diferencia de otros métodos no experimentales, este no siempre es aplicable a los datos. El diseño de RD puede utilizarse cuando las políticas tienen un índice de elegibilidad continuo, con un umbral (puntuación límite) para determinar quién recibe el tratamiento y quién no⁵. La característica clave es que la probabilidad de la asignación del tratamiento en función de la puntuación

⁵ El diseño del programa debe cumplir dos condiciones adicionales para poder utilizar RD: la puntuación límite tiene que ser única (esto es: que no haya otros programas que utilicen el mismo umbral) y la puntuación de los individuos no puede ser manipulada.

cambia de forma discontinua en el punto de corte. De esta forma, el método de RD permite estimar el impacto de la política en torno a la puntuación límite de elegibilidad como la diferencia entre el resultado promedio de unidades del lado tratado de la puntuación límite (grupo de tratamiento) y el resultado promedio de las unidades en el lado no tratado (grupo de control). La estimación parte del supuesto de que, en torno al umbral, los elegibles y los no elegibles son comparables. Dada su similitud en la línea de base y su exposición al mismo conjunto de factores externos en el tiempo, las diferencias en los resultados entre grupos pueden ser atribuidas a la política.

Dependiendo del diseño del programa, existen dos tipos de RD que pueden utilizarse. Cuando el cumplimiento de la asignación del tratamiento es perfecto, es decir, todas las unidades con puntaje (X_i) igual o mayor que el punto de corte (c) realmente reciben el tratamiento ($s_i = 1$), y todas las unidades con puntaje por debajo no lo reciben ($s_i = 0$), se emplea la regresión discontinua *sharp* (SRD). La discontinuidad en la expectativa condicional del resultado dado el valor de X permite descubrir el efecto causal promedio del tratamiento en el punto de discontinuidad en la variable de resultado Y_i (Imbens & Lemieux, 2008):

$$\tau_{SRD} = E[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = c] = E(X_i = x) - E(X_i = x)$$

Cuando la probabilidad de recibir el tratamiento no salta de 0 a 1 en el umbral, pero sí presenta una marcada discontinuidad debe utilizarse la regresión discontinua *fuzzy* (FRD). En este caso:

$$E(s|X) - E(s|X) \neq 0$$

Se asume como válido el supuesto de selección sobre observables en un entorno de $x \cong c$. En este caso, la variación en la elegibilidad de los individuos cercanos al umbral, induce una variación exógena en la participación en el programa que, a su vez, induce un efecto causal sobre la variable de resultado (Y). Formalmente, el estimador es:

$$\tau_{FRD} = \frac{E[Y|X=x] - E[Y|X=x]}{E[S|X=x] - E[S|X=x]}$$

Ambos diseños de regresión discontinua proporcionan estimaciones en torno al umbral de elegibilidad, donde las unidades de tratamiento y control son comparables. Esto limita el alcance de las evaluaciones: el efecto encontrado no necesariamente pueda traspolarse a unidades que se encuentren más lejos del umbral. Al mismo tiempo, condiciona la potencia

estadística de los análisis, restringiendo en gran medida las muestras de las evaluaciones. Esto último se profundiza en el caso de las regresiones discontinuas *fuzzy*: ya no es válida para todas las observaciones cercanas a la puntuación límite sino que representa el impacto para el subgrupo de la población situada cerca de la puntuación límite y que participa en el programa solo debido a los criterios de elegibilidad (Gertler et al, 2017). Para finalizar con la breve descripción sobre este método, es preciso advertir que la relación entre el índice de elegibilidad y el resultado no necesariamente es lineal. La estimación debe tener en cuenta la potencial existencia de relaciones no lineales e interacciones entre variables.

3.2. ARGENTINA: EL PROGRAMA ASIGNACIÓN UNIVERSAL POR HIJO

Como respuesta a la emergencia socioeconómica, a mediados de la década del noventa y a principios de los 2000 surgieron en Argentina los primeros programas de transferencias monetarias a trabajadores no registrados y desocupados: el Plan Trabajar y el Programa Jefes/as de Hogar. Años más tarde, en un escenario económico significativamente más estable y con el apoyo de diversas fuerzas políticas, el gobierno argentino implementó un programa masivo de transferencias condicionadas para hogares en situación de pobreza. El decreto de ley N° 1602, sancionado a fines de 2009, creó el Programa Asignación Universal por Hijo para la Protección Social (AUH), que constituye el componente no contributivo del Sistema de Protección Social argentino (ley N° 24.714/1996).

La AUH consiste en una transferencia monetaria mensual por cada hijo/a menor de 18 años que puede ser cobrada por quienes hasta entonces se encontraban excluidos del sistema de asignaciones familiares: desocupados/as, informales, trabajadores del servicio doméstico y monotributistas sociales⁶. La transferencia la recibe sólo uno de los padres, priorizando a la madre⁷, y tiene un máximo equivalente a 5 hijos/as. Junto a estos requisitos, se erigen una serie de condicionalidades en materia de educación y salud que son obligatorias. El 80% del monto se cobra mensualmente y el 20% restante es otorgado una vez al año, después de presentar la “Libreta de Asignación Universal”. Allí los hogares deben demostrar la vacunación y el control sanitario de los niños menores de cuatro años, y la asistencia escolar

⁶ La ley también establece que los titulares deberán tener un ingreso mensual menor al salario mínimo, vital y móvil. Sin embargo, este criterio de elegibilidad no se implementa en la práctica por la dificultad de monitorear los ingresos percibidos en la informalidad.

⁷ El 96.1% de los/as titulares son mujeres (SIEMPRO, 2019).

de los mayores de cinco. En caso de no cumplirse estos requerimientos, la familia no cobra el 20% faltante y, además, es suspendida del programa.

La Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES) es el organismo que administra la AUH a lo largo de todo el territorio. En agosto del 2020, su cobertura alcanzaba a 4.307.503 de beneficiarios (en su gran mayoría pertenecientes a hogares en situación de pobreza) que representan al 32.7% de los niños, niñas y adolescentes de todo el país (Consejo Nacional de Coordinación de Políticas Sociales, 2021). El presupuesto destinado a este programa equivale al 0.6% del PBI, lo que la constituye como la principal política social del país⁸. El monto de la transferencia fue ajustándose con el correr del tiempo (primero anual, luego semestral y ahora trimestralmente) para proteger su poder adquisitivo frente a la inflación. En el año en que se implementó, la AUH era de \$180 por cada hijo; actualmente (mayo de 2021) corresponde a \$4017⁹, lo que equivale al 16.5% del salario mínimo vital y móvil.

Su extensa cobertura, la magnitud de su monto y su focalización en los hogares con mayor incidencia de la pobreza se traducen en un impacto significativo del programa sobre indicadores como la pobreza, la educación y la desigualdad. Los estudios existentes demuestran su efectividad a la hora de reducir la pobreza y la desigualdad, y sus efectos positivos en la asistencia escolar de niños, niñas y adolescentes (Gasparini & Cruces, 2010; Rofman & Oliveri, 2011; Agis, Cañete, & Panigo, 2013; D'Elia & Navarro, 2013; Paz & Golovanevsky, 2014; Garganta, 2019). Sin embargo, las consecuencias de la AUH en la composición del mercado de trabajo han sido estudiadas con menor asiduidad. A continuación, se dará cuenta -en detalle- de los dos estudios empíricos relevados sobre el impacto del programa en la informalidad laboral.

3.2.1. El Impacto de un Programa Social sobre la Informalidad Laboral: El caso de la AUH en Argentina (2012)

Metodología

⁸ En mayo de 2021 (etapa final de la escritura de esta tesis), se amplió el programa "Tarjeta Alimentar" que pasó a representar un 0.7% del PBI, un presupuesto mayor al de la AUH. Si bien la cobertura es más baja, el monto transferido es más alto. La implicancia de este programa sobre el mercado de trabajo es potencialmente significativa.

⁹ Para quienes residen en la "Zona 1" (provincias de La Pampa, Chubut, Neuquén, Río Negro, Santa Cruz, Tierra del Fuego, Antártida e Islas del Atlántico Sur y el Partido de Patagones, provincia de Buenos Aires), el monto asciende a \$5223.

Garganta y Gasparini (2012) definen al **trabajo informal** como aquel en el cual la relación laboral no está sujeta a la legislación laboral e impositiva, y en consecuencia el trabajador no tiene acceso a beneficios sociales ni derecho a ciertos beneficios laborales ligados al empleo.

Para evaluar el impacto de la Asignación Universal por Hijo en él, los autores utilizan los **datos** de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), realizada en forma trimestral por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) de Argentina. La EPH es una encuesta que releva diversa información (sociolaboral, demográfica, migratoria, educacional) sobre los hogares y sus integrantes en 31 aglomerados urbanos con más de 100.000 habitantes (cubriendo todas las capitales provinciales), donde habita aproximadamente el 71% de la población urbana y un 62% de la población total del país. Por su esquema de rotación, la EPH permite la construcción de paneles que sigan la trayectoria de un individuo durante un año y medio. Los hogares incluidos son relevados durante dos trimestres consecutivos, se retiran durante los dos siguientes y, finalmente, vuelven a aparecer dos trimestres seguidos.

Gracias a este esquema, los autores construyen seis paneles cortos que abarcan el período 2005-2011, cada uno de los cuales incluye dos observaciones de cada individuo/hogar correspondiente al primer semestre de cada año. De los seis paneles, cuatro son previos a la implementación de la AUH (2005-2009) y dos posteriores (2010-2011), y cuentan con un promedio de 45.000 observaciones cada uno.

Una desventaja de la AUH con respecto a –por ejemplo- el Bolsa Familia, radica en que los datos nacionales que relevan información sociolaboral no posibilitan identificar a sus beneficiarios/as. Ante este escenario, la **estrategia** utilizada por los autores para identificar a los/as titulares es captar a todos los individuos habilitados para serlo según los criterios de elegibilidad del programa, independientemente de si efectivamente recibieron o no la asignación (*intention to treat*). Siguiendo esta estrategia, se conforman dos grupos: uno de tratamiento y otro de control.

El primero está integrado por personas de entre 18 y 70 años, desocupadas e informales, que pertenecen a hogares donde no existe ningún miembro con trabajo registrado y que tienen niños/as menores de 18 años (o discapacitados/as). Para focalizar más el estudio, se restringe la muestra a aquellos individuos sin ningún tipo de educación superior que pertenecen a los

tres primeros deciles de la distribución del ingreso per cápita familiar¹⁰. Por su parte, el grupo de control comparte las mismas características que el grupo de tratamiento, con la excepción de que sus miembros integran hogares sin niños/as menores o discapacitados/as. Los autores eligen a la presencia de menores como la variable decisiva por ser de fácil observación y control por parte de las autoridades, lo que repercute en un error de inclusión (hogares sin niños/as menores que reciben la asignación) muy bajo.

Los grupos presentan diferencias significativas en variables observables (el grupo de control posee un promedio de edad más alto, un ingreso per cápita superior y sus individuos tienen menos probabilidades de estar casados) y es esperable que también exhiban heterogeneidades en variables no observables que puedan estar afectando su informalidad laboral. Teniendo en cuenta esto, los autores eligen como técnica de inferencia causal el método de **diferencias en diferencias** (DD), que permite controlar los efectos provocados por características no observables. Para una correcta estimación, las diferencias no observables entre grupos no deben variar en el tiempo. Esto es lo que se conoce como el supuesto de tendencia común: en ausencia del tratamiento, los grupos de tratamiento y control habrían evolucionado de forma paralela.

El análisis es llevado a cabo bajo un modelo no lineal:

$$P(F_{it}) = \Phi(\alpha + \beta_1 H_{it} + \beta_2 Post + \gamma(H_{it} Post) + \theta X_{it})$$

donde P denota probabilidad y F_{it} es una variable binaria que indica si el trabajador inicialmente informal se formaliza durante el período que abarca el panel. Se incluye una variable H que capta si el individuo pertenece potencialmente al grupo de tratamiento o de control, la variable *Post* distingue períodos posteriores al programa (2010 y 2011) de aquellos anteriores y un término de interacción entre ambas γ . Se controla por características individuales y a nivel hogar (X), y se agregan efectos fijos por período y región. El impacto del programa entonces vendrá de las diferencias entre las diferencias de ambos grupos:

$$DD = \Phi(\alpha + \beta_1 + \beta_2 + \gamma + \theta X_{it}) - \Phi(\alpha + \beta_1 + \beta_2 + \theta X_{it})$$

¹⁰ Esta restricción se basa en que el 75% de los hogares elegibles para la AUH se concentra en los tres primeros deciles de ingreso y en que casi la totalidad de los/as titulares carecen de educación superior. Según los autores, contemplar deciles superiores puede generar la inclusión de trabajadores/as informales de altos ingresos que se autoexcluyen del programa.

siendo el efecto tratamiento el impacto en la probabilidad provocado por el coeficiente del término de interacción. Siendo $\Phi(\cdot)$ una función no lineal estrictamente monotónica, el signo de γ siempre coincide con el del efecto. Para la estimación, los autores utilizan un modelo *Probit* que cuantifica el efecto causal de la AUH sobre la probabilidad de que los trabajadores se formalicen.

El supuesto de identificación sobre el que están basados los resultados es que, en ausencia del programa, los patrones de cambio en el resultado de interés (formalidad/informalidad) de ambos grupos hubiesen sido similares. De esta manera, se asume que no hubo eventos entre 2010 y 2011 que hayan afectado diferente a ambos grupos en sus decisiones/resultados de informalidad laboral.

