

El impacto de la expansión de las transferencias monetarias: el caso de la Tarjeta Alimentar en Argentina *

Luis Laguinge †

Agosto 2022

Resumen

La Asignación Universal por Hijo constituye, desde el año 2009, el principal pilar de la política social en Argentina. Este programa ha sido difícil de evaluar, entre otras razones debido a que el monto de la transferencia es idéntico para todos los beneficiarios. A fines del año 2019 el gobierno introdujo una modificación importante: otorgó un suplemento - la Tarjeta Alimentar - que en promedio duplicó el valor de la transferencia, y lo limitó al grupo de familias con hijos de 6 años o menos. Este trabajo evalúa el impacto de esa extensión sobre algunos indicadores laborales y distributivos, aplicando la metodología de diferencias en diferencias. Los resultados sugieren la existencia de un efecto positivo sobre los ingresos y negativo sobre la pobreza (en torno a 6 puntos porcentuales). No se encuentra evidencia de efectos negativos en la participación laboral, el empleo o las horas trabajadas, aunque existen algunos indicios de caída del empleo asalariado formal entre los beneficiarios.

Palabras clave: pobreza, indigencia, participación laboral, transferencias, Tarjeta Alimentar

Clasificación JEL: I38, J22

*Agradezco los valiosos comentarios de Leonardo Gasparini e Inés Berniell.

†CEDLAS-IIE-UNLP y CONICET. Contacto: luislaguinge4@gmail.com

1. Introducción

Desde hace ya más de dos décadas los programas masivos de transferencias de ingreso (PTI) constituyen un pilar central en la estrategia de alivio a la pobreza en América Latina. El debate y los cuestionamientos sobre la efectividad y los potenciales efectos colaterales de estos programas se ha intensificado recientemente en un contexto de estancamiento prolongado en materia de reducción de la pobreza en la región.¹ En este escenario es crucial evaluar si los PTI resultan herramientas efectivas para cumplir con su objetivo de reducir la pobreza y si generan algún efecto indeseado, en particular en el mercado laboral.

Argentina tiene uno de los programas de transferencias monetarias más ambiciosos de América Latina, en términos de cobertura y valor real de los beneficios: la Asignación Universal por Hijo (AUH). Este programa creado a fines de 2009, que otorga una transferencia monetaria mensual a las familias sin empleo formal y con hijos menores de 18 años, constituye la principal iniciativa de política social de Argentina (excluyendo las dirigidas a adultos mayores) en términos de alcance, presupuesto y potencial impacto inmediato sobre la pobreza monetaria. Pese a su relevancia, esta iniciativa ha sido difícil de evaluar debido a la escasez de heterogeneidades en el tratamiento: la AUH es un programa masivo que cubre a la enorme mayoría de los hogares de bajos recursos, fue implementado en muy poco tiempo y de forma homogénea a lo largo del territorio, brinda el mismo subsidio monetario con independencia de la situación de la familia beneficiaria, no ha experimentado prácticamente ningún cambio en su diseño y ha tenido pocas variaciones en el valor real de la transferencia a lo largo del tiempo.

Como resultado de estas dificultades, la enorme mayoría de los trabajos que estudian el efecto de la AUH sobre la pobreza, la desigualdad y otros indicadores sociales basados en los ingresos asumen ausencia de cambios en el comportamiento, y por lo tanto simplemente computan como impacto final del programa sobre los ingresos familiares al valor de la transferencia (Agis et al. (2010), Gasparini y Cruces (2010) y Rofman y Olivieri (2012)). Las escasas evaluaciones causales sobre la AUH (que además se focalizan en otros resultados, y no en ingresos) típicamente comparan en el tiempo a las potenciales familias beneficiarias -sin empleo formal y con hijos- con aquellas no beneficiarias, lo que naturalmente implica posibles sesgos provenientes de diferencias en factores inobservables entre grupos (Garganta y Gasparini (2015), Maurizio y Vázquez (2014), Garganta et al. (2017)).

A fines del año 2019 el gobierno argentino implementó una modificación que introdujo por primera vez una heterogeneidad importante en el programa: otorgó un suplemento - la Tarjeta Alimentar (TA) - que en promedio duplicó el valor de la transferencia, y lo limitó al grupo de

¹Luego de una caída sostenida durante los 2010s, la tasa de pobreza de ingresos de América Latina calculada en función de la línea de 5.5 USD por día por persona a PPA se ha mantenido estancada en alrededor de 25 % desde 2012, con un pico de 28 % durante 2020 (CEDLAS, 2022)

familias con hijos de 6 años o menos. La TA se implementó paulatinamente desde el mes de enero de 2020 hasta alcanzar un total de 1,5 millones de titulares en marzo de 2020, cifra que se mantendría relativamente constante hasta mayo de 2021 (mes en el que el universo de beneficiarios se vería ampliado) y que representaba al 63% de los hogares que recibían la AUH en ese período. La ampliación del programa y en particular la súbita división de los participantes en dos grupos con beneficios cuantitativamente muy distintos ofrece una posibilidad novedosa de evaluar el impacto del principal programa social de Argentina sobre los ingresos, la pobreza y otras variables del mercado laboral.

En términos teóricos, no resulta obvio cuál es el efecto que una transferencia monetaria tiene sobre los ingresos, y en consecuencia la condición de pobreza del hogar. Por un lado, existe un incremento exógeno en el ingreso no laboral que, de no existir cambios en el comportamiento de los individuos, debería aumentar el ingreso total familiar y la probabilidad de que un hogar deje de ser pobre. Sin embargo, las predicciones de un modelo neoclásico estándar indican que si el incremento en el ingreso es lo suficiente elevado, parte de los beneficiarios podrían encontrar atractivo reducir su oferta laboral, ya sea en el margen extensivo (abandonando la fuerza laboral) o intensivo (reduciendo la cantidad de horas trabajadas). Así, el ingreso laboral se vería reducido y los efectos sobre el ingreso total del hogar y la condición de pobreza serían ambiguos. Asimismo, el impacto del programa podría ajustarse a los mecanismos propuestos por otros modelos más generales como los de corte colectivo ([Chiappori, 1988, 1992](#)) donde, por ejemplo, la recepción del beneficio por parte de un miembro particular del hogar podría conducir a una mejora en la posición negociadora del mismo y a un consecuente incremento en su oferta laboral. En países en desarrollo, un margen de ajuste importante en el mercado laboral es la calidad del empleo, en particular la percepción de beneficios sociales y protección laboral que distinguen los empleos registrados, o formales, de los informales. Dado que los programas de transferencias como la AUH (y consecuentemente la TA) están destinados solo a la población no registrada o informal, podrían introducir desincentivos a la formalización laboral, cuya existencia o magnitud son motivos de mucha controversia. En definitiva, los efectos distributivos y laborales de un programa masivo de transferencias como la AUH/TA pueden ser variados, con direcciones ambiguas, y en consecuencia deben ser evaluarse con datos.

Este trabajo evalúa el impacto de la extensión del principal programa social en Argentina, la AUH, sobre un conjunto de indicadores laborales y distributivos, aplicando la metodología de diferencias en diferencias en la variante de intención al tratamiento. En particular, explotamos la heterogeneidad introducida por la extensión de la AUH, a través de la Tarjeta Alimentar, a solo el grupo de beneficiarios con hijos menores de 6 años. El análisis se basa en microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), la principal encuesta de hogares de Argentina, antes y después de la implementación de la política.

La implementación de la TA no estuvo motivada por la pandemia del COVID-19, aún casi desconocido a fines de 2019. Sin embargo, desafortunadamente para la investigación, la pandemia se desató luego de un trimestre de vigencia de la nueva intervención, lo cual introduce un potencial factor contaminante, difícil de controlar. Conscientes de esta amenaza, realizamos ejercicios de robustez eliminando los períodos de mayor intensidad de la pandemia y discutimos los posibles sesgos que la pandemia puede o no estar generando sobre nuestros resultados. Consideramos que el tema bajo estudio es lo suficientemente importante como para justificar la relevancia de nuestra contribución, aun en un marco en el que la intervención de política no se desarrolla en un contexto metodológicamente ideal, y por lo tanto condiciona la estricta interpretación causal de nuestros resultados. En todo caso, el esquema de análisis que proponemos puede ser extendido en el futuro, cuando los efectos de la pandemia se hayan diluido.

Los resultados obtenidos no sugieren un cambio en la tendencia de la participación laboral entre los potenciales beneficiarios de la TA respecto a otros beneficiarios de la AUH que no reciben esta transferencia luego de la implementación de la política. Tampoco encontramos evidencia de que los beneficiarios hayan ajustado su oferta a través del margen intensivo (de hecho, detectamos un efecto pequeño pero significativo en la cantidad de horas trabajadas). En cambio, la evidencia sugiere algunos indicios de caída del empleo asalariado formal entre los beneficiarios. Por otro lado, encontramos aumentos del ingreso, aunque de menor magnitud que el monto de la TA, y caídas significativas en las probabilidades de ser pobre o indigente entre los hogares beneficiarios de la TA respecto al grupo de control. La reducción se estima en torno a 5 y 6 puntos porcentuales, respectivamente.