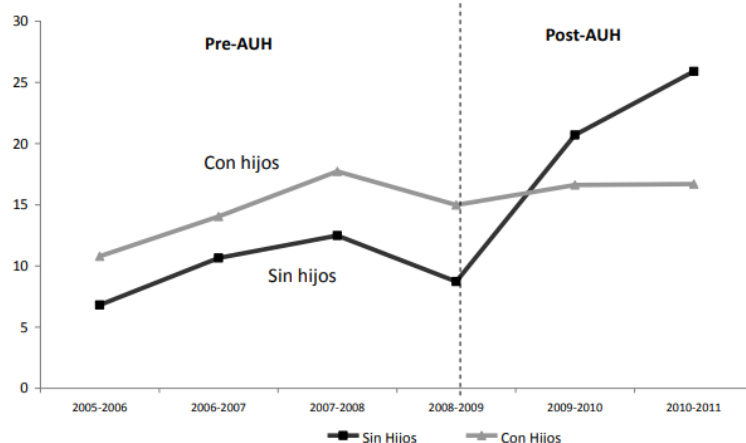
Resultados

En primera instancia, es preciso remarcar un resultado del trabajo en un marco no condicional. Se observa una evolución de la tasa de formalización casi idéntica entre los grupos de tratamiento y control desde 2005 a 2009. Sin embargo, este sendero común se rompe a partir de 2010, lo que coincide con la implementación de la política: a partir de allí, la formalización del grupo de control crece significativamente¹¹, mientras que en el de tratamiento permanece estable.

¹¹ Entendiendo que el principal factor a la hora de impulsar la generación de empleo es el crecimiento de la economía (Sconfianza, 2017), es importante mencionar que los años 2010 y 2011 fueron de expansión económica.

Figura 1

Proporción de individuos que pasan a ser formales siendo en el período inicial informales



Fuente: Elaboración propia sobre la base de microdatos de la EPH. Paneles anuales contruidos con datos del primer semestre de cada año.

Nota: Individuos entre 18 y 70 años, informales o desocupados en el primer semestre del panel, en hogares sin integrantes con empleo formal, pertenecientes a los primeros tres deciles de la distribución del ingreso per cápita familiar, sin ningún tipo de educación superior.

Para observar si este resultado se mantiene en regresiones multivariadas, los autores presentan tres especificaciones alternativas, otorgando así una mayor precisión a los efectos generados por el programa en la informalidad laboral. En esta línea, se busca determinar el efecto tratamiento (1) sin controles, (2) con controles demográficos y *dummies* regionales y temporales, y (3) restringiendo el análisis sólo a trabajadores informales (excluyendo a los/as desocupados/as).

En las tres especificaciones, Garganta y Gasparini encuentran un efecto significativo al 1% y negativo, que sugiere la existencia de importantes **desincentivos a la formalidad** en informales y desocupados/as generados por la implementación de la AUH.

Tabla 1

Efecto de la AUH sobre la probabilidad de ser formal dado una condición laboral inicial no formal

	(1)	(2)	(3)
Con_Hijos * Posterior	-0.0765*** (0.0210)	-0.0695*** (0.0191)	-0.0821*** (0.0222)
Con_Hijos (<i>H</i>)	0.0385*** (0.0131)	0.0472*** (0.0139)	0.0562*** (0.0153)
Posterior (<i>Post</i>)	0.108*** (0.0277)	0.152*** (0.0312)	0.186*** (0.0383)
controles socioeconómicos, efectos fijos por panel y región	No	Si	Si
sector de actividad	No	No	Si
Observaciones	16635	16635	13777
Pseudo R2	0.0045	0.0864	0.0951

Fuente: Elaboración propia sobre la base de microdatos de la EPH, 2005-2011. Paneles anuales contruidos con datos del primer semestre de cada año.

Nota 1: Individuos entre 18 y 70 años, informales o desocupados en el primer semestre del panel, en hogares sin integrantes con empleo formal, pertenecientes a los primeros tres deciles de la distribución del ingreso per cápita familiar, sin ningún tipo de educación superior.

Nota 2: La variable dependiente indica si el individuo se transformó en un trabajador formal siendo inicialmente no formal. Las variables de control incluidas son: edad, edad al cuadrado, género, estado civil, nivel educativo, jefe de hogar, tamaño del hogar, cantidad de hijos en el hogar, tamaño de empresa, sector de actividad, dummies regionales y dummies temporales.

*** Significatividad al 1%; ** significatividad al 5%; *significatividad al 10%.

Según las estimaciones realizadas, la AUH provoca una caída de 7.65% en la posibilidad de ser formal para quienes inicialmente eran informales o desocupados/as. Asimismo, controlando por edad, edad al cuadrado, género, estado civil, nivel educativo, tamaño del hogar, cantidad de hijos/as por hogar, tamaño de empresa, sector de actividad, dummies regionales y temporales, la caída en la probabilidad de formalización es de 6.95%. En última instancia, si se excluye a desocupados/as, la implementación del programa reduce en un 8.21% la probabilidad de ser formal dada una condición inicial de trabajador informal, lo que representa una reducción promedio de casi 40% en la posibilidad de ser formal respecto de lo que hubiese sido en ausencia de la AUH.

Este desincentivo a la formalidad se profundiza cuando se restringe la muestra al 20% más pobre en términos de ingreso per cápita (la caída en la posibilidad de formalizarse por la implementación del programa ya no es de 7.65% sino de 10.2%). A su vez, si se desagrega por género en forma binaria, el desincentivo resulta significativo en ambos casos.

Realizadas las distintas especificaciones para evaluar los desincentivos a la formalización, los autores buscan determinar si la implementación de la AUH genera un incentivo a la informalidad de quienes poseen un trabajo formal. Aquí la variable dependiente binaria capta a aquellos que inicialmente eran formales y pasaron a la informalidad luego de haber sido

ejecutado el programa. En este caso, no se encuentran efectos significativos, lo que sugiere que **no existen incentivos a la informalidad** para quienes se encuentran registrados.

3.2.2. Políticas sociales y mercado de trabajo en Argentina: el efecto de la AUH en la informalidad laboral (2013)

Metodología

Al igual que Garganta y Gasparini (2012), Mario, Rosa y García (2013) consideran como **trabajadores informales** a aquellos que no están cubiertos por la legislación laboral¹². Los **datos** utilizados en esta evaluación de impacto también provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), aunque en este caso se emplean datos anuales de panel correspondientes únicamente a los primeros semestres de los años 2009 y 2010. Con este recorte temporal, los autores incluyen información anterior y posterior a la implementación de la AUH y, por el esquema de rotación de la encuesta, pueden hacer el seguimiento de un mismo grupo de hogares.

Como la EPH no permite identificar a los/as beneficiarios/as de la AUH, la **estrategia de identificación** constituye un aspecto central de la metodología. En este trabajo, para reducir al mínimo la heterogeneidad entre grupos, el análisis se limita a un conjunto restringido de elegibles para recibir el programa (7532 observaciones): jefes/as de hogar o cónyuges que tienen al menos un hijo/a menor de dieciocho años y que se encuentren ocupados/as¹³ como trabajadores/as familiares sin remuneración, trabajadores/as por cuenta propia (ya que el Estado no puede verificar si se desempeñan en la informalidad) o asalariados/as a quienes no se les realizan descuentos jubilatorios. La conformación de los grupos de tratamiento y control se hace a partir de una variable de la EPH, v5_m, que precisa “el monto por subsidio o ayuda social (en dinero) del gobierno, iglesias, etc.” percibido en el mes de referencia. Se

¹² Saliendo de un enfoque legalista, los autores también trabajan con el concepto de “sector informal”. Lo definen como aquel que está compuesto por unidades productivas pequeñas, con una lógica de supervivencia, sin una clara separación entre capital y trabajo, que actúan en actividades de fácil entrada y con bajos niveles de productividad. A lo largo de la evaluación de impacto, se identifica el efecto de la AUH tanto en la informalidad laboral como en el empleo en el sector informal y, en ambos casos, no se hallan resultados significativos. Por los objetivos de este trabajo, se exhibirán únicamente los resultados que atañen al trabajo informal.

¹³ Si bien hay elegibles desocupados/as e inactivos/as, los autores decidieron no incluirlos ya que “la variable de respuestas es un indicador de informalidad y dicha condición sólo tiene sentido predicarla respecto de los ocupados” (Mario, Rosa & García, 2013, pág 52).

incluyen en el grupo de tratamiento a aquellos individuos que registran valores de la variable correspondientes al monto de la AUH según el número de hijos/as¹⁴.

A partir de estos grupos, los autores construyen el siguiente modelo para analizar el impacto del programa en la informalidad laboral:

$$inf_{it} = \beta_0 + \delta_0 d2_t + \beta_1 AUH_{it} + x\gamma + \alpha_i + \mu_{it}$$

donde la variable dependiente es la condición de informal del ocupado i en el tiempo t , la variable explicativa clave es la participación en el programa del ocupado i en el tiempo t y $d2_t$ es una variable binaria temporal que indica el período posterior a la implementación del programa y busca captar tendencias seculares que afecten la probabilidad de informalidad. Como controles se incluyen factores que varían en el tiempo, afectan a la informalidad y podrían estar correlacionados con la asignación de la AUH: edad, género, posición en el hogar, años de educación, ingreso, cantidad de menores de dieciocho años que pertenecen al hogar y el tamaño de la firma en la que se encuentra ocupada la persona. Por último, α_i es el efecto fijo y μ_{it} el error.

La estimación del modelo se da por **efectos fijos (FE)**. La principal ventaja identificada por los autores es su capacidad para trabajar con datos de panel controlando por factores no observados que, en caso de estar correlacionados con la variable causal de interés, generan problemas de endogeneidad. El estimador FE puede controlar aquellos efectos no observados que sean fijos, por lo que esto debe complementarse con controles por factores que varíen en el tiempo y que puedan estar correlacionados con la variable causal de interés. Si esto último no sucede, las estimaciones serían inconsistentes.

Para la inferencia causal, los autores utilizan el estimador de **diferencias en diferencias (DD)**. La participación en el programa ocurre únicamente en el segundo período, por lo que el estimador FE de β_1 es:

$$\beta_1 = \overline{\Delta inf_{treat}} - \overline{\Delta inf_{control}}$$

De esta forma, computan el cambio promedio en la variable dependiente durante los dos períodos para los grupos de tratamiento y control, siendo la diferencia entre estos el estimador

¹⁴ Los autores flexibilizan los valores para incluir a quienes aproximen el monto recibido al responder la pregunta de la encuesta.

utilizado para medir el efecto de la AUH en la informalidad laboral. Una debilidad metodológica de este ejercicio radica en que no se comprueba la existencia de tendencias paralelas de los grupos de tratamiento y control previo a la implementación de la política. Esto condiciona el supuesto necesario de que las tendencias de ambos hubiesen sido iguales en ausencia de la AUH.

Resultados

Los resultados empíricos reflejan las variables que tienen un impacto significativo en la probabilidad de ser informal. Para un nivel de significación de 0.05, el ingreso per cápita familiar, el tamaño de la firma y las tendencias seculares tienen un efecto significativo en la informalidad laboral. Un aumento de mil pesos en el ingreso per cápita familiar genera, *ceteris paribus*, una reducción del 3% en la probabilidad de ser informal. Asimismo, un incremento de diez personas en el tamaño de la firma en la que el/la ocupado/a trabaja, implica una reducción de 1% en las posibilidades de tener un empleo informal. La variable más relevante en este sentido es la temporal: da cuenta de tendencias seculares que disminuyen la probabilidad de informalidad de un año a otro en un 9%. Este es un resultado esperable, ya que la economía entró en recesión en el año 2009, mientras que vivió un proceso de expansión durante el 2010. Por último, y lo más importante para el presente trabajo, los autores encuentran que la Asignación Universal Por Hijo **no tiene un efecto causal estadísticamente significativo en la informalidad laboral.**

Tabla 2

Resultados FE (efectos fijos).

Variable Dependiente: (1) EI y (2) ESI

Variables independientes	(1) EI	(2) ESI
<i>auh</i>	.01492 (.02033)	-.03160 (.02078)
<i>d2</i>	-.09106* (.00733)	-.02690* (.00836)
<i>edad</i>	-.01607 (.01283)	.00703 (.01241)
<i>edadsq</i>	.00022** (.00012)	-.00002 (.00010)
<i>hombre</i>	.08777 (.06322)	.10967** (.06247)
<i>jefe</i>	.05634 (.05612)	.10201 (.06730)
<i>educ</i>	-.00002 (.00367)	-.00368 (.00381)
<i>ipcf</i>	-.00003* (.00000)	-.00001 (.00001)
<i>menores</i>	-.00154 (.00498)	.00899** (.00542)
<i>tamaño</i>	-.00106* (.00013)	-.00112* (.00013)
Observaciones	7532	7532

Nota: las cantidades entre paréntesis debajo de los coeficientes estimados son los errores estándar.
* implica significatividad al 5 %
** implica significatividad al 10 % (y no al 5 %).

3.3. BRASIL: EL PROGRAMA BOLSA FAMILIA

En el año 2003, el gobierno federal brasileño creó provisoriamente el Programa Bolsa Familia (PBF) a partir de la unificación de cinco programas: Bolsa Escola, Cartão Alimentação, Bolsa Alimentação, Auxílio-Gás y Cadastro Único do Governo Federal. Institucionalizado en enero de 2004 a través de la ley N° 10.836, durante los dos primeros años tuvo que afrontar las dificultades operativas de administrar la herencia de los programas remanentes sin provocar discontinuidad en el pago de los beneficios a las familias (Gazola Hellman, 2015).

El PBF consiste en una transferencia monetaria mensual destinada a familias en situación de extrema pobreza (con ingresos mensuales de hasta 89 reales por persona) y a familias en situación de pobreza (ingresos por persona mensuales de entre 89,01 y 178 reales) que tengan hijos/as de entre 0 y 17 años¹⁵. La transferencia que recibe cada familia es la suma de los

¹⁵ Los valores monetarios que definen la pobreza y la extrema pobreza, y la edad de los/as niños/as fueron modificándose con el tiempo. En la presente descripción, se dan los datos disponibles para mediados de 2020 (en el año 2003, por ejemplo, el umbral definido para la extrema pobreza se encontraba en 50 reales y el de la pobreza en 100). Cuando se analicen los resultados de las evaluaciones de impacto, se harán las aclaraciones pertinentes sobre los parámetros imperantes al momento de realizarse las investigaciones.

distintos tipos de beneficios previstos en el programa y su monto depende de la composición del hogar (número de personas, edad, presencia de gestantes) y de sus ingresos.

Existen cuatro tipos de beneficios: (1) el Beneficio Básico, con un valor de 89 reales, que está destinado exclusivamente a familias en situación de extrema pobreza sin importar su composición; (2) el Beneficio Variable, de 41 reales, que tiene un límite de hasta 5 por familia y es otorgado a hogares en situación de pobreza y extrema pobreza que tengan mujeres embarazadas, en etapa de lactancia y/o niños/as de hasta 15 años; (3) el Beneficio Variable Vinculado a Adolescentes creado en diciembre de 2007, de 48 reales y con un límite de hasta dos por familia, destinado a hogares en situación de pobreza y extrema pobreza que cuenten con adolescentes de 16 y 17 años (el beneficio es cobrado por la familia hasta el mes de diciembre del año en el que cumple 18); (4) el Beneficio para la Superación de la Pobreza Extrema creado en junio de 2012, calculado individualmente para cada familia y destinado a aquellos hogares que continúen con una renta mensual por persona inferior a 89 reales incluso después de recibir los otros beneficios del programa (el monto de la transferencia garantiza la superación del umbral de extrema pobreza). La recepción de estos beneficios está sujeta a condicionalidades en materia de salud (calendario de vacunas, prenatal y acompañamiento de la lactancia) y educación (matrícula y asistencia escolar mensual del 85% o 75% dependiendo la edad).

La Secretaría Nacional de Renta Ciudadana del Ministerio de Ciudadanía (anteriormente dependiente del Ministerio de Desarrollo Social y Lucha contra el Hambre) es la responsable del Bolsa Familia -definiendo sus criterios de selección, sus montos y otros parámetros operativos- y la Caja Económica Federal es el agente que procesa la información, calcula el ingreso per cápita familiar y los valores correspondientes a cada hogar, y ejecuta los pagos. La gestión del programa es descentralizada y los municipios participan en ella recolectando información.

Para ser beneficiarios del programa, los hogares deben anotarse y auto-declarar sus ingresos en el Cadastro Único (Registro Único) del municipio, que contiene información sobre las familias de bajos ingresos y se utiliza para todos los programas sociales destinados a ellas. Para determinar si el hogar es elegible, este auto-informe de ingresos se cruza con bases de datos externas que certifican su verosimilitud, incluida la Lista Anual de Información Social (RAIS, por sus siglas en portugués) del Ministerio de Economía¹⁶.

¹⁶ Hasta el 2018, el RAIS se encontraba dentro del Ministerio de Trabajo.

Sin embargo, la información presente en las bases externas no da cuenta de los ingresos obtenidos en el sector informal, por lo que la elegibilidad para el Bolsa Familia únicamente monitorea los ingresos que tienen las familias en el sector formal. Este criterio puede funcionar como un incentivo hacia la informalidad: los hogares conocen el procedimiento de verificación de ingresos (Lindert & Vincensini, 2010), por lo que podrían optar por “esconder” sus ingresos en el sector informal con el objetivo de seguir siendo elegibles para recibir el programa.

Conjuntamente a esta verificación de ingresos, el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística estima el número de hogares que viven en situación de pobreza y pobreza extrema, y –en base a ese cálculo- se asignan cuotas para la concesión de programas en cada municipio. La cantidad de familias habilitadas para recibir Bolsa Familia está limitada por esta estimación, por lo que el otorgamiento del beneficio depende no sólo del nivel de ingreso per cápita del hogar, sino también de cuántas familias ya hayan sido atendidas en el municipio. Cuando el número de hogares por debajo del umbral de pobreza supera a la cuota, se prioriza a los de menores ingresos, a los de mayor número de hijos/as y a los compuestos por “familias prioritarias” (*quilombolas*, indígenas, recicladores o en situación de trabajo infantil).

Desde hace más de una década, la cobertura del programa oscila en torno al 25% de la población del país, erigiéndose como uno de los PTC más grandes del mundo. En el año 2020, con un presupuesto de 29.5 mil millones de reales, Bolsa Familia alcanzó a 13.2 millones de familias. Sus efectos a la hora de combatir la pobreza y la desigualdad han sido asiduamente estudiados por la literatura empírica y lo han llevado a consolidarse como un ejemplo a nivel global en la lucha contra la pobreza (Ferreira de Souza, Guerreiro Osorio, Paiva, & Soares, 2018; Lúcio, Vieira, Barros, & Nogueira, 2018). Sin embargo, en lo que atañe a sus efectos en la informalidad laboral, las conclusiones son más incipientes y ambiguas.

3.3.1. Conditional cash transfer and informality in Brazil (2014)

Metodología

Barbosa y Leite Corseuil (2014) utilizan la definición de **informalidad** más habitual en los estudios con datos brasileños: se distingue a los empleados por tener un registro firmado por el empleador (*carteira nacional de trabalho*: quienes la tienen, son formales; quienes no,

informales) y se asigna a la totalidad de los/as empleadores al sector formal y a la totalidad de los/as autónomos/as al informal.

Para analizar los impactos del Bolsa Familia en la informalidad laboral –tanto en su margen intensivo (horas trabajadas) como en el extensivo (puestos de trabajo)- los autores utilizan los **datos** presentes en la Encuesta Nacional por Muestra de Hogares (PNAD) del 2006, realizada por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística. Este relevamiento es de carácter nacional y, en aquel año, encuestó a 410.241 personas pertenecientes a 145.547 hogares en todo el país. La gran ventaja de la PNAD es que otorga información precisa sobre la condición laboral (formal o informal) de los individuos y sobre la elegibilidad y participación de los hogares en el Bolsa Familia.

Sin embargo, el desafío trascendental para evaluar los impactos de este programa radica en que hay espacio para la autoselección de los individuos: los ingresos de una ocupación informal pueden ocultarse a los responsables de la gestión del Bolsa Familia. De esta manera, la probabilidad de que un individuo ingrese al programa depende de características no observables que también pueden influir en su estatus laboral (formal/informal), lo que dificulta la conformación de un grupo de control ideal que se parezca al grupo de tratamiento.

Para superar este desafío, los autores evitan recurrir al criterio de elegibilidad ligado al ingreso per cápita familiar y, en contraposición, utilizan la discontinuidad ligada a la edad del/la niño/a más pequeño/a del hogar como el instrumento que cambia la participación en el programa pero no modifica el resultado de interés (formalidad/informalidad)¹⁷. Con este criterio, se construyen los grupos de tratamiento y control. El primero comprende a aquellos hogares cuyo/a hijo/a menor estaba a menos de dos meses de cumplir los 16 años al 31/12/2005 (284 hogares); el segundo involucra a las familias cuyo/a hijo/a menor había cumplido 16 años durante los dos meses previos al 31/12/2005 (310 hogares).

La principal hipótesis radica en la suposición de que las características no observables de los adultos en familias cuyo hijo/a menor alcanza el umbral de elegibilidad poco antes del comienzo del año escolar son muy similares a las de las familias cuyo hijo/a menor alcanza el umbral de edad de elegibilidad poco después del inicio del año escolar¹⁸. La estrategia de

¹⁷ Aquí es importante aclarar que la evaluación refiere a la etapa anterior a la creación del Beneficio Variable Vinculado a Adolescentes, por lo que el límite de edad eran los 16 años. La exclusión del programa no ocurría inmediatamente después del cumpleaños número 16, sino después del final de su año escolar.

¹⁸ Cuando controlan por variables observables, los autores encuentran características muy similares en ambos grupos.

identificación elegida por los autores es la **regresión discontinua fuzzy** y la estimación se realiza a partir de:

$$Y_i = \alpha_1 + \beta_1 (I_i - c) + \lambda_1 T_1 + \gamma_1 T_i (I_i - c) + \delta_1 X_i + \varepsilon_i$$

donde Y_i es la oferta de trabajo al sector informal de cada hogar, I_i es la edad del/la hijo/a menor el último día del año anterior, c es una constante de normalización que representa el límite de edad del/la hijo/a menor (en este caso, exactamente 16 años al 31/12/2005), X denota controles sobre el tamaño y la ubicación del hogar, y las características del/la jefe/a de hogar (edad, género y educación). La variable clave es λ_1 que representa el efecto de la participación en el programa sobre la oferta de insumos laborales al sector informal. El hecho de que exista un espacio para la autoselección en el programa –basado en características no observables- hace que λ_1 no pueda identificarse comparando el estatus laboral de los que participaron ($T=1$) y de los que no ($T=0$). Por ello, la estimación consistente del parámetro λ_1 requiere de algunos supuestos.

En primera instancia, que las capacidades de hacerse visible para los inspectores del programa no difieren entre los hogares donde el hijo más joven estaba a punto de cumplir 16 el 31/12/2005 y aquellos en donde el menor acaba de cumplir los 16 en esa misma fecha. Asimismo, se espera que el grupo en el que el menor de edad esté a punto de cumplir tenga mayores probabilidades de ser elegido. Bajo estos dos supuestos, es posible explicar el parámetro λ_1 :

$$\lambda_1 = \frac{\{E[Y_i|c^-] - E[Y_i|c^+]\}}{\{E[T_i|c^-] - E[T_i|c^+]\}}$$

lo que equivale al uso de una variable instrumental, donde la elegibilidad funciona como instrumento de participación: la variación en la elegibilidad de los individuos de hogares con un niño/a menor cercano al umbral de edad, induce una variación exógena en la participación en el programa que, a su vez, induce un efecto causal sobre la probabilidad de estar empleado en el sector formal¹⁹. De esta manera, en los hogares cercanos al umbral (con hijos/as menores rondando los 16 años) se aplica el estimador de variables instrumentales para T (participación):

¹⁹ Los autores realizan diferentes pruebas para validar al instrumento (estadístico F) y confeccionan diferentes muestras de hogares (con y sin limitaciones de ingresos).

$$T_i = \alpha_2 + \beta_2 (I_i - c) + \lambda_2 D_i + \gamma_2 D_i (I_i - c) + \delta_2 X_i + \varepsilon_i$$

donde D_i indica si el hogar es elegible a través del criterio de edad, sirviendo como instrumento para T_i .

Resultados

A partir del coeficiente λ_1 , se busca evaluar el efecto del Bolsa Familia en: la proporción de horas trabajadas por hogar en el sector informal (margen intensivo); la probabilidad de que la ocupación principal del/la jefe/a de hogar sea informal (margen extensivo); la probabilidad de que la ocupación secundaria del hogar (puede ser la ocupación secundaria del jefe/a o la ocupación principal del cónyuge) sea informal (margen extensivo).

Con el objetivo de fortalecer la validez de los resultados, los autores realizan estas tres evaluaciones para 12 variantes diferentes de los grupos de tratamiento y control (en todas ellas, el número de observaciones de cada grupo oscilaba entre 230 y 350). Por un lado, se le agregan restricciones a la muestra ligadas a los ingresos de los hogares (columnas): la primera es sin ninguna restricción, en la segunda se eliminan los hogares con un pbi per cápita superior a los 700 reales y en la tercera se excluyen aquellos con un pbi per cápita inferior a 50 reales y superior a 700. En la segunda columna de cada par, se informa el tamaño de ventana utilizado, esto es, la cantidad de meses considerados dentro del umbral de elegibilidad. Los cuatro tamaños de ventana diferentes considerados dan origen a las cuatro filas de resultados. En la primera, se utiliza el tamaño recomendado para las regresiones *sharp*. En las otras tres, se consideran umbrales más grandes: un 10% mayor en la segunda línea, un 25% en la tercera y un 50% en la cuarta. Los tamaños indicados fueron todos alrededor de los dos meses.

Tabla 3

Impact of BFP on the hours worked in the informal sector						
	Total sample All households receiving the PBF benefit		Sample I Households with PCHIs < R\$ 700.00		Sample II Households with PCHIs > R\$ 50.00 and PCHIs < \$ 700.00	
	Coef.	Optimal Window	Coef.	Optimal Window	Coef.	Optimal Window
Bolsa-Familia	-2.006	1.67	-1.778	2.08	-2.152	2.00
(standard error)	(1.224)		(1.028)		(1.215)	
Bolsa-Familia						
Bolsa-Familia (bandwidth - 110)	-2.391	1.84	-1.866	2.29	-2.463	2.20
(standard error)	(1.497)		(1.78)		(1.525)	
Bolsa-Familia (bandwidth - 125)	-1.965	2.09	-2.633	2.60	-2.072	2.50
(standard error)	(1.134)		(1.568)		(1.327)	
Bolsa-Familia (bandwidth - 150)	-1.431	2.50	-1.752	3.12	-1.638	3.00
(standard error)	(0.974)		(1.425)		(1.313)	

Source: 2006 PNAD.

Para la primera de las evaluaciones, las estimaciones de los parámetros son negativas en los doce escenarios, lo que indicaría que –en todo caso- el Bolsa Familia incrementa la oferta de horas de trabajo de los hogares en el sector formal. Sin embargo, ninguna estimación alcanza un nivel de significancia del 95%, por lo que no se identifica **ningún efecto** del Bolsa Familia en la proporción de horas que un hogar dedica al trabajo informal. Si bien la magnitud de las estimaciones no es pequeña, los errores estándar son muy altos.