Este documento contribuye, por un lado, a la literatura que estudia el impacto distributivo de los sistemas de protección social. El principal aporte consiste en realizar una estimación causal del efecto de la principal política social en Argentina (y una de las más ambiciosas en América Latina) sobre los ingresos y la pobreza, aprovechando una nueva intervención que permite una mejora respecto de las evaluaciones existentes basadas en la comparación entre beneficiarios y no beneficiarios, o que directamente asumen ausencia de ajustes de comportamiento. Adicionalmente, el artículo aporta a la literatura sobre la interacción entre sistemas de protección social y comportamiento en el mercado laboral con evidencia reciente para un país emergente en el contexto de la pandemia.

El trabajo está estructurado en 8 secciones. En la sección 2 revisamos la literatura en la que se inserta este estudio. En la sección 3 hacemos una descripción de la Tarjeta Alimentar, el contexto en que se implementó y la evolución que experimentó a lo largo del tiempo. En la sección 4 describimos la metodología y los datos utilizados para la estimación, así como algunos argumentos, empíricos y conceptuales, que apoyan la validez de la estrategia de identificación propuesta. En las secciones 5 y 6 exponemos los resultados de las estimaciones y de algunos placebos y pruebas de robustez,

respectivamente. En la sección 7 analizamos algunos márgenes de ajuste alternativos por parte de los beneficiarios de la transferencia en el mercado laboral. En la sección 8 concluimos con algunas reflexiones.

2. Antecedentes

Este trabajo se inserta en la literatura que evalúa el impacto de los programas de transferencias monetarias sobre los ingresos, la pobreza, la desigualdad y el mercado laboral. La rama más básica de esa literatura, enfocada en medir el impacto sobre ingresos, utiliza microsimulaciones para comparar un escenario base con los ingresos actuales (post-programa) y uno contrafáctico donde se les sustrae el valor de la transferencia monetaria recibida. Posteriormente, se computan indicadores (típicamente de pobreza y desigualdad) en ambos escenarios: la diferencia entre los mismos es considerada una estimación del efecto directo de la política. Algunos trabajos que han utilizado esta metodología aplicada a la AUH son [Agis et al. \(2010\)](#), [Gasparini y Cruces \(2010\)](#) y [Rofman y Olivieri \(2012\)](#). En todos los casos se encuentran efectos positivos (i.e. reducción) sobre diferentes indicadores de pobreza y desigualdad. En el caso de otros países latinoamericanos, [Amarante y Brun \(2018\)](#) estudian el caso de los principales programas de transferencias condicionadas en Bolivia, Chile, Costa Rica, Ecuador, Panamá, Paraguay, Perú y Uruguay en torno al año 2013. En todos los casos se encuentran reducciones modestas de todos los indicadores FGT en términos absolutos (aunque algo superiores en Ecuador y Uruguay). [Bourguignon et al. \(2003\)](#) van un paso más allá de las simulaciones aritméticas y calibran un modelo estructural para la demanda de educación con el objetivo de estimar el impacto del programa Bolsa Escola brasileiro. Los autores encuentran que el mismo está asociado a una reducción pequeña de los indicadores FGT y el coeficiente de Gini.

Otra rama de la literatura examina el vínculo entre las transferencias otorgadas por los sistemas de protección social y el comportamiento de los individuos en el mercado laboral. En este caso, abundan trabajos que utilizan métodos cuasi-experimentales para estimar el impacto de las transferencias sobre la oferta laboral de los beneficiarios y sobre sus elecciones de categoría ocupacional. [Alzúa et al. \(2013\)](#) evalúan el impacto de programas de transferencias condicionadas en tres países (el PROGRESA mexicano, la Red de Protección Social nicaragüense y el Programa de Asignación Familiar hondureño) sobre la oferta laboral de la población adulta y, si bien encuentran efectos negativos, los mismos son pequeños y no resultan estadísticamente significativos. Por su parte, [Fernandez y Saldarriaga \(2014\)](#) tampoco hallan efectos de largo plazo del programa peruano Juntos sobre la ocupación y la participación laboral, aunque sí encuentran desincentivos en el margen intensivo de la oferta laboral en el caso de las mujeres en el corto plazo. [Parker y Skoufias \(2000\)](#) estudian el caso del PROGRESA en México y también detectan la ausencia de un impacto negativo sobre la oferta laboral de los adultos aunque sí sobre la de los niños. Este resultado es reafirmado

por el trabajo más reciente de [Skoufias y Di Maro \(2008\)](#) donde, además, se encuentra evidencia de que el programa redujo la tasa de pobreza entre sus beneficiarios, así como una caída todavía más pronunciada en la brecha de pobreza y la severidad de la misma. [Maluccio y Flores \(2005\)](#) también evalúan el impacto de la RPS en Nicaragua y no detectan un efecto negativo de esta transferencia sobre el margen extensivo sobre la oferta laboral aunque sí encuentran evidencia de una reducción de la misma en el margen intensivo. Asimismo, [Galasso \(2011\)](#) no encuentra efectos de corto plazo del programa Chile Solidario sobre la participación laboral y la ocupación de sus beneficiarios, con la excepción de las áreas rurales donde sí se observa un efecto positivo sobre la actividad.² En la misma línea, [Foguel y Paes de Barros \(2005\)](#) evalúan el caso de un conjunto de transferencias condicionadas otorgadas en Brasil y no encuentran ningún impacto significativo sobre la participación laboral y las horas trabajadas de la población beneficiaria. Por último, tampoco [Bergolo y Galván \(2018\)](#) detectan un efecto de desaliento en el margen extensivo de la oferta laboral causado por el programa AFAM-PE de Uruguay, aunque sí un impacto negativo sobre la formalización de los beneficiarios.

En el caso específico de la AUH, [Garganta y Gasparini \(2015\)](#) encuentran evidencia de un desincentivo a la formalización entre los beneficiarios de esta transferencia implementada en el año 2009 (aunque no de incentivos a efectuar una transición hacia la informalidad por parte de trabajadores formales). De manera análoga, [Maurizio y Vázquez \(2014\)](#) tampoco encuentran efectos sobre la oferta laboral de los beneficiarios de la AUH en ninguno de los márgenes. En cambio, al concentrarse en la participación laboral femenina, [Garganta et al. \(2017\)](#) descubren un efecto negativo de esta transferencia sobre las mujeres casadas con hijos.

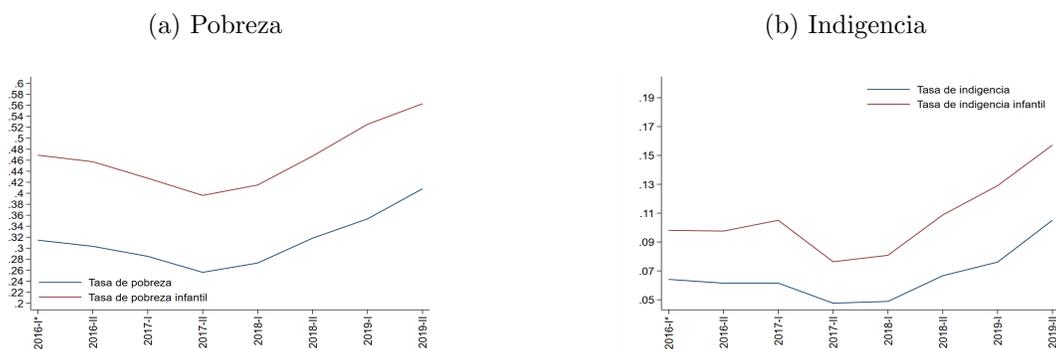
3. La extensión de la AUH a través de la Tarjeta Alimentar

El contexto social argentino en el que asumió la nueva administración a fines del año 2019 exhibía un marcado deterioro respecto al último período de crecimiento económico sostenido (segundo semestre de 2017). La tasa de pobreza medida por el INDEC había aumentado 10 pp. (de 25,7% a 35,5%) y la de indigencia 3 pp. (de 4,8% a 8%). Todavía más alarmante resultaba la evolución de la pobreza infantil (entre individuos de 0 a 14 años): la incidencia de la pobreza había pasado, en este mismo lapso, de 39,7% a 52,3% (totalizando un incremento de 12 pp.) y la de la indigencia había transitado desde 7,6% a 13,6% (es decir, 6 pp. adicionales). La Figura 1 resume la historia de estas variables durante el período 2016-2019.