Tabla 4

Impact of BFP on the occupational choice of the household head						
	Total sample		Sample I		Sample II	
	All households receiving the PBF benefit		Households with PCHIs < R\$ 700.00		Households with PCHIs > R\$ 50.00 and PCHIs < \$ 700.00	
	Coef.	Optimal Window	Coef.	Optimal Window	Coef.	Optimal Window
Bolsa-Familia	-3.237	1.61	-2.417	1.78	-2.429	1.76
(standard error)	(3.329)		(1.460)	(1.485)		
Bolsa-Familia						
Bolsa-Familia	-2.339	1.77	-2.846	1.96	-2.629	1.94
(bandwidth - 110)						
(standard error)	(1.612)		(1.797)		(1.580)	
Bolsa-Familia	-1.996	2.01	-2.607	2.23	-2.697	2.20
(bandwidth - 125)						
(standard error)	(1.387)		(1.875)		(1.747)	
Bolsa-Familia	-1.122	2.41	-2.539	2.67	-2.648	2.64
(bandwidth - 150)						
(standard error)	(0.973)		(1.614)		(1.563)	

Source: 2006 PNAD.

Observando que **no existe un impacto en el margen intensivo**, los autores buscan identificar algún ajuste en el margen extensivo. Se repite el mismo ejercicio, pero ahora el objetivo es dilucidar el efecto del Bolsa Familia en la probabilidad de que la ocupación principal del jefe/a de hogar sea informal. Los resultados son muy similares: las estimaciones son negativas en las doce variantes, pero **el programa no tiene impacto en la propensión de los/as jefes/as de hogar a ocupar empleos informales**. Con estos resultados se debe ser más cauto, ya que la muestra en todos los casos está restringida a jefes/as de hogar ocupados. Sin embargo, otorga mayor robustez a los hallazgos de la evaluación anterior: para otra medida de informalidad y otra muestra, vuelve a observarse la inexistencia de un impacto del programa.

Tabla 5

Impact of BFP on the secondary occupational choice						
	Total sample		Sample I		Sample II	
	All households receiving the PBF benefit		Households with PCHIs < R\$ 700.00		Households with PCHIs > R\$ 50.00 and PCHIs < \$ 700.00	
	Coef.	Optimal window	Coef.	Optimal window	Coef.	Optimal window
Bolsa-Família	-1.196	1.74	-1.997	1.81	-1.904	1.91
(standard error)	(1.339)		(1.355)		(1.347)	
Bolsa-Família						
Bolsa-Família	-1.614	1.92	-1.970	1.99	-1.626	2.10
(bandwidth - 110)						
(standard error)	(1.563)		(1.366)		(0.983)	
Bolsa-Família	-1.304	2.18	-1.347	2.27	-1.301	2.38
(bandwidth - 125)						
(standard error)	(1.627)		(1.236)		(1.208)	
Bolsa-Família	-1.107	2.62		2.72	-0.854	2.86
(bandwidth - 150)						
(standard error)	(1.023)		(1.235)		(0.956)	

Source: 2006 PNAD.

En última instancia, se replica el ejercicio para estimar el efecto del Bolsa Familia en la probabilidad de que la ocupación secundaria del hogar sea informal. Nuevamente, a un nivel de significancia del 95%, no se puede rechazar la hipótesis de que todas las estimaciones son cero. En este sentido, es posible afirmar que **no existe un impacto del programa en la informalidad de la ocupación secundaria del hogar.**

A modo de balance, es preciso indicar que el resultado es sólido en una amplia gama de situaciones. Se utilizaron doce muestras distintas y, para cada una de ellas, se estimó el efecto del Bolsa Familia en la asignación de horas, la ocupación del/la jefe/a de hogar y la ocupación secundaria. En todos los casos, los parámetros estimados son negativos, pero el tamaño pequeño de la muestra impide llegar a resultados significativos. Como se vio en la sección 3.1.2., estas limitaciones muestrales que condicionan la potencia estadística de las estimaciones son una limitación habitual del método de regresión discontinua (sobre todo de la difusa), que obliga a evaluar únicamente los hogares en torno al umbral.

3.3.2. Bolsa Familia and Household Labor Supply (2015)

Metodología

De Brauw, Gilligan, Hoddinott y Roy (2015) definen a la **informalidad** con los mismos

criterios que Barbosa y Coreseuil (2014). El trabajo en el sector informal incluye todos los tipos de empleo que el gobierno no puede rastrear: quienes no cuentan con la *carteira nacional de trabalho* o informan que no pagan contribuciones a la seguridad social por su empleo, son considerados/as trabajadores/as informales.

Para evaluar el impacto del Bolsa Familia en la informalidad laboral, los autores trabajan con los **datos** de dos encuestas encargadas por el Ministerio de Desarrollo Social en el marco del proceso de Evaluación de Impacto del Programa Bolsa Familia (AIBF, por sus siglas en portugués). El primer relevamiento (AIBF-1) fue realizado en el año 2005 y entrevistó a 15.426 hogares de todo el país, entre los que se encontraban familias que participaban del Bolsa Familia, otras que estaban registradas en el Cadastro Único pero no participaban y, finalmente, aquellas que no estaban en el Cadastro y por tanto no recibían la asignación. La segunda encuesta (AIBF-2) se llevó adelante en 2009 e hizo un seguimiento de los mismos hogares con información muy similar. De los 15.426, volvió a entrevistar a 11.433, con una deserción del 26%²⁰. Ambos relevamientos brindan datos precisos sobre la condición laboral (ocupado/desocupado) de los individuos de cada hogar, el tipo de empleo (formal/informal), la presencia de la familia en el Cadastro Único y su participación en el PFB²¹.

Como todos los programas de transferencias condicionadas, el Bolsa Familia no se asigna aleatoriamente, por lo que se debe construir un grupo de control válido a la hora de estimar los efectos en el grupo de tratamiento. La estrategia de los autores se basa en trabajar con los hogares registrados en el Cadastro Único. Como se vio en la descripción del PBF hecha en la sección 3.2, la probabilidad de asignación de las familias inscriptas difiere por municipio. Dos hogares de distintos distritos que tienen características idénticas antes de la implementación del programa, pueden tener un estatus de receptor diferente y esto va a depender de la relación que exista entre el tamaño de la población elegible del municipio y su cuota asignada.

Utilizando esta inequidad en la elegibilidad, los autores conforman los grupos de tratamiento y control. El primero está compuesto por aquellos hogares que perciben el Bolsa Familia en la AIBF del 2009 y que en el 2005 estaban inscriptos en el Cadastro Único pero no

²⁰ A la hora de evaluar el impacto del PBF, los autores construyen ponderaciones de deserción para tener en cuenta la deserción no aleatoria.

²¹ Se reconoce la existencia de muchos casos en los que no hay información suficiente para caracterizar al trabajo como formal o informal (falta información en la *carteira* o hay pocos datos sobre las cotizaciones a la seguridad social). Es común que una familia tenga información faltante sobre el trabajo de un solo miembro y eliminar todos estos hogares reduciría demasiado la muestra. En estos casos, los autores trabajan con la información disponible, asumiendo que la información faltante es aleatoria y no se correlaciona con si el trabajo es formal o informal.

participaban del programa (2828 hogares). El grupo de comparación consiste en todos los hogares que estaban incluidos en el Catastro Único tanto en 2005 como en 2009, que son “comparables” a quienes recibieron el programa en 2005, pero que no percibieron el Bolsa Familia ni en 2005 ni en 2009 (2586 hogares)²². El supuesto que rige a la hora de establecer esta conformación es que la recepción del programa estuvo determinada únicamente por la información del Catastro Único y las cuotas municipales, y no por otras características no observables del hogar que pueden estar correlacionadas con su empleo.

Las estadísticas descriptivas de ambos grupos en el 2005 son similares, aunque se observan diferencias en algunas variantes relevantes como el número de hijos/as. Para poder tomar al grupo de control como contrafactual del de tratamiento y así evaluar el efecto causal del PBF, los autores equilibran estadísticamente un conjunto de diferencias previas al programa en hogares y municipios a través del **propensity score weighting**. Esta técnica permite estimar un puntaje de propensión de cada hogar que denota la probabilidad predicha de que el hogar esté en el grupo de tratamiento en lugar de en el grupo de control, sobre la base de un rango de características observables previas al programa. Las variables que son tenidas en cuenta son más de 30 (11 sobre los hogares, 23 referidas a los municipios) e incluyen rasgos demográficos, de infraestructura y salud a nivel municipal, e indicadores demográficos y de pobreza a nivel hogar. El objetivo es minimizar lo máximo posible el potencial sesgo de variables omitidas. A la hora de puntuar, las familias que poseen características observables más similares a las del grupo de tratamiento, obtienen ponderaciones más altas.

Si bien existían diferencias entre los grupos (estadísticamente significativas al 5%) antes de la aplicación del propensity score weighting, no se encuentran una vez aplicado. Ya realizado el emparejamiento, los autores buscan inferir el efecto causal del programa a través del **single-difference model**. Si bien el modelo de diferencias en diferencias hubiese permitido eliminar cualquier sesgo potencial de las características fijas no observables, habría dado lugar a una muestra más pequeña por la falta de varios datos. La varianza del propensity score weighting se reduce incluyendo las covariables utilizadas para el propensity score directamente en las regresiones ponderadas que estiman los efectos del tratamiento. Más específicamente, los autores intentarán medir el impacto del Bolsa Familia en las horas

²² Como se observará en la parte de resultados, el número de observaciones de cada grupo se reduce en la evaluación de impacto por valores faltantes y por las covariables incluidas para la estimación.

trabajadas por los hogares en el sector formal e informal, desagregando los resultados por género y zona (rural/urbana)²³.

Resultados

Los autores encuentran un **efecto significativo y negativo del programa en la formalidad laboral**. La participación de los hogares en el Bolsa Familia provoca una disminución de 8 horas semanales de trabajo en el sector formal²⁴. El promedio del grupo de tratamiento en 2009 fue de 12.1 trabajadas por miembro del hogar en el sector formal, lo que implica una disminución del 40%. Esta reducción de las horas trabajadas en la formalidad se divide casi equitativamente entre varones (4.6 horas menos por semana) y mujeres (4.1 horas menos por semana).

Tabla 6

IMPACT OF BOLSA FAMÍLIA ON AVERAGE HOUSEHOLD WEEKLY WORK HOURS PER HOUSEHOLD MEMBER AGE 18–69, BY GENDER, SECTOR OF WORK, AND RURAL-URBAN STATUS: BRAZIL, 2009			
	All Household Members	Male Household Members	Female Household Members
B. Average hours worked in the formal sector			
Overall sample	-7.980 (1.512)***	-4.605 (1.485)***	-4.142 (1.209)***
Observations	3,661	3,432	3,410
Rural sample	-.369 (2.168)	1.415 (1.926)	-2.275 (.996)**
Observations	837	807	781
Urban sample	-10.147 (1.715)***	-6.313 (1.691)***	-4.936 (1.540)***
Observations	2,824	2,625	2,629
C. Average hours worked in the informal sector			
Overall sample	7.801 (1.710)***	3.460 (1.483)**	4.459 (1.296)***
Observations	3,661	3,432	3,410
Rural sample	1.190 (3.329)	3.157 (2.971)	-2.400 (1.393) *
Observations	837	807	781
Urban sample	9.941 (1.843)***	3.754 (1.624)**	6.512 (1.528)***
Observations	2,824	2,625	2,629

Note. Each cell represents a separate regression, estimated using weights that combine sample weights, attrition weights, and propensity score weights. Labor supply is measured in 2009, while propensity scores use household-level variables collected in 2005 and municipality-level variables collected between 2000 and 2003. Standard errors are in parentheses.

* Significant at the 10% level.

** Significant at the 5% level.

*** Significant at the 1% level.

²³ El trabajo evalúa el impacto del BFP en varias aristas más de la oferta laboral. Por el objetivo de la presente investigación, únicamente serán replicados aquellos referidos a la informalidad laboral.

²⁴ Los autores miden el promedio de horas trabajadas por semana entre los miembros del hogar de entre 18 y 69 años para cada sector (formal/informal). Estos promedios son incondicionales: los integrantes que no trabajan se incluyen en el promedio como contribuyentes de 0 horas. Para cada sector, la medida principal es el promedio de horas de trabajo semanales por miembro (18-69) del hogar.

Esta disminución de la formalidad se ve compensada por un **impacto significativo y positivo del Bolsa Familia en la informalidad**. La participación en el programa provoca un aumento de 7.8 horas en las horas promedio trabajadas en la informalidad por los miembros del hogar de entre 18 y 69 años. Este incremento coincide con la caída de la formalidad y representa un 40% en las horas informales. Si se desagrega por género en forma binaria, el aumento es ligeramente mayor en las mujeres (4.5) que en los hombres (3.5). Todas las estimaciones mencionadas hasta aquí son significativas al 1%.

Esta compensación casi exacta, sumada a que los autores no encuentran impactos en la oferta laboral agregada, sugiere la existencia de un efecto sustitución -donde los trabajadores deciden sustituir trabajo formal por informal- y la ausencia de un efecto ingreso (en este caso, los trabajadores deberían dejar de trabajar por cobrar el programa).

Cuando se observa el efecto por región, se encuentra que esta caída en la formalidad y crecimiento en la informalidad están dados por las áreas urbanas. Allí, las mujeres incrementan en gran medida su empleo en la informalidad (6.5 horas semanales) y los hombres reducen el suyo en la formalidad (6.3 horas), en lo que son estimaciones con un nivel de significación de 0.001. En contraposición, en las zonas rurales no se halla este patrón. Los efectos del Bolsa Familia sobre las horas de trabajo en cada sector son mucho menores. El dato más significativo es la caída del empleo femenino, de 2.3 horas en la formalidad (estimación significativa al 5%) y de 2.4 en la informalidad (estimación significativa al 10%).

3.4. URUGUAY: EL PROGRAMA ASIGNACIONES FAMILIARES - PLAN DE EQUIDAD

A fines de 2007 concluyó en Uruguay el Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social (PANES), que había sido creado dos años antes para atender el impacto de la crisis macro-financiera de 2002. Ante este escenario, el gobierno diseñó el Plan de Equidad, una política social de transferencia de ingresos que se respalda en el antiguo esquema de Asignaciones Familiares, creado en 1943. El nuevo programa se institucionalizó en diciembre de 2017 con la sanción de la ley 18.227, que dio origen a las Asignaciones Familiares-Plan de Equidad (AFAM-PE).

El AFAM-PE consiste en una prestación mensual en dinero a familias en situación de vulnerabilidad socioeconómica, con el objetivo de brindarles mayores recursos para que

puedan mejorar sus oportunidades y condiciones de vida. Los/as titulares son los/as niños/as de entre 0 y 17 años que pertenecen a estos hogares y quien cobra la transferencia es la persona mayor que está a su cargo (se le otorga prioridad a la madre). Actualmente, el monto de la prestación es de \$1922.56 por cada hijo/a -desde la gestación hasta el fin de la educación primaria- y hay un complemento de \$823.97 si está cursando el nivel intermedio. A su vez, se establece una escala de equivalencia de 0.6, de manera que el monto promedio por menor de 18 años es decreciente con la cantidad de menores. Como todo PTC, la transferencia se complementa con una serie de condicionalidades: los/as beneficiarios/as deben estar inscriptos/as y concurrir asiduamente a un establecimiento educativo, y –al mismo tiempo- tienen que realizarse los controles de salud requeridos para la edad.

El programa está a cargo del Ministerio de Desarrollo Social y es ejecutado en coordinación con el Banco de Previsión Social (BPS). Para participar del programa, las familias deben presentar un formulario de postulación al BPS en el que se detalle su situación socioeconómica y la composición del hogar. Una vez realizado este paso, los hogares deben cumplir una prueba de verificación de medios que consta de dos etapas. En primer lugar, el BPS constata que el ingreso de la familia -computado como el más alto entre lo declarado en el formulario y la información disponible en los registros de historias laborales (ingresos formales)- sea menor a un umbral máximo establecido que no es de público conocimiento²⁵. En segunda instancia, se realiza una comprobación de medios indirecta, en base a un Índice de Carencias Críticas (ICC), elaborado a partir de un modelo *probit* que estima la probabilidad de que el hogar pertenezca al primer quintil de ingresos per cápita (Lavalleya & Tenenbaum, 2020). El ICC se estima en función de variables sociodemográficas y su aplicación resulta en un puntaje que ordena a los hogares postulantes al programa de acuerdo a su nivel de vulnerabilidad. A partir de este índice, se fija un umbral a partir del cual el hogar puede ser seleccionado para recibir el AFAM-PE. De esta manera, si la familia tiene ingresos por debajo del máximo establecido y supera el umbral del ICC, percibe la prestación.

Este criterio de elegibilidad puede potencialmente incentivar la informalidad. Al igual que en el Bolsa Familia, existe un umbral máximo de ingresos que se verifica en las fuentes formales, por lo que los/as beneficiarios/as pueden “esconder sus ingresos” en la informalidad para seguir percibiendo el programa. Si bien la verificación del cumplimiento de este criterio es más habitual que en el caso brasileño (2 meses vs 2 años), aquí ninguno de los dos

²⁵ Cada dos meses se verifica que la suma de ingresos formales del hogar no supere el umbral establecido para participar del programa.

umbrales (ingresos e ICC) es de público conocimiento, lo cual puede reducir los incentivos a la informalidad.

En lo que atañe a su nivel de cobertura, el AFAM-PE incrementó mucho su alcance durante sus primeros años y, a partir del 2012, se estabilizó. En el 2017, alcanzó los 387 mil beneficiarios/as (Lavalleya & Tenenbaum, 2020) y, a mediados de 2020, cubría a 377.000 niños/as (MIDES, 2021). Esta amplitud lo erige como una herramienta eficiente a la hora de combatir la pobreza y la desigualdad, y presenta efectos positivos en términos educativos (Machado y otros, 2012). Sin embargo, como se observará a continuación, el programa presenta algunas consecuencias a evaluar en el mercado de trabajo.

3.4.1. Beneficios no contributivos: transferencias de ingreso, desincentivos al trabajo y al empleo registrado. Evidencia a partir de un enfoque de regresión discontinua (2013)

Metodología

Bérgolo (2013) utiliza diferentes fuentes de **datos** para evaluar el impacto del AFAM-PE en la informalidad laboral²⁶: los formularios de postulación, los registros administrativos del programa y una encuesta de evaluación de la política. Esta última, denominada “Encuesta de Seguimiento de Condiciones de Vida” (ESCV), fue diseñada por el Instituto de Economía de la UDELAR (en colaboración con el Ministerio de Desarrollo Social, el Instituto de Estadística y el Departamento de Sociología de la UDELAR) y es la principal fuente de información del trabajo.

El relevamiento cuenta con datos sobre la composición del hogar, educación, condiciones de vida, ingresos y resultados del mercado de trabajo, entre otros. A partir de los registros administrativos del AFAM-PE, se diseñó la muestra de forma estratificada y representativa, buscando encuestar a los hogares con un ICC próximo al umbral de elegibilidad. Al ser una encuesta de evaluación de impacto, este diseño muestral tenía como objetivo viabilizar la estrategia de identificación de Regresión Discontinua. Para ello, el Instituto de Estadística estimó un ancho de banda óptimo en torno al umbral: se relevaron aquellos hogares con

²⁶ Además de los efectos en el empleo formal/informal, el autor estima el impacto en la oferta laboral a nivel agregado. Si bien esto servirá para dilucidar si existe un efecto ingreso y/o uno sustitución, no se exhibirán los hallazgos en forma exhaustiva.

puntajes hasta 4.26% menores al umbral de asignación y a los que tienen un ICC hasta 7.27% mayor.

De este universo, el autor se enfoca en una muestra de 3588 individuos de entre 18 y 64 años de edad, miembros de 2105 hogares postulantes al AFAM-PE (elegibles y no elegibles), con un ICC en el entorno de $[-0.0426; 0.0727]$. El grupo de tratamiento (ICC positivo) incluye a 2392 adultos, mientras que el de control (ICC negativo) incluye a 1197 individuos. A la información disponible sobre ellos en la ECSV, BÉrgolo le suma la existente en los formularios de postulación. Para ambas fuentes, cuenta con datos desde el inicio del programa hasta diciembre de 2012²⁷.

Para evaluar el impacto del programa en la informalidad laboral, el autor utiliza el método de **regresión discontinua (RD)**. El supuesto de identificación se basa en que la elegibilidad al programa es la única fuente de discontinuidad en la variable de resultado (formalidad/informalidad laboral) alrededor del umbral. De cumplirse esto, la potencial discontinuidad en la variable de resultado puede ser interpretada como efecto causal del AFAM-PE. La asignación siguiendo el criterio del ICC se cumple casi de forma perfecta con lo previsto en la ley, lo que permite catalogar al modelo como de **regresión discontinua Sharp**²⁸.

$$Y_i = \alpha + \beta ELEG_i + F(N_i) + \varepsilon_i$$

donde Y_i es la variable de resultado de interés (tasa de empleo, empleo formal, empleo informal y horas trabajadas) para el individuo i , que le corresponde de un valor del ICC estandarizado del hogar N_i . $F(N_i)$ es una función suavizada de la variable de selección y por lo tanto captura el efecto del ICC sobre la variable de resultado, mientras que $ELEG_i$ es una variable indicadora que captura la asignación al programa para aquellos/as adultos/as que superen el umbral. Para evaluar el impacto del programa, el autor estima el efecto de β sobre Y_i : si se cumple que $F(\cdot)$ es una función continua del índice de predicción de pobreza

²⁷ Algunos de los hogares pertenecientes al grupo de control fueron entrevistados en noviembre y diciembre de 2012, mientras que todo el resto de la muestra fue relevada entre noviembre de 2011 y abril de 2012. El autor argumenta que, como no encuentra diferencias observables en las variables pre y post-tratamiento, se puede confiar en los resultados del estudio (además, luego se realizarán análisis de robustez).

²⁸ El autor realiza distintos análisis de robustez (evalúa la discontinuidad de las variables de interés en torno al umbral de elegibilidad; examina la densidad de la variable de asignación de manera separada a ambos lados del umbral utilizando regresiones lineales locales Kernel) para confirmar la validez del enfoque RD en el estudio.

estandarizada, N_i , la elegibilidad al programa es la única fuente de discontinuidad alrededor del umbral de elegibilidad, pudiendo ser interpretada como el efecto causal del AFAM-PE.

Resultados

Los hallazgos del trabajo son exhaustivos y permiten estimar de una forma integral el impacto del programa en la informalidad. Los datos de los hogares pre-tratamiento se corresponden con la información de los registros de inscripción (“línea de base”) de enero de 2008 y la información post-tratamiento proviene de la información relevada entre 2011 y 2012. Para dotar de una mayor solidez a los resultados, el autor diseña 8 especificaciones distintas del modelo (las columnas 1 a 4 reportan las especificaciones con diferente orden de polinomios para la función que captura el efecto del tratamiento (sin polinomios, de primer orden, cuadrático y cúbico, respectivamente); y de la columna 5 a la 8 se incluyen controles pre-tratamiento).

Tabla 7

Estimaciones RD del efecto del AFAM-PE sobre los resultados del mercado de trabajo, participación en el programa.

Variable dependiente	Media no elegibles	Sin controles				Con controles				N
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
Participó alguna vez AFAM-PE (2008-2012)	0.023	0.9784*** [0.005]	0.9810*** [0.006]	0.9843*** [0.010]	0.9840*** [0.009]	0.9770*** [0.006]	0.9794*** [0.006]	0.9828*** [0.010]	0.9822*** [0.009]	2,105
Empleo	0.77	-0.0482** [0.021]	-0.0647* [0.033]	-0.0462 [0.037]	-0.0395 [0.041]	-0.0527** [0.021]	-0.0754** [0.032]	-0.0492 [0.036]	-0.0403 [0.040]	3,589
Empleo formal	0.53	-0.1188*** [0.027]	-0.1731*** [0.039]	-0.1186*** [0.045]	-0.0968** [0.048]	-0.1219*** [0.027]	-0.1799*** [0.039]	-0.1198*** [0.044]	-0.0971** [0.048]	3,536
Empleo informal	0.24	0.0687*** [0.023]	0.1070*** [0.036]	0.0715* [0.040]	0.0562 [0.045]	0.0677*** [0.023]	0.1037*** [0.036]	0.0706* [0.040]	0.0546 [0.045]	3,536
Horas trab (h>0)	39.31	-1.7424* [0.985]	0.6936 [1.620]	0.7173 [1.791]	-0.1564 [2.030]	-2.0838** [0.971]	0.0078 [1.602]	0.3689 [1.782]	-0.2356 [1.995]	2,485
Especificación polinómica para el índice de pobreza		No	Lineal	Cuadrático	Cubica	No	Lineal	Cuadrático	Cubica	

Notas: La tabla reporta las estimaciones del efecto de ser elegible al AFAM-PE sobre participar en el programa (fila 1) y los resultados del mercado de trabajo (fila 2 a 5). Elegible es una indicadora igual a uno si el ICC del hogar supera el umbral de elegibilidad. La muestra incluye individuos entre 18 y 64 años de edad. Las regresiones son estimadas para un modelo lineal de probabilidad. Las columnas 1 a 4 (en orden) incluyen polinomios del ICC estandarizado de grado 0, 1, 2 y 3. Las columnas 5 a 8 también incluyen controles pre-tratamiento: género, edad (5 categorías), educación (4 categorías), jefe de hogar, indicadoras separadas para valores *missing* en cada variable, y una indicadora de si el hogar fue encuestado en el Campo 1 o 2 (esta variable se incluye en todas las regresiones). Los errores estándar (en paréntesis rectos) corresponden a *clusters* por ICC estandarizado. Las medias de las variables dependientes corresponden al grupo de adultos en hogares no elegibles al programa.

* significativo al 10 %; ** significativo al 5 %; *** significativo al 1 %.

Los resultados indican un **efecto significativo y negativo del programa en el empleo formal**: el AFAM-PE implica una reducción de entre 10 y 14 puntos porcentuales de la

formalidad en el punto de discontinuidad, con un nivel de confianza del 95% o 99% en todas las especificaciones. Esto refleja una fuerte reducción del empleo formal para los adultos elegibles en el punto de discontinuidad, la cual ronda entre el 18% y el 30%. Para el empleo informal, el efecto es significativo y positivo en algunas especificaciones, pero la estimación pierde significancia cuando la variable de asignación es cuadrática y cúbica.

El trabajo también evidencia las consecuencias en el empleo agregado, tanto en términos extensivos (tasa de empleo), como intensivo (horas trabajadas). Como en ninguno de los casos se encuentran que el programa desincentive el trabajo, es factible pensar que los resultados sobre las variables de formalidad/informalidad están más dadas por el efecto sustitución que por el efecto ingreso. Para profundizar sobre este punto, el autor construye un modelo de RD que estudia las transiciones en el empleo: se evalúa cómo afecta el AFAM-PE a la probabilidad de un/a adulto/a de cambiar de estatus de empleo (los tres estatus son: no empleado, empleado informal, empleado formal).

$$Y_{it} = \alpha + \beta ELEG_i + \delta ELEG_i \times Y_{it-1} + \phi Y_{it-1} + F(N_i) + \varepsilon_i$$

evalúa cómo responde al programa la probabilidad de un adulto i de estar en un estatus de empleo en t (Y_{it}) (información post tratamiento, 2011-12) condicional a su estatus pasado de empleo (Y_{it-1}) (línea de base, enero de 2008).

Tabla 8

Estimaciones RD del efecto del AFAM-PE sobre las transiciones en el mercado de trabajo.