En este marco, a fines de 2019 el gobierno entrante dispuso la creación del Plan Nacional Argentina Contra el Hambre, cuyo principal componente se denominó Tarjeta Alimentar y constaba

²Vale aclarar que este programa posee un componente específicamente dirigido a la capacitación laboral de los participantes.

Figura 1: Tasas de pobreza e indigencia (2016-2019) - Por semestre

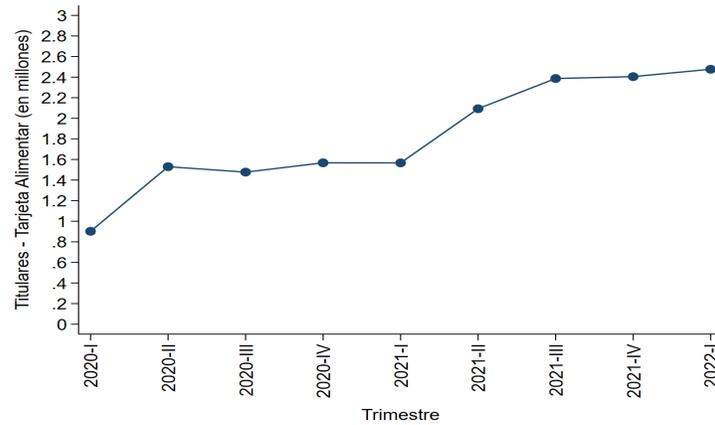


Fuente: Elaboración propia en base a EPH-INDEC. *Semestre móvil entre segundo y tercer trimestre de 2016 por ausencia de microdatos para el primer trimestre de este año.

de una transferencia monetaria mensual a aquellos hogares que incluyeran niños de hasta 6 años de edad entre sus miembros y que, a su vez, fueran beneficiarios de la AUH.³ Posteriormente, en mayo de 2021, el universo de beneficiarios fue ampliado hacia los hogares con hijos de hasta 14 años de edad y se admitió también a beneficiarios de otros programas sociales como la pensión para madres de 7 hijos. A raíz de esta modificación, se produjo un rápido incremento en la cantidad de titulares hasta llegar a alrededor de 2,5 millones en marzo de 2022. Para tomar dimensión de la escala que ha alcanzado este programa, vale destacar que este número de hogares es prácticamente idéntico al de titulares de la AUH en el mismo mes. Este hecho no es sorprendente dados los requisitos para recibir la TA. De acuerdo a una encuesta reciente realizada por UNICEF (2022) en el marco de una evaluación del programa, el 96 % de los titulares de la TA era a su vez beneficiario de la AUH. La Figura 2 expone la evolución de la cantidad de titulares promedio por trimestre desde la creación de la tarjeta. Un punto de interés (y que podría tener implicancias para los resultados obtenidos) consiste en que, al primer trimestre de 2022, un 93 % de las receptoras del beneficio eran mujeres.

³La creación del nuevo programa se realizó a partir de la Resolución 8 del Ministerio de Desarrollo Social.

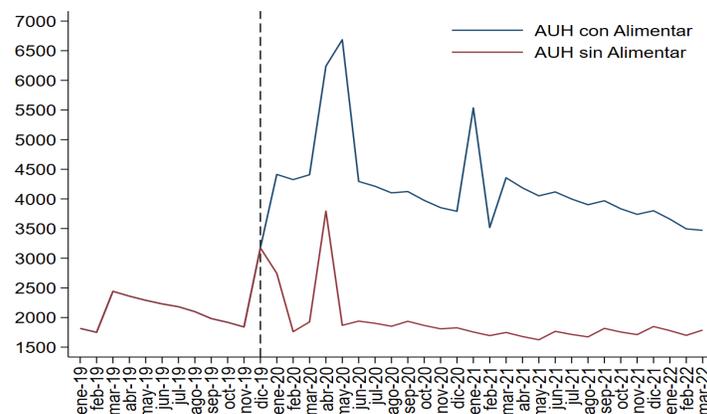
Figura 2: Titulares de la Tarjeta Alimentar (en millones)



Fuente: Elaboración propia en base a datos abiertos del Ministerio de Desarrollo Social.

El aumento del beneficio de la AUH a través de la Tarjeta Alimentar fue de una magnitud muy considerable. La normativa estableció que aquellos hogares que tuvieran solamente un hijo de 6 años o menos recibirían \$4000 y aquellos que tuvieran más de un hijo en este rango etario recibirían \$6.000. Teniendo en cuenta que el valor de la AUH se encontraba en torno a \$2.700 en enero de 2020, el solo hecho de tener un hijo de 6 años o menos otorgaba al beneficiario una prestación total cercana a \$6.700; es decir, que más que duplicaba la magnitud original. Vale aclarar que el monto correspondiente a la TA no permaneció inalterado sino que, más allá del otorgamiento de aumentos extraordinarios en mayo de 2020 y enero de 2021, el mismo experimentó un aumento permanente del 50% en marzo de 2021. De esta manera, la brecha entre el valor real de una AUH y el de una AUH acompañada de una TA permanecería en torno a un promedio superior al 100% desde la creación de la tarjeta. La Figura 3 expone la evolución de los valores de ambas prestaciones entre enero de 2019 y marzo de 2022.

Figura 3: Evolución monto AUH y AUH + Tarjeta Alimentar para un hijo (en pesos constantes de enero de 2019)

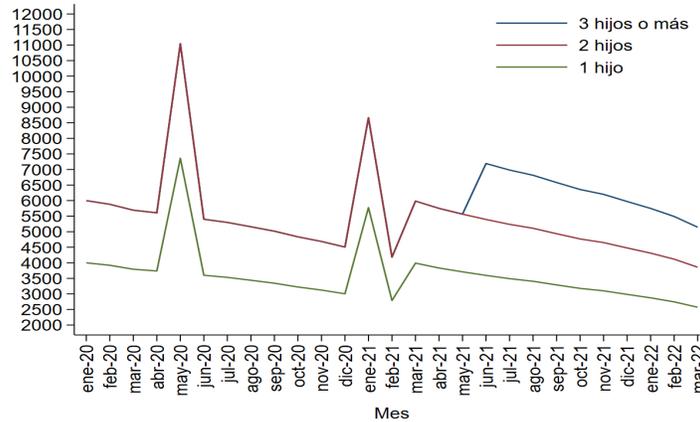


Fuente: Elaboración propia en base a Boletín Oficial, ANSES e INDEC. Nota: los picos observados en la serie corresponden al otorgamiento de aumentos discrecionales y extraordinarios otorgados por el gobierno en determinados meses

Respecto a los distintos montos recibidos según la cantidad de hijos de hasta 6 años presentes

en el hogar, vale destacar un último cambio normativo introducido en mayo de 2021. Hasta ese momento, cualquier hogar que tuviera más de un hijo de 6 años o menos recibía una prestación de \$9.000 mensuales, sin importar la cantidad. La modificación consistió en que aquellos hogares que tuvieran 3 hijos de hasta 6 años o más pasarían a recibir un monto de \$12.000 mensuales (permaneciendo el de \$6.000 para los hogares con un único hijo que cumpliera los requisitos y el de \$9.000 para los que tuvieran 2). La Figura 4 muestra la evolución del valor real de la TA según la cantidad de hijos menores de 7 años presentes en el hogar.

Figura 4: Evolución monto Tarjeta Alimentar según cantidad de hijos
(en pesos constantes de enero de 2020)



Fuente: Elaboración propia en base a Boletín Oficial, ANSES e INDEC. Nota: los picos observados e en la serie corresponden al otorgamiento de aumentos discrecionales y extraordinarios otorgados por el gobierno en determinados meses

Así, creemos que la implementación de la TA constituye una reforma lo suficientemente relevante para considerar la posibilidad de cambios en el comportamiento y el bienestar de los individuos, tanto desde el punto de vista de su escala (cantidad de beneficiarios alcanzados) como de su intensidad en materia de recursos otorgados. Además, dadas estas características, la misma constituye una oportunidad única para evaluar el impacto reciente de la AUH al introducir una heterogeneidad entre sus beneficiarios.