Variables dependientes (t1)	No empleo	Empleo formal	Empleo informal	No empleo	Empleo formal	Empleo informal
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Elegible	0.0642 [0.053]	-0.0373 [0.073]	0.1517*** [0.055]	0.0657 [0.052]	-0.0444 [0.072]	0.1526*** [0.055]
Elegible*Formal (t0)	-0.0451 [0.038]		-0.1347*** [0.044]	-0.0355 [0.038]		-0.1389*** [0.045]
Elegible*Informal (t0)	-0.0261 [0.031]	-0.1538*** [0.051]		-0.0232 [0.030]	-0.1516*** [0.051]	
Elegible*No empelado (t0)		-0.0568 [0.049]	-0.1265*** [0.035]		-0.0460 [0.049]	
<i>N</i>	3,581	3,528	3,528	3,581	3,528	3,528
<i>Controles</i>	No	No	No	Si	Si	Si

Notas: La tabla reporta las estimaciones del efecto de ser elegible al AFAM-PE sobre las transiciones en el mercado de trabajo. Los resultados se obtienen a partir de estimar modelos de probabilidad lineal de transiciones en los estados del mercado de trabajo (empleo formal, empleo informal, no empleo) condicional al estatus pasado de empleo Y_{it-1} , para la muestra de individuos entre 18 y 64 años de edad. Para cada estatus del mercado de trabajo en t se estima una regresión separada (columnas). Las filas reportan los coeficientes de interés: Elegible (indicadora igual a uno si el ICC del hogar supera el umbral de elegibilidad) y la interacción de esta variable con indicadoras del estatus laboral en $t-1$. Las columnas 1 a 3 (en orden) incluyen polinomios del ICC estandarizado de grado 2 y estos polinomios interactuados por la indicadora de elegibilidad. Las columnas 4 a 6 también incluyen controles pre-tratamiento: género, edad (5 categorías), educación (4 categorías), jefe de hogar, indicadoras separadas para valores *missing* en cada variable, y una indicadora de si el hogar fue encuestado en el Campo 1 o 2 (esta variable se incluye en todas las regresiones). Los errores estándar (en paréntesis rectos) corresponden a *clusters* por ICC estandarizado. Las medias de las variables dependientes corresponden al grupo de adultos en hogares no elegibles al programa.

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

Las columnas (1) y (4) estiman el efecto del AFAM-PE en las transiciones hacia el no empleo y no encuentran ningún impacto significativo. Cuando se evalúa el flujo de entrada hacia el empleo formal (2 y 5), el modelo arroja una caída estadísticamente significativa en la tasa de entrada desde los empleos informales y no puede estimar con significancia el efecto en las transiciones desde el no empleo. Por otro lado, se observa un incremento significativo en la persistencia de los autos en empleos informales, de una magnitud de 15 puntos porcentuales, aunque no hay evidencia de que se aumenten los flujos de entrada a él.

Este análisis indica que el efecto del programa sobre el empleo formal y el informal en su conjunto está explicado por un efecto sustitución entre tipos de empleo. En este sentido, la caída en la formalidad está dada por la baja en las transiciones desde la informalidad. También es importante remarcar que si bien los empleos informales se volvieron atractivos, esto no generó incentivos para que una parte de los trabajadores formales se pase a ellos.

3.4.2. Transferencias de ingresos y mercado de trabajo: el impacto de las asignaciones familiares Plan de Equidad sobre la informalidad laboral (2016)

Metodología

Failache, Giacobasso y Ramírez (2016) definen al **trabajo informal** como aquel que no se encuentra registrado y, por ende, no contribuye a la seguridad social. Para evaluar el impacto del AFAM-PE en él, los autores utilizan los **datos** provenientes de la “Encuesta de Seguimiento de Condiciones de Vida” realizada a una muestra de hogares que se postularon para obtener el programa en el año 2008. Al igual que en el caso de Bérgholo (2013), este trabajo se nutre del armado de la muestra realizado con el objetivo de facilitar la estrategia de identificación a través del modelo de regresión discontinua.

A diferencia del estudio anterior, aquí los autores restringen el análisis a los individuos de entre 21 y 65 años de edad, entendiendo que dicha subpoblación es la que presenta mayor dedicación al mercado laboral. La exclusión de los/as menores de 21 se fundamenta en que la tasa de asistencia a instituciones educativas presenta un punto de inflexión a la baja a partir de esa edad; a su vez, el límite de 65 se basa a la edad de jubilación vigente en Uruguay. Este criterio influye en una diferente conformación de los grupos de tratamiento y control con respecto a Bérgholo (2013): con una muestra de 1995 hogares que incluye a 3651 individuos, 2415 (66%) pertenecen al grupo de tratamiento (1345 hogares) y 1236 (36%) al de control (650 hogares)²⁹.

Al estar la participación de los hogares determinada por su puntaje en el Índice de Carencias Críticas, se erige al método de **Regresión Discontinua** como herramienta de identificación causal de efectos. La regla de elegibilidad permite la construcción de un grupo de control integrado por aquellos individuos que están apenas por debajo del umbral de asignación (Z^*) y uno de tratamiento con quienes están apenas por encima. Los autores trabajan con la idea de que en un entorno ε del umbral Z^* , los individuos no elegibles son comparables a los elegibles, correspondiendo la asignación del programa a factores aleatorios.

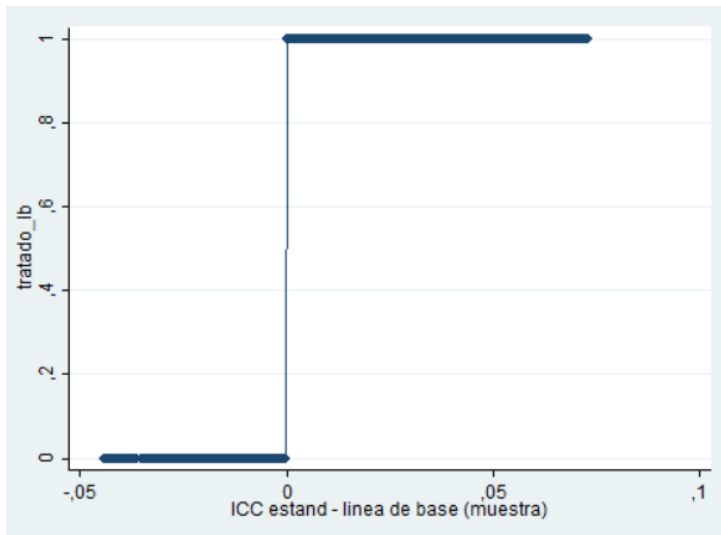
Para testear su validez como estimador del efecto causal, esta investigación primero analiza la capacidad del umbral para asignar correctamente el tratamiento. Para ello, se

²⁹ Es preciso marcar que, si bien todos los hogares del grupo de tratamiento fueron encuestados entre septiembre de 2011 y abril de 2012, 375 de los 650 hogares del grupo de control fueron relevados entre noviembre de 2012 y febrero de 2013 (los 275 restantes se registraron en el mismo período que todo el grupo de tratamiento).

observa la proporción de hogares que se encuentran por debajo del umbral y reciben el programa, y viceversa. Para el intervalo definido por el Instituto de Estadística de la UDELAR, de $[-.0426; 0.0727]$ no existe ningún caso en los que un hogar supere el umbral y no participe, o viceversa.

Figura 2

Participación en el programa AFAM PE según valor del ICC



Fuente: Encuesta de Seguimiento de Condiciones de Vida

Una vez probada su efectividad como instrumento de asignación, los autores desarrollan diversos test del supuesto de identificación. Analizan discontinuidades en posibles variables relevantes para explicar los resultados en el mercado laboral, construyen una función de densidad del instrumento de focalización y realizan un test de Wald para certificar que el parámetro incluido para analizar la discontinuidad es no significativo. En todos los casos, los resultados aportan mayor evidencia para asumir que en un entorno ε del umbral Z^* , el tratamiento es asignado en forma aleatoria.

El modelo utilizado regresa la variable de resultado (Y_{it}), sobre una constante β_0 , una variable que indica el tratamiento ($1(ICCst_i > 0)$), un polinomio paramétrico del $ICCst_i$ (f), una interacción del polinomio (f) con la variable indicadora de elegibilidad, y una matriz X' de regresores adicionales, siendo el parámetro β_1 la variable clave que indica el impacto del programa en Y_{it} .

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 1(ICCst_i > 0) + f(ICCst_i) + 1(ICCst_i > 0) \times f(ICCst_i) + X' \gamma + \varepsilon_i$$

Para evaluar el impacto del programa en la informalidad, se erigen distintas variables dependientes, con el objetivo de poder dilucidar también la existencia de un efecto ingreso y/o de un efecto sustitución: así, se evalúa la incidencia del AFAM-PE en la tasa de informalidad, la de empleo formal, la de ocupación y la de actividad. Las estimaciones se realizan utilizando un modelo *probit* y definiendo tres alternativas: primero, una especificación lineal del polinomio del ICC sin incluir variables de control; luego con una especificación cuadrática sin controles; y en tercer lugar, con una especificación cuadrática y controlando por región, sexo, edad, edad al cuadrado y años de educación. Para aislar potenciales efectos de estacionalidad ligados a las dos etapas en las que se llevó a cabo la encuesta, las estimaciones fueron realizadas incluyendo una *dummy* que indicaba el período en el cual fue encuestado el individuo.

Resultados

La variable de resultado principal indica si la persona se desempeña en la informalidad. En promedio, se puede observar que los individuos elegibles (con un ICC positivo) exhiben tasas de informalidad mayores que los que se encuentran por debajo del umbral (43.02% vs 29.53%). Estas diferencias en las medias se complementan con los resultados arrojados por las estimaciones del modelo³⁰. Los datos de los hogares pre-tratamiento se corresponden con la información de los registros de inscripción (“línea de base”) de enero de 2008 y la información post-tratamiento proviene de la información relevada en la Encuesta de Seguimiento de Condiciones de Vida entre 2011 y 2013.

³⁰ Los resultados que se mostrarán en las tablas corresponden a las estimaciones del modelo *probit*. Los autores realizaron también estimaciones a través de un modelo de regresión múltiple, sin encontrar diferencias significativas en los resultados. Estos resultados obtenidos vía MCO no fueron publicados en el trabajo, pero pueden ser solicitados a ellos.

Tabla 9

Efectos marginales y significación del efecto tratamiento sobre la tasa de informalidad

		Especificaciones		
	Media no elegibles	(1)	(2)	(3)
Tasa de informalidad	29.53%	0.130 (0.0430)***	0.103 (0.0597)*	0.110 (0.0596)*
Función del ICC		Lineal	Cuadrática	Cuadrática
Otros controles		No	No	Sí
Nº de Observaciones		2788	2788	2773

Nota: En cada columna se indica el valor del coeficiente asociado al regresor de tratamiento. Debajo de cada coeficiente, se muestra el error estándar robusto a heteroscedasticidad, así como el nivel de significación del coeficiente de tratamiento: ***significativo al 1%, **significativo al 5%, *significativo al 10%.

Puede observarse que el **impacto del AFAM-PE sobre la informalidad es positivo y significativo** (para la primera especificación, con un nivel de significancia del 1%, para los otros dos del 10%). La magnitud de este impacto es en promedio de 11 puntos porcentuales, lo que implican un efecto de aproximadamente un 37% si se toma en cuenta que la incidencia de la informalidad en los individuos no elegibles es de 29.53%.

Cuando se comparan las medias de los grupos en lo que respecta a sus tasas de empleo formal, se observa una diferencia de 14 puntos: el 42% de los elegibles es formal, mientras que el 56% de los no elegibles lo es. Sin embargo, cuando se observan los promedios de las tasas de actividad, ocupación y de horas trabajadas en cada grupo, los valores son muy similares. Estos datos sugieren la existencia de un efecto negativo del programa en la formalidad, pero una insignificancia en las otras variables. Y las estimaciones del modelo lo confirman:

Tabla 10

Efectos marginales y significación de la variable de tratamiento

	Media no elegibles	Especificaciones		
		(1)	(2)	(3)
Tasa de actividad	83.3%	0.0238 (0.0310)	0.0253 (0.0430)	0.00111 (0.0387)
Tasa de ocupación	79.2%	-0.0170 (0.0335)	-0.0328 (0.0453)	-0.0555 (0.0431)
Horas trabajadas	37,58	-0.926 (1.759)	-2.233 (2.448)	-2.305 (2.356)
Tasa de empleo formal	55.9%	-0.113 (0.0395)***	-0.100 (0.0541)*	-0.123 (0.0547)**
Función del ICC		Lineal	Cuadrática	Cuadrática
Otros controles		No	No	Sí
Nº de Observaciones		3651	3651	3634

Las estimaciones de horas trabajadas fueron realizadas en base a un modelo MCO manteniendo la misma forma funcional y variables de control que en los modelos probit para Tasa de Actividad, Tasa de Ocupación y Tasa de Empleo Formal. En este caso, la variable utilizada incluye valores mayores o iguales a 0 para toda la población económicamente activa (ocupados más desocupados). Adicionalmente se realizaron las mismas estimaciones utilizando un modelo Tobit y los resultados encontrados son los mismos: No hay efectos significativos del tratamiento sobre las horas trabajadas. El número de observaciones presentado en la tabla corresponde a las estimaciones de Tasa de Actividad, Tasa de Ocupación y Tasa de Empleo Formal. En el caso del modelo MCO para las horas trabajadas el número de observaciones es el siguiente: (1) 2.845 (2) 2.845 (3) 2.833
Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta de Condiciones de Vida

Los hallazgos econométricos dan cuenta de un **efecto significativo y negativo** (11 puntos porcentuales) **del programa en la formalidad** (1, 10 y 5% dependiendo la especificación). Teniendo en cuenta que la tasa de empleo formal es de 56%, el impacto negativo es de 20%. Por el lado de la tasa de actividad, la de ocupación y las horas trabajadas, no se hallaron efectos relevantes. El hecho de que estas tres variables se mantengan casi constantes, mientras que la formalidad cae y la informalidad aumenta, sugiere la existencia de un efecto sustitución, en detrimento de un efecto ingreso.