4. Metodología y datos

La metodología que utilizaremos para la estimación del efecto causal de la reforma es la de diferencias en diferencias ([Angrist y Krueger, 1999](#)). La intuición de este método consiste en comparar la evolución de una determinada variable de resultado antes y después de la implementación de la política en dos grupos: uno potencialmente afectado por la política (grupo de tratamiento) y uno que no se encuentra expuesto a esa variación exógena (grupo de control). En la medida en que este último grupo constituya un contrafáctico válido de cómo hubiera evolucionado el resultado de interés en el grupo de tratamiento en ausencia de la política, esta doble diferencia puede interpretarse como un efecto causal atribuible a la misma. La estimación de este efecto puede realizarse por

Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) utilizando el siguiente modelo lineal:

$$Y_{it} = \alpha + \beta.TRATADO_i + \gamma.POST_t + \delta.TRATADO_i * POST_t + X'_{it}\theta + \eta_t + \phi_j + \epsilon_{it} \quad (1)$$

donde Y_{it} es el resultado de interés para un individuo i en el período t , $TRATADO_i$ es una variable dicotómica que vale 1 si el individuo pertenece al grupo de tratamiento (i.e. es un potencial beneficiario de la TA), $POST_t$ es una *dummy* que vale 1 si el período t es posterior a la implementación de la política, X'_{it} es una matriz compuesta por variables de control a nivel individual, η_t y ϕ_j son efectos fijos por semestre y región y ϵ_{it} es un término de perturbación aleatorio. En este marco, el estimador del parámetro δ (asociado a la interacción entre ambas *dummies*) es el de diferencias en diferencias (DD). Intuitivamente, este coeficiente mide el cambio en la variable de resultado de los individuos potencialmente afectados por la TA en comparación con aquellos que no recibieron esta transferencia, luego de implementada la reforma.

En lo que refiere a la definición de los grupos, tomaremos como conjunto de tratamiento a los hogares que tengan al menos un hijo de 6 años o menos y cumplan con los requisitos para recibir la AUH (esto se debe a que la fuente de datos no permite identificar a los receptores de esta transferencia de manera directa). En este sentido, el coeficiente de DD estará captando la intención del tratamiento y no el efecto promedio del mismo. Consideraremos como potenciales beneficiarios a aquellos hogares en los que ni el jefe ni el cónyuge sean asalariados formales, a excepción de que su sector de actividad sea el servicio doméstico. Estrictamente, la fuente de datos utilizada sólo permite identificar a los hijos del jefe (ya que el rol en el hogar se declara en relación con el mismo) pero asumiremos que la relación de paternidad se extiende a toda la pareja. En lo que hace al grupo de control, el mismo estará conformado por hogares que cumplan con los mismos requisitos que el grupo de tratamiento (es decir, sean potenciales beneficiarios de la AUH) pero no tengan ningún hijo de 6 años o menor.

Inicialmente consideraremos las siguientes variables de resultado: variables binarias de participación en el mercado de trabajo y ocupación, los ingresos familiares y el status de pobreza e indigencia de acuerdo a la definición oficial del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). Para el caso de la participación laboral y la ocupación, restringimos la muestra a los individuos entre 25 y 55 años de edad, mientras que en el caso de la pobreza e indigencia trabajamos únicamente con los jefes (a fin de medir el impacto a nivel de hogar). Respecto a las variables de control, incluimos la edad, la edad al cuadrado, el sexo, el máximo nivel educativo alcanzado, una *dummy* que indique si el individuo es jefe del hogar, una *dummy* que indique si el individuo está casado o en pareja, el tamaño del hogar y la cantidad de hijos menores de 18 años presentes en el mismo.

En relación con los datos utilizados para la estimación, los mismos provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) relevada por el INDEC. La misma posee carácter trimestral y es

representativa de la población de 31 aglomerados urbanos de todo el país (alrededor del 62% de la población total del país). En lo que refiere a la delimitación de los períodos, consideraremos como pre-tratamiento al lapso que va desde el segundo trimestre de 2016 y el cuarto de 2019 y como post-tratamiento al comprendido entre los primeros trimestres de 2020 y 2021. Preferimos no extender el análisis más allá del primer trimestre de 2021 para evitar las complicaciones que implicaría tomar en cuenta el cambio en la regla de asignación del beneficio de mayo de 2021. Asimismo, dada la estructura muestral de los datos, utilizamos errores estándar clusterizados por aglomerados y pesos probabilísticos en las estimaciones por MCO.

El método de diferencia en diferencias requiere del cumplimiento de un supuesto de identificación crucial para poder interpretar los resultados estimados como efectos causales: el de tendencias paralelas. El mismo establece que, de no haberse producido la implementación de la política, la diferencia entre las variables de resultado correspondientes a ambos grupos habría permanecido constante. Si bien este supuesto no puede ponerse a prueba empíricamente, sí es posible proveer evidencia que fortalezca su credibilidad.

En primera instancia, es necesario revisar que no existan shocks exógenos diferenciales sobre los grupos de tratamiento y control que pudieran impactar sobre las variables de interés en el período posterior a la política. En el caso particular de este trabajo, la validez de este supuesto constituye un formidable desafío ya que la implementación plena de la TA coincidió casi exactamente con el inicio del shock global de la pandemia del COVID-19, las cuarentenas implementadas por el gobierno nacional para evitar su difusión (siendo la más estricta la correspondiente al mes de abril del año 2020) y la implementación de otras transferencias monetarias de gran escala como el otorgamiento del Ingreso Familiar de Emergencia (IFE) a lo largo del año 2020. En este sentido, consideramos que la elección del grupo de control elegido constituye un aspecto esencial de la estrategia de identificación que minimiza la probabilidad de que estos eventos posteriores a la implementación de la política hayan tenido un impacto diferencial en relación con el grupo de tratamiento.

Por un lado, el hecho de que tanto los integrantes del grupo de tratamiento como los del grupo de control sean potenciales beneficiarios de la AUH los convierte automáticamente en potenciales receptores del IFE. Esto es así por las propias restricciones que estableció el gobierno para acceder a esta transferencia de emergencia: ser beneficiario de programas sociales como la AUH, la Asignación Universal por Embarazo (AUE) o el Progresar; trabajador informal, monotributista social, monotributista de categoría A o B o personal doméstico. De hecho, especialmente para los beneficiarios de la AUH/AUE/Progresar se estableció que el monto del IFE se depositaría automáticamente en la misma cuenta bancaria en la que se recibe la asignación y se evitó la realización del trámite de inscripción digital. De esta manera, resulta plausible el supuesto de que la recepción del IFE supuso un shock común para ambos grupos.

Adicionalmente, cabe pensar que la participación laboral de los integrantes de los grupos se haya visto afectada por el shock pandémico a través de dos canales principales: la cuarentena estricta de abril de 2020 y la falta de presencialidad en las escuelas. En el primer caso, la existencia de restricciones a la circulación impidió concurrir a su lugar de trabajo a aquellos individuos que no se desempeñaran en sectores considerados esenciales. Asimismo, la intensidad de las cuarentenas posteriores a abril de 2020 tuvo variabilidad regional según las disposiciones establecidas por cada gobierno provincial. En el segundo caso, la imposibilidad de que los niños y adolescentes pudieran concurrir a su establecimiento educativo pudo haber afectado negativamente la participación de sus padres, en la medida en que tuvieron que destinarles un tiempo de cuidado en el hogar que en un contexto normal hubieran dedicado a trabajar o buscar trabajo. Creemos que en ambos casos existen argumentos empíricos para intuir que estos eventos no deberían haber impactado sobre los grupos de control y tratamiento de manera demasiado distinta y que, incluso habiéndolo hecho, puede recurrirse a pruebas adicionales para corregir los sesgos de las estimaciones. A continuación, la Tabla 1 exhibe algunas características descriptivas de los grupos de tratamiento y control, tanto antes como después de la política.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas - Individuos entre 25 y 55 años

	Beneficiarios AUH		Beneficiarios AUH y TA		DD
	Pre (2016-2019)	Post (2020-2021)	Pre (2016-2019)	Post (2020-2021)	
Características individuales					
Hombre	0,41	0,40	0,45	0,44	0,00
Edad	41,63	41,65	35,42	35,11	-0,33
Jefe	0,52	0,56	0,55	0,55	-0,03*
Casado	0,68	0,66	0,84	0,83	0,02
Tamaño hogar	7,88	7,21	7,89	7,19	-0,03
Número de hijos	2,52	2,48	2,72	2,64	-0,04
Número de hijos menores	1,62	1,64	2,47	2,39	-0,09**
Primario incompleto	0,07	0,06	0,07	0,05	0,00
Primario completo	0,25	0,22	0,21	0,20	0,02
Secundario incompleto	0,23	0,24	0,25	0,26	-0,01
Secundario completo	0,25	0,26	0,29	0,31	0,02
Superior incompleto	0,10	0,10	0,08	0,08	0,00
Superior completo	0,10	0,12	0,10	0,09	-0,02***
Región					
CABA	0,07	0,07	0,07	0,07	0,00
Gran Buenos Aires	0,47	0,48	0,49	0,50	-0,01
Pampeana	0,21	0,21	0,22	0,20	-0,01
Cuyo	0,06	0,06	0,06	0,06	0,01
NOA	0,11	0,10	0,10	0,09	0,00
Patagonia	0,03	0,02	0,02	0,02	0,01***
NEA	0,06	0,06	0,05	0,05	0,00
Laborales					
Activo	0,78	0,72	0,73	0,67	0,00
Ocupado	0,70	0,61	0,65	0,57	0,01
Desocupado	0,08	0,10	0,08	0,09	-0,01
Inactivo	0,22	0,28	0,27	0,33	0,00
Asalariado formal	0,06	0,05	0,02	0,01	0,01
Asalariado informal	0,30	0,24	0,31	0,24	-0,01
Patrón	0,05	0,03	0,05	0,03	0,00*
Cuentapropista	0,28	0,29	0,27	0,28	0,01
Observaciones	42.474	32.401	11.231	8.205	

Fuente: Elaboración propia en base a EPH-INDEC. Las columnas exponen la media de diferentes variables correspondientes a individuos con edad entre 25 y 55 años (beneficiarios y no beneficiarios de la TA y antes y después de la política). La columna DD muestra el coeficiente de diferencias en diferencias utilizando a cada característica como variable dependiente. *Significativo al 10 % **Significativo al 5 % ***Significativo al 1 %.

Podemos apreciar que ambos grupos resultan muy similares en la mayoría de sus características observables. El perfil educativo indica que algo más de la mitad de los individuos en edad laboral apenas poseen el secundario incompleto como máximo nivel alcanzado y sólo el 20 % alcanzó algún tipo de educación superior. En ese sentido, resulta difícil pensar que alguno de los grupos haya podido responder en forma diferencial al shock negativo de las cuarentenas con alguna estrategia que requiriera el uso de habilidades más sofisticadas como podría haber sido transitar hacia un sector de actividad que admitiera la posibilidad de trabajar de manera remota.

Asimismo, vemos que la composición regional también es muy parecida, con alrededor de la mitad de los individuos viviendo en los partidos del Gran Buenos Aires y un quinto en la región pampeana. Esto sugiere que los grupos no se vieron afectados de manera diferencial por las decisiones de los gobiernos provinciales en materia de restricciones a la circulación. Por otro lado, ambos grupos poseen proporciones similares de hombres, lo que también permitiría suponer que estuvieron igualmente expuestos al shock laboral que se dio de manera particularmente aguda entre las mujeres. Por último, la composición en materia laboral tampoco presenta matices que hagan pensar que uno

de los grupos se vio más afectado que el otro por las cuarentenas. En ambos casos, alrededor de un 60 % de los individuos se desempeñaba como asalariado informal o como trabajador por cuenta propia antes de la implementación de la política.

Respecto a las características del hogar, tanto el total de miembros como el número de hijos se ubica en magnitudes muy similares. Sin embargo, es cierto que cuando la cantidad de hijos se reduce a aquellos menores de 18 años, el grupo de beneficiarios de la TA posee un promedio mayor (2,5 vs. 1,6). Si bien la diferencia no parece grande, podría pensarse en que es posible que se active el canal de falta de presencialidad en las escuelas mencionado en párrafos anteriores y que la cuarentena haya tenido un impacto diferencial negativo sobre la participación laboral de los integrantes del grupo de tratamiento. Consideraremos opciones para corregir este sesgo si encontramos evidencia de este comportamiento. También existe una diferencia significativa en la proporción de individuos casados en cada grupo: la misma resulta superior al 80 % en el grupo de tratamiento y no llega al 70 % en el grupo de control. En este caso, este último grupo podría haberse visto perjudicado de manera diferencial si esta mayor proporción de individuos solteros corresponde a madres o padres que tuvieron que soportar sin colaboración el mayor peso del cuidado de los niños que no podían asistir a la escuela. Tendremos en cuenta esta posibilidad al evaluar la presencia de efectos heterogéneos de la política.

Más allá de la presencia o ausencia de shocks diferenciales en el período post-tratamiento, también debe evaluarse la presencia de tendencias paralelas en las variables de resultado de los grupos de tratamiento y control en el período previo a la reforma. Así, si se verifica que la brecha en las variables de ambos grupos se mantuvo constante en el período anterior a la política, la inferencia de que este comportamiento se hubiera mantenido si la intervención no hubiera existido adquiere mayor credibilidad. En la sección 7, presentaremos los resultados de un test formal relacionado con esta cuestión.

Además, y en la medida en que estamos trabajando con una colección de cortes transversales y no con datos de panel, la validez de nuestra estrategia de identificación requiere un supuesto adicional que es el de la estabilidad de la composición de los grupos de tratamiento y control a lo largo del período. Esto es necesario ya que, si en la encuesta, alguno de los grupos modificara sus características de manera diferencial (por ejemplo, incorporando individuos de mayor edad y aumentando su edad promedio respecto al otro grupo), no estaríamos en condiciones de descartar que las variaciones observadas en las variables de resultado respondan a estos cambios en la composición y no a la implementación de la política. En ese sentido, la última columna de la Tabla 1 provee algunos indicios alentadores. Los grupos no sólo son similares en niveles en la mayoría de las variables observables sino que estas características tampoco cambiaron de manera diferencial. El coeficiente de diferencias en diferencias no resulta estadísticamente significativo a los niveles convencionales en

la mayor parte de los casos y, cuando lo es, la magnitud es muy pequeña. De cualquier forma, este supuesto será también evaluado con un test formal en la sección 6.

5. Resultados

La Tabla 2 expone los resultados de la estimación del modelo (1) para cuatro variables binarias de resultado: participación laboral, empleo, pobreza e indigencia. Los resultados no sugieren evidencia de un efecto negativo del programa sobre la probabilidad de participación laboral de los beneficiarios. De hecho, el signo del coeficiente es positivo aunque no es significativo a ninguno de los niveles usuales. En la misma línea, el coeficiente correspondiente a ocupación también es positivo y significativo a un nivel del 10 %. Por el contrario, la tabla revela la presencia de un efecto negativo de la política sobre la probabilidad de ser pobre, que resulta significativo a un nivel del 1 %. La magnitud del efecto es de alrededor de 5 puntos porcentuales. El coeficiente asociado a la probabilidad de ser indigente también es negativo, significativo a un nivel del 5 % y cercano a los 6 pp.

Tabla 2: Estimación del efecto de la TA por diferencias en diferencias

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Participa	Ocupado	Pobre	Indigente
Tratado.Post	0,00783 (0,00751)	0,0186* (0,0108)	-0,0497*** (0,00799)	-0,0624*** (0,0169)
Media variable dependiente	0,7280	0,6508	0,6612	0,1998
Observaciones	94.311	94.311	48.510	48.510
Efectos fijos por semestre y región	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí
Individuos incluidos	25-55 años	25-55 años	Jefes	Jefes

Nota: la tabla expone los coeficientes para el término de interacción TRATADO*POST de la ecuación (1) para diferentes particiones de la muestra. La media de la variable dependiente corresponde al grupo de tratamiento en el período previo a la intervención. Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región. Errores estándar clusterizados entre paréntesis. *Significativo al 10 % **Significativo al 5 % ***Significativo al 1 %.

La Tabla 3 explora los potenciales efectos de la extensión de la AUH mediante la TA sobre los ingresos familiares. Los resultados indican un incremento en el ingreso total familiar del grupo de tratamiento de \$1.800 respecto al grupo de control. Este coeficiente es significativo sólo si se considera un nivel del 10 %. Asimismo, se advierte la presencia de un aumento de casi \$1.100 exclusivamente inducido por el ingreso por transferencias del gobierno (siendo el coeficiente significativo a un nivel del 1 %). Así, si bien los datos no logran capturar la totalidad del monto de dinero asociado a la TA (que, de acuerdo a los hechos estilizados observados, debería encontrarse en torno a \$2.000) sí son capaces de captar una fracción significativa del mismo. En ese sentido, vemos que el mismo representa un incremento de casi 30 % de la media de los ingresos por transferencias del estado en términos reales. Por otro lado, observamos un aumento de aproximadamente \$1.300 en el ingreso laboral que resulta significativo al 10 %. Si bien su magnitud es pequeña (el incremento en relación

con la media es de alrededor de 5%), este resultado es interesante y podría estar relacionado con el ajuste en el margen intensivo en la oferta laboral de los beneficiarios que analizaremos en la sección 7.