Por último, es preciso mencionar un hallazgo importante de los autores: cuando se desagrega por género en forma binaria, hay diferencias sustanciales entre varones y mujeres. Para las tres especificaciones del modelo, el programa impacta de forma significativa y negativa en la tasa de empleo formal de las mujeres, y en forma positiva en su informalidad. Sus magnitudes son mayores a las de la población en general: el efecto promedio en la tasa de informalidad es de 15% y la tasa para el grupo de control es de 30.7%, siendo un impacto del 50%. Contrariamente, la población masculina no arroja efectos significativos sobre las variables estudiadas del mercado de trabajo.

4. RESULTADOS EN PERSPECTIVA COMPARADA

En la sección anterior se analizaron seis estudios que evalúan el impacto de tres programas de transferencias condicionadas en Sudamérica. Más específicamente, se ha abordado el efecto en la informalidad laboral de la Asignación Universal por Hijo en Argentina, del Bolsa Familia en Brasil y del Asignaciones Familiares-Plan de Equidad en Uruguay. Este apartado presenta un cuadro donde se retoman las distintas investigaciones con el objetivo de sistematizar los resultados principales encontrados. Luego, se esgrimen comparaciones entre los efectos hallados en cada programa y entre países.

Tabla 11: Resultados en perspectiva comparada

Programa	Paper	Metodología	Efecto en la formalidad	Efecto en la informalidad
AUH	Garganta y Gasparini (2012)	Diferencias en Diferencias	Negativo. Caída de 7.65% en la posibilidad de ser formal para quienes eran informales/desocupados. Para informales, caída de 8.21% (casi un 40% de lo que hubiese sido sin AUH).	No existen incentivos a la informalidad para quienes se encuentran en la formalidad
	Mario, Rosa y García (2013)	Diferencias en Diferencias		No significativo (margen extensivo)
Bolsa Familia	Barbosa y Leite Corseuil (2014)	Regresión Discontinua <i>Fuzzy</i>		No significativo (margen intensivo y extensivo)
	de Brauw, Gilligan, Hoddinott y Roy (2015)	Propensity score weighting	Negativo. Reducción de 8 horas semanales de trabajo promedio por hogar en el sector formal (disminución de un 40%). Impacto en zonas urbanas	Positivo- Efecto Sustitución. Aumento de 7.8 horas en el tiempo promedio trabajado en la informalidad (40%). Impacto en zonas urbanas

AFAM-P E	Bérgolo (2013)	Regresión Discontinua <i>Sharp</i>	Negativo. Entre 10 y 14 puntos porcentuales, lo que implica una reducción del empleo formal de entre un 18 y un 30% respectivamente. Este efecto es generado por la baja en los flujos desde la informalidad.	No significativo en el margen extensivo aunque la caída en la formalidad está dada por la baja en las transiciones desde la informalidad (efecto sustitución). No hay incentivos a que los formales se pasen a la informalidad.
	Failache, Giacobasso y Ramírez (2016)	Regresión Discontinua <i>Sharp</i>	Negativo. 11 puntos porcentuales, lo que representa un impacto negativo del 20% en la tasa de empleo formal. Mayor efecto en mujeres.	Positivo – Efecto Sustitución. 11 puntos porcentuales, lo que implica un aumento del 37% en la informalidad. Mayor efecto en mujeres.

El caso argentino

Las evaluaciones relevadas sobre la Asignación Universal por Hijo arrojan resultados disímiles en lo que respecta a su impacto en la informalidad laboral. Si bien ambos trabajos se construyen a partir de la Encuesta Permanente de Hogares y estiman el efecto promedio del programa con el método de diferencias en diferencias, presentan significativas discrepancias a la hora de definir los grupos de tratamiento y control. La ausencia de información sobre los/as beneficiarios/as en la EPH obliga a diagramar estrategias de identificación de titulares: Garganta y Gasparini (2012) captan a todos/as aquellos/as habilitados/as para participar del programa (más allá de si efectivamente lo recibieron), mientras que Mario, Rosa y García (2013) se basan en una categoría de la EPH. Los trabajos también difieren en los tamaños de sus muestras y en su marco temporal (el primero utiliza seis semestres y el segundo dos). Este último, en ambos casos (aunque aún más para el segundo), parece ser corto.

Es esperable que la conformación de muestras y grupos de tratamiento y control tan disímiles arrojen resultados diferentes sobre el impacto de una misma política pública: para Garganta y Gasparini, la AUH desincentiva la formalización de informales y desocupados/as, mientras que para Mario, Rosa y García el programa no tiene ningún impacto en la

informalidad de quienes ya tenían un empleo informal. Estos hallazgos impiden sacar conclusiones certeras sobre el caso y erigen la necesidad de nuevos estudios que puedan evaluar los efectos de la política desde el mediano plazo (ya van 12 años desde su implementación). Además, es preciso contar con fuentes de datos que, al mismo tiempo, den información sociolaboral sobre los hogares, incluyan a las zonas rurales y permitan identificar a los/as titulares del programa. La necesidad de erigir estrategias de identificación de beneficiarios/as da heterogeneidad a los resultados; a su vez, la imposibilidad de abordar aglomerados de menos de 100.000 personas es una limitación muy importante para las investigaciones que se puedan hacer sobre la AUH en Argentina.

El caso brasileño

En lo que respecta al Bolsa Familia, los resultados tampoco parecen ser concluyentes respecto a su efecto en la informalidad laboral. Los dos estudios trabajan con fuentes de información diferentes, en momentos distintos y utilizan métodos de evaluación de impacto disímiles. Además, para evitar los problemas ligados a la autoselección de los beneficiarios, un trabajo utiliza la discontinuidad ligada a la edad del hijo menor, mientras que el otro se centra en la comparación de hogares muy similares de distintos municipios que se diferencien respecto a su participación en el programa.

Con resultados heterogéneos, los dos trabajos presentan información valiosa sobre varias aristas de la informalidad y hasta pueden pensarse como complementarios. Barbosa y Leite Corseuil se ven obligados a trabajar con familias que poseen niños/as de una edad cercana a los 16 años, con distintos niveles de ingresos. Los autores no encuentran efectos del Bolsa Familia ni en las horas trabajadas por estos hogares en el sector informal, ni en la probabilidad de que su jefe/a de hogar sea informal, ni en las posibilidades de que la ocupación secundaria de la familia sea informal. Es importante mencionar que, en todos los casos, los parámetros estimados son negativos, lo que sugeriría –contra lo que indica la teoría- un desincentivo a la informalidad del programa. Sin embargo, el tamaño pequeño de la muestra impide llegar a resultados significativos. Estas limitaciones muestrales que condicionan la potencia estadística de las estimaciones son una limitación habitual del método de regresión discontinua (más aún de la difusa), que obliga a evaluar únicamente los hogares en torno al umbral (Gertler et al, 2017).

De Brauw, Gilligan, Hoddinott y Roy, en cambio, trabajan con una muestra de hogares significativamente más amplia, que además incluye a familias con niños/as de todas las

edades. En este caso, el Bolsa Familia tiene un efecto significativo y de distinto signo en la informalidad y la formalidad laboral, y su magnitud es muy importante en ambos casos (40%). Estos hallazgos sugieren la existencia de un efecto sustitución, donde los/as trabajadores/as se mueven hacia el empleo informal para no perder su condición de elegibles. Entendiendo que los mercados laborales se comportan diferente según la zona, los autores desagregan los resultados entre regiones urbanas y rurales, y encuentran allí resultados importantes: el impacto de la política está casi íntegramente dado por su efecto en los aglomerados urbanos. Este enfoque se complementa con el de género, ya que en las ciudades el Bolsa Familia no tiene resultados muy distintos en el estatus laboral de varones y mujeres, mientras que en las zonas rurales sí: el trabajo masculino no se ve afectado por el programa y el empleo femenino se reduce tanto en la formalidad como en la informalidad. Estos hallazgos son destacables, ya que al desagregar por género y región se otorga una mayor precisión a los resultados y se reconocen las desigualdades territoriales y de género existentes.

Si bien se encuentran impactos no deseados del Bolsa Familia en el mercado de trabajo, es preciso destacar que los hogares analizados en los grupos de tratamiento y control cuentan con ingresos más altos que la media de los beneficiarios/as del programa. Si se incluyese a las familias más vulnerables, es factible que el efecto de la política se vea morigerado, como sucede en la investigación de Barbosa y Leite Coresuil.

El caso uruguayo

La literatura empírica sobre el AFAM-PE evidencia sus efectos negativos sobre el empleo formal en Uruguay. Los trabajos aquí relevados utilizan bases de datos y estimaciones muy similares, aunque pequeñas diferencias metodológicas (límites de edad para los adultos de la muestra, controles temporales, diseño del modelo) llevan a resultados distintos. Las dos investigaciones uruguayas cuentan con una ventaja fundamental: el convenio entre el Ministerio de Desarrollo Social y la UDELAR para relevar información con el objetivo de evaluar el impacto del programa. Esta iniciativa gubernamental otorga a los trabajos académicos datos sobre individuos elegibles y no elegibles de características similares, con una muestra diseñada intencionalmente para realizar estimaciones con el método de regresión discontinua.

Ambos estudios coinciden en que el AFAM-PE no tiene efectos significativos sobre el empleo en su conjunto (tanto en su margen extensivo como intensivo), pero sí incide en una caída de entre el 20 y el 30% en la tasa de empleo formal. Si bien estos resultados son

interpretados como un efecto sustitución, en cada investigación la argumentación es diferente. Bérngolo no encuentra evidencia significativa sobre un impacto positivo en la informalidad, pero demuestra una caída en el flujo de trabajadores desde empleos informales hacia registrados. En cambio, Failache, Giacobasso y Ramírez registran un aumento de 11 puntos porcentuales, lo que implica un efecto de un 37% en la tasa de informalidad (la tasa de informalidad en el grupo de los no tratados era del 29.5%). Aquí es importante mencionar que cuando se desagrega por género en forma binaria, hay diferencias sustanciales entre varones y mujeres. El programa impacta de forma significativa y negativa en la tasa de empleo formal de las mujeres, y en forma positiva en su informalidad, con magnitudes más altas que para el promedio poblacional; por su parte, la población masculina no evidencia resultados significativos del AFAM-PE sobre las variables estudiadas del mercado de trabajo.

Para cerrar, es preciso remarcar que las estimaciones del método de Regresión Discontinua se hacen sobre hogares que se encuentran en torno al umbral de elegibilidad dado por el ICC. Aquellas familias que no son incluidas se encuentran en condiciones de mayor vulnerabilidad y no es posible extender los resultados a ellas. En estos casos, hay más posibilidades de que los hogares se encuentren en una situación de exclusión y exista una menor movilidad entre sectores del mercado de trabajo. En esta línea, los trabajos podrían estar sobreestimando el impacto del AFAM-PE en la informalidad y la existencia de un efecto sustitución.

Balance comparado

De los tres programas abordados, el único que evidencia desincentivos a la formalidad en ambos estudios es el AFAM-PE. Las razones detrás de estos resultados pueden pensarse desde dos lugares: la metodología de las evaluaciones relevadas y el propio diseño del programa uruguayo. En lo que atañe a la primera, la fuente de datos utilizada otorga mayor certeza que en los casos de Argentina y Brasil, y se adapta perfectamente al método de regresión discontinua. En segundo lugar, el programa uruguayo cuenta con una cobertura (proporcional a su población) y un monto (en dólares) más altos. A su vez, realiza chequeos de ingresos de los/as beneficiarios/as cada dos meses (en Brasil esto se realiza cada dos años y en Argentina no se lleva adelante). Estas características de la política pueden tener influencia en los resultados encontrados. En el caso de la Asignación Universal Por Hijo y el Bolsa familia, los hallazgos son heterogéneos y no sugieren lineamientos claros sobre el impacto de los programas en la composición del mercado de trabajo.

Un aspecto común a las investigaciones de Brasil y Uruguay es que no encuentran efectos significativos en el nivel agregado de empleo. Esto sugiere la inexistencia de un efecto ingreso y se suma a la profusa evidencia empírica existente que descarta los incentivos de los programas de transferencias condicionadas a abandonar el trabajo. A su vez, da cuenta de la existencia de un efecto sustitución: el umbral de ingresos (operativizado en los casos de Brasil y Uruguay) como criterio de elegibilidad podría estar llevando a los/as beneficiarios/as y potenciales beneficiarios/as cercanos a él a esconder parte de sus ganancias en la informalidad. En el futuro será importante ver si este incentivo a la informalidad se cumple en estudios que evalúen hogares titulares más vulnerables, más proclives a estar excluidos del mercado formal de trabajo.

Por último, es preciso destacar que en los casos en los que se hallan impactos significativos de los programas en la informalidad, estos son mayores en las mujeres. Al desagregar los resultados en forma binaria, las magnitudes de los efectos se acrecientan para el empleo femenino, tanto en Brasil como en Uruguay.

5. CONCLUSIONES

El crecimiento y la consolidación de los programas de transferencias condicionadas ha caracterizado a las primeras dos décadas del siglo XXI en toda Sudamérica. La incorporación de pilares no contributivos a los sistemas de protección social supuso un avance sustancial hacia la garantía de los derechos económicos y sociales de toda la población. En esta línea, la ampliación de la cobertura y el incremento de los montos de los PTC han tenido exitosos resultados contra la pobreza y la desigualdad, los cuales han sido ampliamente abordados por la literatura.