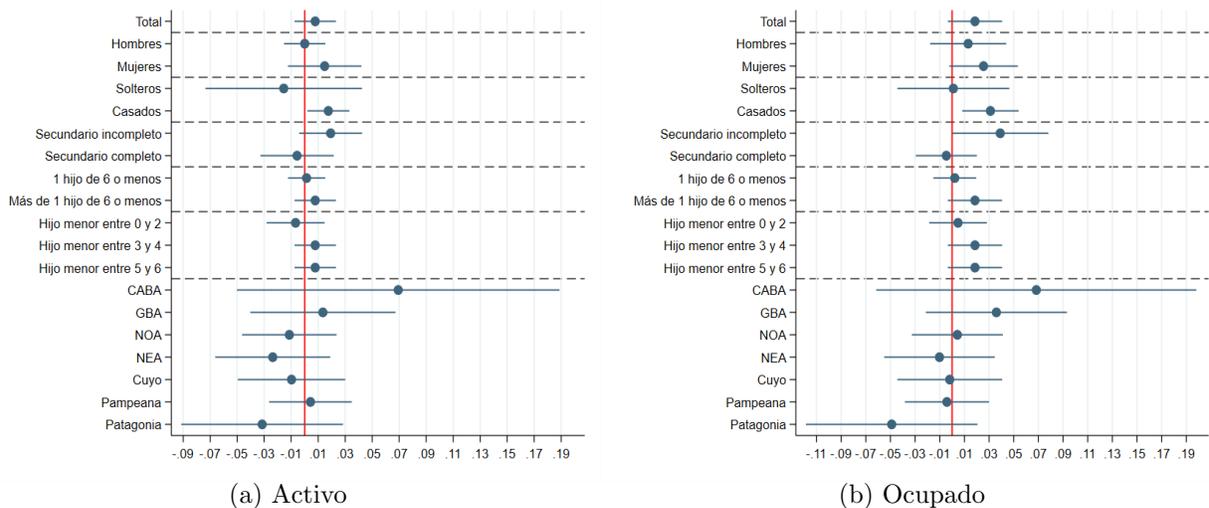
Tabla 3: Estimación del efecto de la TA sobre fuentes del ingreso familiar

	(1) Total	(2) Laboral	(3) Transferencias
Tratado.Post	1.809* (1.034)	1.339* (705,0)	1.081*** (150,0)
Media de la variable dependiente (\$)	36.681,31	27.565,15	3.572,07
Observaciones	48.510	48.510	48.510
Efectos fijos	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí
Individuos incluidos	Jefes de hogar	Jefes de hogar	Jefes de hogar

Nota: la tabla expone los coeficientes para el término de interacción TRATADO*POST de la ecuación (1) para la totalidad de jefes de hogar. La media de la variable dependiente corresponde al grupo de tratamiento en el período previo a la intervención y está expresada en pesos constantes del cuarto trimestre de 2019. Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región. Errores estándar clusterizados entre paréntesis. *Significativo al 10% **Significativo al 5% ***Significativo al 1%.

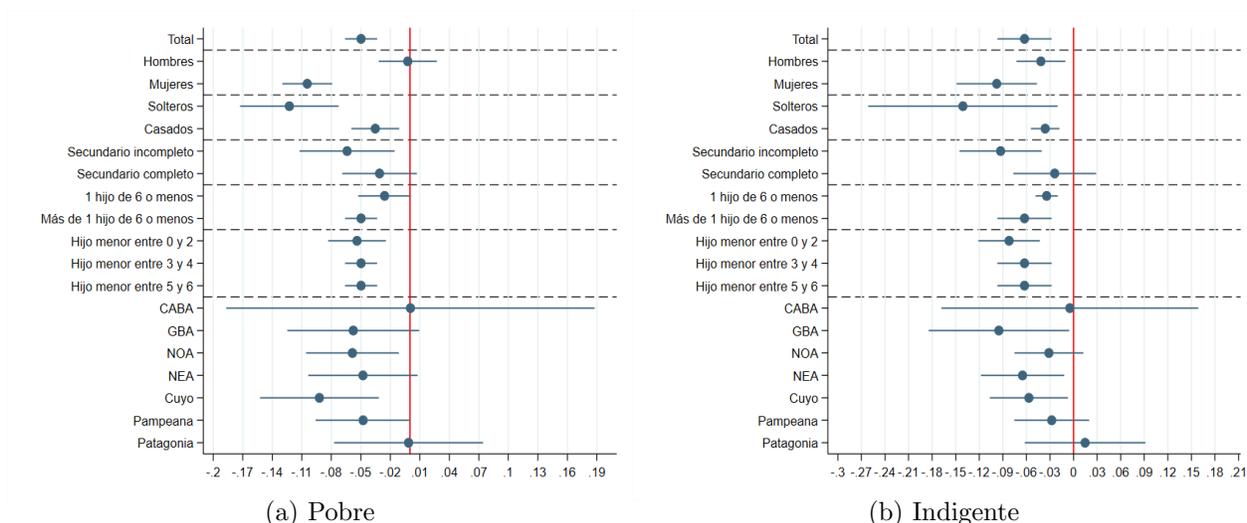
Un punto de interés radica en detectar si existe heterogeneidad en los efectos encontrados al considerar distintos segmentos de la muestra. La Figura 5 expone los coeficientes de diferencias en diferencias (DD) obtenidos al implementar la estimación para las *dummies* de participación y ocupación teniendo en cuenta diferentes grupos:

Figura 5: Coeficientes de DD - Grupos seleccionados
Intervalos de confianza al 95 %



Con la excepción de un ligero efecto positivo en la probabilidad de estar ocupado para los casados, ningún coeficiente resulta significativamente distinto de 0 considerando un nivel del 5%. Así, la ausencia de efectos de la política sobre las variables relacionadas con el mercado laboral parece mantenerse aun cuando se evalúan diferentes heterogeneidades. Por su parte, la Figura 6 expone los resultados de la estimación considerando a las *dummies* de pobreza e indigencia como variables dependientes para los mismos grupos de la figura anterior.

Figura 6: Coeficientes de DD - Grupos seleccionados
Intervalos de confianza al 95 %



En este caso, sí es posible advertir la presencia de efectos heterogéneos inducidos por la TA. En el caso de la probabilidad de ser pobre, resulta notable que el coeficiente es nulo para los hogares liderados por hombres mientras que, para aquellos de jefatura femenina, observamos una reducción significativa y cercana a 11 puntos porcentuales. Este resultado es esperable teniendo en cuenta que, como ya fue mencionado, la gran mayoría de las titulares de la tarjeta son mujeres. En el caso de la probabilidad de ser indigente, las diferencias por género son más difusas pero continúa detectándose un mayor impacto sobre los hogares de jefatura femenina (aunque el coeficiente asociado a los hombres también es negativo y significativo al 5 %).

Otra heterogeneidad llamativa es la que se aprecia al dividir a los individuos por estado civil. Si bien existe una reducción significativa en la probabilidad de ser pobre/indigente tanto para solteros como para casados, la magnitud del coeficiente es muy superior para los primeros (entre 12 y 14 pp. vs 3,5 pp.). Este resultado nos permite descartar el riesgo de que la caída detectada en estas variables en la estimación principal se deba a la mayor proporción de individuos casados en el grupo de tratamiento y, en consecuencia, se fortalece la hipótesis de que la misma constituye un efecto causal de la política evaluada.

Asimismo, los coeficientes sólo resultan significativos a un nivel del 5 % para los individuos que poseen el secundario incompleto. Este hallazgo tampoco parece sorprendente en la medida en que la TA constituye un complemento de la AUH y esta última se caracteriza por su alto grado de focalización sobre los segmentos más vulnerables de la población (representados, en este caso, por los de menor nivel educativo). Por otro lado, la magnitud de la caída en las probabilidades de que el hogar se encuentre en situación de pobreza o indigencia resulta mayor cuando hay más de un menor de 6 años en el hogar. Este hecho parece compatible con el diseño de la transferencia que, tal como describíamos en la sección 3, otorga una mayor monto de dinero a los beneficiarios que tienen 2 hijos menores de 6 años.

Por último, analizando las heterogeneidades a nivel regional, vemos que la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y la Patagonia poseen coeficientes iguales o muy cercanos a 0 en ambas variables. En el primer caso, este resultado puede deberse a la escasa potencia estadística de las regresiones debido a que la muestra es notablemente más pequeña que en las demás unidades geográficas en la medida en que la cantidad de beneficiarios en esta jurisdicción es muy escasa. Respecto a la Patagonia, se requiere un análisis más profundo de los mecanismos que podrían encontrarse por detrás de la ausencia de efectos. En el resto de las regiones, la caída en la probabilidad de ser pobre resulta muy similar (a excepción de Cuyo donde la misma es superior) mientras que, en el caso de la probabilidad de indigencia, el Gran Buenos Aires exhibe una reducción mayor a la del resto. En cualquier caso, estas diferencias no resultan estadísticamente significativas entre las distintas unidades geográficas.

En la próxima sección, realizaremos una serie de tests para verificar qué tan robustos son los resultados obtenidos en la estimación principal a diversos cambios en la especificación y proveer evidencia en favor de los supuestos de identificación utilizados.

6. Tests de robustez y placebos

El primer test adicional que presentamos está destinado a robustecer la validez del supuesto de tendencias paralelas. El mismo consiste en restringir la muestra al período pre-tratamiento Y estimar la siguiente especificación:

$$Y_{it} = \alpha + \beta.TRATADO_i + \gamma.SEMESTRE_t + \delta.TRATADO_i * SEMESTRE_t + X'_{it}\theta + \phi_j + \epsilon_{it} \quad (2)$$

donde $SEMESTRE_t$ es una variable que indica a cada semestre y, por lo tanto, representa el componente tendencial del modelo. En consecuencia, si el coeficiente correspondiente a la interacción entre este término y la *dummy* de tratamiento (δ) resulta significativamente distinto de cero, rechazamos la hipótesis de que ambos grupos tengan la misma tendencia en la variable de resultado correspondiente en el período previo a la reforma. La Tabla 4 presenta los resultados de la estimación para las cuatro variables de resultado.

Los coeficientes asociados al término de interacción para todas las variables de resultado no resultan significativos a ninguno de los niveles usuales y poseen magnitudes muy cercanas a cero. Esta evidencia fortalece la interpretación causal de los resultados obtenidos en la estimación principal.

Por otro lado, la Tabla 5 expone los resultados de un test placebo de falsificación donde estimamos el modelo (1) pero restringiendo la muestra al período pre-tratamiento (nuevamente) y suponiendo que la reforma se implementó en alguno de los semestres previos a 2020. Si los efectos hallados en la estimación principal no fueron fruto de la casualidad, no deberíamos encontrar co-

Tabla 4: Test de tendencias paralelas previas

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Participa	Ocupado	Pobre	Indigente
Tratado.Semestre	0,00155 (0,00182)	-0,000547 (0,00162)	0,00187 (0,00155)	0,000874 (0,00145)
Observaciones	74.875	74.875	38.144	38.144
Efectos fijos	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota: la tabla expone los coeficientes correspondientes al término TRATADO*SEMESTRE de la ecuación (2). Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región. Errores estándar clusterizados entre paréntesis. *Significativo al 10% **Significativo al 5% ***Significativo al 1%.

eficientes significativos en estas estimaciones ya que no existió ninguna reforma anterior. Por una cuestión de simplicidad, mostramos únicamente el estimador de diferencia en diferencias para cada uno de los períodos utilizados como placebo.

Tabla 5: Test placebo de falsificación

Semestre	(1)	(2)	(3)	(4)	EF	Controles
	Participa	Ocupado	Pobre	Indigente		
2016-I	0,00252 (0,00693)	-0,000528 (0,00929)	0,00481 (0,0246)	0,0263* (0,0146)	Sí	Sí
2016-II	0,00175 (0,00816)	-0,00602 (0,00708)	0,0161 (0,0110)	0,0203** (0,00867)	Sí	Sí
2017-I	0,0121 (0,00754)	0,00528 (0,00791)	0,0136 (0,00920)	0,00154 (0,00770)	Sí	Sí
2017-II	0,00541 (0,00574)	-0,00549 (0,00744)	0,0117** (0,00567)	0,0114* (0,00646)	Sí	Sí
2018-I	0,00591 (0,00868)	0,00299 (0,00773)	-0,00709 (0,0116)	-0,00843 (0,0101)	Sí	Sí
2018-II	0,00589 (0,00890)	-0,00366 (0,00933)	0,000570 (0,0136)	-0,00681 (0,0121)	Sí	Sí
2019-I	0,00328 (0,0115)	-0,0117 (0,0106)	0,0149 (0,00922)	-0,00299 (0,0101)	Sí	Sí
Observaciones	74.875	74.875	38.144	38.144		

Nota: la tabla expone los coeficientes para el término de interacción TRATADO*POST de la ecuación (1). Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región. La primera columna indica el período para el cual se simula la reforma ficticia. Errores estándar clusterizados entre paréntesis. *Significativo al 10% **Significativo al 5% ***Significativo al 1%.

Los coeficientes no resultan estadísticamente significativos a los niveles usuales para ninguno de los períodos en el caso de las probabilidades de participación laboral y ocupación. En el caso de la probabilidad de ser pobre, sólo encontramos un coeficiente positivo y significativo al simular que la reforma se implementó en el segundo semestre de 2017. En el caso de la probabilidad de ser indigente, encontramos coeficientes positivos y significativos al 10% en el primer semestre de 2016 y el segundo de 2017 y al 5% en el segundo de 2016. Teniendo en cuenta que, tanto en el caso de la pobreza como de la indigencia, estos coeficientes poseen el signo contrario al que hallamos en la estimación principal (y que resulta consistente con la implementación de la TA) consideramos que no estamos confundiendo una tendencia previa en la trayectoria de estas variables con un efecto causal de la reforma. Así, esta evidencia robustece nuestra interpretación causal de los resultados obtenidos en la sección 5 ya que nos permite descartar que los mismos estén captando una diferencia previa en la tendencia de las variables o un mero hecho fortuito en lugar de un efecto de la política

implementada.

Un test adicional que resulta útil para fortalecer la interpretación causal de los resultados consiste en estimar el modelo (1) pero para distintas extensiones del período post-tratamiento. Esto contribuye a disminuir las posibilidades de que estemos confundiendo el efecto de un evento posterior a la política implementada con el verdadero impacto de la misma. Los resultados de esta prueba se presentan en la Tabla 6:

Tabla 6: Test de robustez - Cambios en el período post-tratamiento

	(1)	(2)	(3)	(4)	$N_{(1)-(2)}$	$N_{(3)-(4)}$
	Participa	Ocupado	Pobre	Indigente		
Hasta 2020-I	0,00347 (0,0144)	-0,00683 (0,0103)	-0,00625 (0,0101)	0,0260** (0,0127)	82.746	42.314
Hasta 2020-II	0,00174 (0,0119)	0,0225** (0,0109)	-0,0436*** (0,00949)	-0,0589*** (0,0127)	90.296	46.360
Hasta 2021-I	0,00783 (0,00751)	0,0186* (0,0108)	-0,0497*** (0,00799)	-0,0624*** (0,0169)	94.311	48.510
Efectos fijos	Sí	Sí	Sí	Sí		
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí		

Nota: la tabla expone los coeficientes para el término de interacción TRATADO*POST de la ecuación (1). Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región. La primera columna indica el semestre hasta el cual se extiende el período post-intervención. Las últimas dos columnas indican el tamaño de muestra utilizado para cada una de las variables. Errores estándar clusterizados entre paréntesis. *Significativo al 10 % **Significativo al 5 % ***Significativo al 1 %.

Los coeficientes obtenidos presentan varios aspectos de interés. En primer lugar, no se aprecia la existencia de coeficientes significativos para la probabilidad de participar del mercado laboral para ninguno de los períodos post-tratamiento considerados (en cambio, cuando el último lapso tenido en cuenta es el segundo semestre de 2020, el coeficiente asociado a la probabilidad de estar ocupado aumenta su magnitud y es significativo al 5%). En segunda instancia, al considerar únicamente al primer semestre de 2020 como período post-tratamiento, no encontramos ningún efecto significativo sobre la probabilidad de ser pobre y, de hecho, hallamos un coeficiente positivo y significativo al 5% para la de ser indigente. Este resultado podría responder a la influencia del primer trimestre del año 2020 cuando todavía no se había completado la distribución de las tarjetas y el impacto de la transferencia no era pleno (ver Figura 2). Una vez cubierto el universo de beneficiarios, se advierte que en el segundo semestre de 2020 ya existen coeficientes similares (tanto en magnitud como en nivel de significatividad) a los obtenidos en la estimación principal para la pobreza y la indigencia. De esta manera, creemos que la evidencia es consistente con un impacto no inmediato pero sí contundente de la TA sobre estos indicadores sociales.

Por último, y con el objetivo de aumentar la credibilidad del supuesto de estabilidad de composición de la muestra a lo largo de los períodos utilizados, utilizamos el test propuesto por [Bergolo y Cruces \(2014\)](#) que consiste en incluir en la especificación todas las interacciones posibles entre las variables de control y la *dummy* de post-tratamiento. El objetivo consiste en descartar que los coeficientes obtenidos respondan a una evolución diferencial en las características de los grupos y

no al efecto de la política. La Tabla 7 expone los resultados de la estimación.

Tabla 7: Test de robustez - Cambios en la composición

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Participa	Ocupado	Pobre	Indigente
Tratado.Post	0,00656 (0,0112)	0,0168 (0,0102)	-0,0283*** (0,00829)	-0,0544*** (0,0145)
Media variable dependiente	0,7280	0,6508	0,6612	0,1998
Observaciones	94.311	94.311	48.510	48.510
Efectos fijos	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota: la tabla expone los coeficientes para el término de interacción TRATADO*POST de la ecuación (1). La media de la variable dependiente corresponde al grupo de tratamiento en el período previo a la intervención. Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región y todas las posibles interacciones entre estas variables de control y la dummy POST. Errores estándar clusterizados entre paréntesis. *Significativo al 10 % **Significativo al 5 % ***Significativo al 1 %.