Sin embargo, un aspecto que ha cobrado relevancia en los últimos años radica en los potenciales efectos no deseados que pueden tener estos programas en el mercado de trabajo. Los estudios elaborados en esta línea no buscan desalentar las extensiones de los sistemas de protección social, sino apuntalar un mejor diseño para evitar potenciales limitaciones a la inserción laboral. La evidencia aún es incipiente y la presente revisión de literatura ha relevado seis trabajos que estudian la vinculación entre los programas de transferencias condicionadas y la informalidad laboral. Los resultados encontrados son heterogéneos y no sugieren una relación única, ni igual en todos los casos, por lo que aún es un campo fértil para

seguir investigando. Nuevas evaluaciones de impacto pueden contribuir, a partir de la evidencia empírica, a dilucidar mejor los vínculos entre PTC e informalidad, funcionando como insumos claves para el diseño y la implementación de los distintos programas de la región. Ampliar la información pública disponible ayudará mucho en este proceso y, utilizando el ejemplo del caso uruguayo, pueden desarrollarse relevamientos informativos centrados en evaluar el impacto de las políticas.

Un diagnóstico que sí es compartido en la literatura se focaliza en los problemas que tienen los PTC para lograr una superación sostenida de la pobreza. En esta línea, es fructífero indagar sobre articulaciones con políticas de inserción sociolaboral. Mejorar la coordinación en el diseño y la implementación de estos dos tipos de políticas puede moderar los potenciales impactos de los PTC en la informalidad laboral. En los últimos años se ha avanzado en ello y la crisis suscitada por la pandemia del Covid-19 incrementó la necesidad de investigar sobre articulaciones virtuosas.

Por último, es preciso marcar que la pandemia generó modificaciones sustanciales en las políticas sociales de los distintos países de la región. Con el objetivo de morigerar los impactos regresivos de la crisis, se han incrementado los PTC, tanto en sus montos como en su cobertura, lo cual ha sido beneficioso para moderar el aumento de la pobreza. Estudiar sus efectos en la informalidad laboral será una línea importante de investigación en el futuro. Para el caso argentino en particular, la creación de la Tarjeta Alimentar para los/as beneficiarios/as de la AUH puede modificar en gran medida los efectos vistos en la presente revisión. El monto percibido en el marco del nuevo programa es incluso más alto que el de la AUH, lo que potencialmente puede incrementar los incentivos a mantenerse en la informalidad para quienes no se hallan excluidos/as del mercado formal de trabajo.

6. BIBLIOGRAFÍA

Agis, E., Cañete, C., & Panigo, D. (2013). El impacto de la asignación universal por hijo en la Argentina. Presentación formal de los resultados anticipados en 2010. *Empleo, desempleo & políticas de empleo* (15).

Alzúa, M. L., Cruces, G., & Ripani, L. (2010). Welfare Programs and Labor Supply in Developing Countries. Experimental Evidence from Latin America. CEDLAS.

Amarante, V., Burdín, G., Ferrando, M., Manacorda, M., Vernengo, A., & Vigorito, A. (2009). *Evaluación de Impacto del PANES: Informe Final para MIDES*. Montevideo: IECON-UdelaR.

Amarante, V., Ferrando, M., & Vigorito, A. (2011). *Asistencia escolar, trabajo infantil y transferencias monetarias: Una evaluación de impacto del PANES*. Poverty and Economic Policy Network, Working Paper.

Barbosa, A., & Leite Corseuil, C. (2014). Conditional cash transfer and informality in Brazil. *IZA Journal of Labor & Development* , 37 (3).

Bertrand, M., Duflo, E. & Mullainathan, S. (2004). How Much Should We Trust Difference-in-Difference Estimates?. *Quarterly Journal of Economics*, 119 (1), 249-275.

Bérgolo, M. (2013). *Políticas de Protección Social, incentivos al trabajo y empleo formal. Evidencia para Uruguay a partir de una evaluación de experimentos de política*. La Plata: Universidad Nacional de La Plata.

Bosch, M., & Manacorda, M. (2012). *Social Policies and Labor Market Outcomes in Latin America and the Caribbean: A Review of the Existing Evidence*. Centre for Economic Performance. London School of Economics and Political Science.

Bouillon, C. P., & Tejerina, L. (2006). *Do We Know What Works? A Systematic Review of Impact Evaluations of Social Programs in Latin America and the Caribbean*. Washington D.C.: World Bank.

Bucheli, M., Forteza, A., & Rossi, I. (2007). "Work history and the access to contributory pensions: the case of Uruguay". Montevideo: UR-FCS DE.

Cansino, J., & Sánchez Braza, A. (2009). Evaluación del programa escuelas-taller y casas de oficio a partir de su efecto sobre el tiempo de búsqueda del primer empleo. El caso de Sevilla. *Estudios de Economía Aplicada* , 27 (1), 1-22.

Cecchini, S., & Madariaga, A. (2011). *Programas de Transferencias Condicionadas. Balance de la experiencia reciente en América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile: CEPAL.

CEPAL y OIT. (2014). *Los programas de transferencias condicionadas y el mercado laboral*. Santiago de Chile: ONU.

Consejo Nacional de Coordinación de Políticas Sociales. (2021). *Resumen de Indicadores y Programas Sociales*. Presidencia de la Nación.

Cortínez, V., Fernández, I., Ferández, J., Leyton, C., Macías, D., Molina, C., y otros. (2016). *Mejores prácticas internacionales de programas productivos articulados a programas de transferencias monetarias condicionadas*. Serie Documentos de Trabajo N°10, Grupo de Trabajo Desarrollo con Cohesión Territorial. Santiago de Chile: Rimisp.

Cruces, G., Ham, A., & Viollaz, M. (2012). Scarring effects of youth unemployment and informality. Evidence from Brazil. CEDLAS.

D'Elia, V., & Navarro, A. (2013). Universal Child Allowance and School Delay of Children in Argentina. *Revista de Análisis Económico* , 28 (2), 63-90.

De Azevedo Nazareno, L. (2016). O Programa Bolsa Família E O Mercado de Trabalho Informal: Uma Análise de Impacto Da Ação Brasil Carinhoso. *Economia Aplicada* , 20 (4), 457-470.

de Brauw, A., Gilligan, D., Hoddinott, J., & Roy, S. (2015). Bolsa Familia and Household Labor Supply. *Economic Development and Cultural Change* .

de la Brière, B., & Rawlings, L. (2006). Examining Conditional Cash Transfer Programs: A Role for Increased Social Inclusion? Washington DC: World Bank.

della Paolera, C., Biondi, A., & Petrone, L. (2019). *Un camino para reducir la pobreza crónica en Argentina. Políticas y recomendaciones*. Buenos Aires: CIPPEC.

Di Maro, V., & Skoufias, E. (2008). Conditional Cash Transfers, Adult Work Incentives, and Poverty. *Journal of Development Studies* , 44 (7), 935-960.

Díaz Langou, G., Caro Sachetti, F., Karczmarczyk, M., Bentivegna, M. B., & Capobianco, S. (2019). *Empelo, crecimiento y equidad. Impacto económico de tres políticas que reducen las brechas de género*. Buenos Aires: CIPPEC.

Failache, E., Giacobasso, M. & Ramírez, L. (2016). Transferencias de ingresos y mercado de trabajo: El impacto de Asignaciones Familiares Plan de Equidad sobre la informalidad laboral. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración. Montevideo: Universidad de la República.

Ferreira de Souza, P., Guerreiro Osorio, R., Paiva, L. H., & Soares, S. (2018). Os Efeitos do Programa Bolsa Família sobre a Pobreza e a Desigualdade: um balanço dos primeiros quinze anos. En T. Silva, *Bolsa Família 15 Anos (2003-2018)* (págs. 155-190). Brasília: Enap.

Fields, G. (2004). *A Guide to Multisector Labor Market Models*. Washington D.C.: Cornell University.

Fiszbein, A., & Schady, N. (2009). *Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty*. Washington D.C.: World Bank.

- Galasso, E. (2006). *With their effort and one opportunity: Alleviating extrem poverty in Chile*. Washington D.C.: Development Research Group. World Bank.
- Galliani, S., & Weinschelbaum, F. (2010). Modeling informality formally: households and firms. CEDLAS.
- Garganta, S. (2019). Midiendo el efecto distributivo de la Asignación Universal por Hijo en Argentina: efecto directo, indirecto y potenciales mejoras. *Ecónomica* , 65 (1).
- Garganta, S., & Gasparini, L. (2012). El Impacto de un Programa Social sobre la Informalidad Laboral: El caso de la AUH en Argentina. *Documento de Trabajo Nro. 133* .
- Garganta, S., Gasparini, L., & Marchionni, M. (2017). Cash transfers and female labor force participation: the case of AUH in Argentina. *IZA Journal of Labor Policy* .
- Gasparini, L., & Cruces, G. (2010). Las asignaciones universales por hijo. Impacto, discusión y alternativas. La Plata: CEDLAS.
- Gazola Hellman, A. (2015). ¿Cómo funciona Bolsa Familia? Mejores prácticas en la implementación de programas de transferencias monetarias condicionadas en América Latina y el Caribe. Nota Técnica N° 856. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Gertler, S., Premand, P., Rawlings, L. & Vermeersch, C. (2017). *La evaluación de impacto en la práctica*. Washington D.C.: Banco Mundial y Banco Interamericano de Desarrollo.
- Imbens, G. & Lemieux, T. (2008). Regression discontinuity designs: A guide to practice. *Journal of Econometrics*, 142, 615-635.
- Lavalleja, M., & Tenenbaum, V. (2020). *Mecanismos de focalización de programas de transferencias monetarias en América Latina: el caso del Uruguay*. Montevideo: CEPAL.
- Levy, S. (2008). *Good Intentions, Bad Outcomes. Social Policy, Informality, and Economic Growth in Mexico*. Washington D.C.: Brookings Institution Press.
- Lindert, K., & Vincensini, V. (2010). Social Policy, Perceptions, and the Press: An Analysis of the Media's Treatment of Conditional Cash Transfers in Brazil. Social Protection Discussion Paper n. 1008. Washington D.C.: World Bank.
- Lúcio, P., Vieira, B., Barros, A., & Nogueira, L. (2018). Bolsa Família versus pobreza e desigualdade de renda. *Espacios* , 39 (33).
- Machado, A., Castaings, M., Chiossi, J., Dibot, G., González, M., Moreno, M., Rojo, V., Ryan, M. & Terra, F. (2012). *El nuevo régimen de Asignaciones Familiares. Su impacto en la participación y permanencia en el Ciclo Básico de educación media*. Montevideo: Ministerio de Desarrollo Social-Facultad de Ciencias Económicas y de Administración.
- Mario, A., Rosa, P., & García, A. (2013). Políticas sociales y mercado de trabajo en Argentina: el efecto de la AUH en la informalidad laboral. *Documentos y Aportes en Administración Pública y Gestión Estatal* , 13 (21), 41-64.

Maurizio, R. (2011). Formación de capacidades y convergencia productiva. En R. Infante, *El desarrollo inclusivo en América Latina y el Caribe: ensayos sobre políticas de convergencia productiva para la igualdad* (págs. 299-333). Santiago de Chile: CEPAL.

Moffitt, R. (2002). *Welfare Programs and Labor Supply*. Working Paper 9168. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

Ocampo, J. A., Rada, C., & Taylor, L. (2009). Growth and Sectoral Policy. En *Growth and Policy in Developing Countries. A Structuralist Approach* (págs. 121-141). New York: Columbia University Press.

OIT. (2018). *Presente y futuro de la protección social en América Latina y el Caribe*. Panorama Laboral Temático N°4, Lima.

Ospina, M. P. (2010). The Indirect Effects of Conditional Cash Transfer Programs: An Empirical Analysis of Familias en Accion. Georgia State University.

Paz, J. & Golovanevsky, L. (2014). *Programa Asignación Universal por Hijo para la Protección Social. Un ejercicio de evaluación de sus efectos sobre los hogares*. Ponencia presentada en las III Jornadas Nacionales de Estudios Regionales y Mercado de Trabajo. San Salvador de Jujuy, Argentina.

Perry, G., Maloney, W., Arias, O., Fajnzylber, P., Mason, A., & Saavedra-Chanduvi, J. (2007). *Informality: Exit and Exclusion*. Washington D.C.: World Bank.

Rawlings, L., & Rubio, G. (2005). Evaluating the Impact of Conditional Cash Transfer Programs: Lessons from Latin America. *World Bank Research Observer*, 20, 29-55.

Ribas, R., & Soares, F. (2011). *Is the effect of conditional transfers on labor supply negligible everywhere?* University of Illinois.

Rofman, R., & Oliveri, M. (2011). *Las políticas de protección social y su impacto en la distribución del ingreso en Argentina*. Working Paper Series on Social Policy N° 6, World Bank.

Rossel, C., Courtoisie, D., & Marsiglia, M. (2014). Programas de transferencias, condicionalidades y derechos de la infancia. Apuntes a partir del caso del Uruguay. Santiago de Chile: CEPAL-UNICEF.

Sanromán, G., Rossi, I., Grushka, C., Fajnzylber, E., Apella, I., & Forteza, Á. (2011). Contributions to social security in Argentina, Chile and Uruguay: densities, transitions and duration. *Económica*, 57, 127-164.

Sistema de Información, Evaluación y Monitoreo de Programas Sociales (SIEMPRO). (2019). *Análisis de titulares de AUH*. Buenos Aires: Consejo Nacional de Coordinación de Políticas Sociales.

Soares, F., Ribas, R., & Osorio, R. (2010). Evaluating the Impact of Brazil's Bolsa Família: Cash Transfer Programmes in Comparative Perspectives. *Latin American Research*, 45 (2).

Weller, J. (2014). Aspectos de la evolución reciente de los mercados laborales en América Latina y el Caribe. *Revista CEPAL* (114), 8-29.