La mayoría de los resultados obtenidos en la estimación principal se mantienen vigentes al controlar por este nuevo conjunto de covariables. El coeficiente correspondiente a la probabilidad de participar del mercado de trabajo continúa sin ser significativo para ninguno de los niveles usuales al igual que el asociado a la probabilidad de estar ocupado en el mismo (que, en la estimación principal, era significativo al 10 %). Asimismo, los coeficientes vinculados a las probabilidades de ser pobre y ser indigente mantienen el signo negativo y continúan siendo significativos al 1 % aunque su magnitud se ve reducida (sobre todo en el caso de la pobreza, donde ahora el coeficiente se ubica en torno a 2,8 pp.). De esta manera, podemos concluir que los resultados obtenidos son robustos a cambios en la composición de la muestra de cada grupo.

Un último ejercicio cuyo objetivo es minimizar el impacto de la cuarentena estricta sobre nuestros resultados consiste en estimar la misma especificación que en la Tabla 7 pero excluyendo a aquellas observaciones pertenecientes al segundo o tercer trimestre de 2020 (períodos más afectados por las medidas de confinamiento y restricción a la circulación en Argentina). Los coeficientes estimados se presentan en la Tabla 8:

Tabla 8: Test de robustez - Excluye segundo y tercer trimestre de 2020

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Participa	Ocupado	Pobre	Indigente
Tratado.Post	0,0134 (0,00998)	0,0141 (0,0118)	-0,0607*** (0,0167)	-0,0931*** (0,0298)
Media variable dependiente	0,7280	0,6508	0,6612	0,1998
Observaciones	87.277	87.277	44.743	44.743
Efectos fijos	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota: la tabla expone los coeficientes para el término de interacción TRATADO*POST de la ecuación (1). La media de la variable dependiente corresponde al grupo de tratamiento en el período previo a la intervención. El período post-tratamiento excluye al segundo y tercer trimestre de 2020. Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región y todas las posibles interacciones entre estas variables de control y la dummy POST. Errores estándar clusterizados entre paréntesis. *Significativo al 10 % **Significativo al 5 % ***Significativo al 1 %.

Los resultados son cualitativamente idénticos a los de la Tabla 7 pero los efectos sobre la probabilidad de ser pobre/indigente son notablemente superiores (alrededor de 4 pp. más en cada caso).

Esta evidencia sugiere que la implementación de la cuarentena estricta tuvo algún tipo de efecto diferencial negativo sobre los beneficiarios de la TA que diluyó en buena parte el impacto positivo de esta política sobre los indicadores sociales considerados.

7. Márgenes de ajuste alternativos en la oferta laboral

En esta sección presentamos brevemente algunos ejercicios destinados a testear la presencia de márgenes de ajuste de la oferta laboral de los beneficiarios de la TA distintos al extensivo. El primero de ellos está relacionado con la posibilidad de que los receptores de la transferencia se vean desincentivados a desempeñarse como asalariados registrados debido a que trabajar en esta modalidad ocupacional implicaría la pérdida del beneficio dado el diseño descrito en la sección 3. De hecho, tanto [Garganta y Gasparini \(2015\)](#) como [Bergolo y Galván \(2018\)](#) encuentran efectos de estas características para la AUH argentina y la AFAM-PE uruguaya. En ambos casos, los mismos están vinculados a una menor probabilidad de transicionar desde el empleo informal al formal pero no a la inversa.

A fin de proveer algún indicio sobre la presencia de este tipo de margen de ajuste ante la implementación de la TA, estimamos la especificación (1) utilizando *dummies* que indican la categoría ocupacional del individuo como variables dependientes. La diferencia con las estimaciones realizadas en las secciones anteriores está dada por la conformación de los grupos de tratamiento y control: incluimos en el primero a todos los individuos entre 25 y 55 años que tengan al menos un hijo de 6 años o menos y, en el segundo, a los que posean algún hijo menor de edad pero mayor de 6. En el supuesto de que el shock pandémico haya afectado a ambos grupos de la misma manera, podríamos interpretar los coeficientes como efectos causales de la implementación de la TA. Los resultados se exponen en la Tabla 9.

Tabla 9: Estimación del efecto de la TA sobre la composición ocupacional

	(1)	(2)	(3)
	Asalariado formal	Asalariado informal	Cuentapropista
Tratado.Post	-0,0136*** (0,00469)	0,00651 (0,00860)	0,00586 (0,00688)
Media variable dependiente	0,4068	0,1609	0,1463
Observaciones	225.192	225.192	225.192
Efectos fijos por semestre y región	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí
Individuos incluidos	25-55 años	25-55 años	25-55 años

Nota: la tabla expone los coeficientes para el término de interacción TRATADO*POST de la ecuación (1) para la totalidad de individuos entre 25 y 55 años. La media de la variable dependiente corresponde al grupo de tratamiento en el período previo a la intervención. Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región. También se incluyen todas las posibles interacciones de la variable POST con los controles. Errores estándar clusterizados entre paréntesis. *Significativo al 10 % **Significativo al 5 % ***Significativo al 1 %.

Existe un coeficiente negativo y significativo al 1 % asociado a la probabilidad de estar ocupado como asalariado formal y cuya magnitud se encuentra en torno a 1,4 pp. Por su parte, los coeficientes

asociados a la probabilidad de trabajar como asalariado no registrado o por cuenta propia son positivos pero no significativos para ninguno de los niveles usuales. Así, los resultados parecen consistentes con la presencia de un desincentivo a la formalización provocado por la implementación de la TA y una sustitución en favor de modalidades de trabajo más flexibles.

En este sentido, el interrogante más importante que persiste es si este coeficiente negativo realmente constituye un efecto causal de la TA o si es una consecuencia de un efecto diferencial del shock pandémico sobre el grupo de tratamiento. Un ejercicio simple que puede proveernos algún indicio sobre esta cuestión consiste en replicar la estimación pero excluyendo de la muestra las observaciones pertenecientes al segundo y al tercer trimestre de 2020 (períodos más afectados por la cuarentena estricta implementada en Argentina). Los resultados se exponen en la Tabla 10:

Tabla 10: Estimación del efecto de la TA sobre la composición ocupacional
Excluye segundo y tercer trimestre de 2020

	(1)	(2)	(3)
	Asalariado formal	Asalariado informal	Cuentapropista
Tratado.Post	-0,0168*	0,00209	0,0114
	(0,00862)	(0,00990)	(0,00714)
Media variable dependiente	0,4068	0,1609	0,1463
Observaciones	209.373	209.373	209.373
Efectos fijos por semestre y región	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí
Individuos incluidos	25-55 años	25-55 años	25-55 años

Nota: la tabla expone los coeficientes para el término de interacción TRATADO*POST de la ecuación (1) para la totalidad de individuos entre 25 y 55 años. La media de la variable dependiente corresponde al grupo de tratamiento en el período previo a la intervención. El período post-tratamiento excluye al segundo y tercer trimestre de 2020. Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región. También se incluyen todas las posibles interacciones de la variable POST con los controles. Errores estándar clusterizados entre paréntesis. *Significativo al 10% **Significativo al 5% ***Significativo al 1%.

Aun excluyendo los trimestres asociados al mayor impacto de las medidas de confinamiento, continúa observándose un efecto negativo y significativo (aunque sólo a un nivel del 10%) sobre la probabilidad de desempeñarse como asalariado formal. En este sentido, la evidencia no permite descartar que la implementación de la política evaluada haya provocado algún desincentivo sobre la formalización de sus beneficiarios.

Un segundo margen de ajuste que podría presentarse en la oferta laboral de los beneficiarios es el intensivo (es decir, la cantidad de horas dedicadas a trabajar en el mercado). Incluso cuando los receptores de la transferencia no decidan abandonar la fuerza de trabajo como consecuencia del mayor ingreso disponible, sí podrían asignar una menor cantidad de tiempo a su actividad laboral y destinar la misma al ocio (considerando al mismo un bien normal como en un modelo neoclásico estándar). La Tabla 11 presenta los resultados de estimar la ecuación (1) utilizando el total de horas semanales como variable dependiente y restringiendo la muestra a los ocupados.

Tabla 11: Estimación del efecto de la TA sobre las horas trabajadas

	(1)	(2)	(3)
	Total ocupados	Hombres	Mujeres
Tratado.Post	1,742** (0,770)	1,206*** (0,440)	2,573 (1,783)
Media variable dependiente	38,25	43,75	29,46
Observaciones	60.844	33.358	27.486
Efectos fijos por semestre y región	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí
Individuos incluidos	25-55 años	25-55 años	25-55 años

Nota: la tabla expone los coeficientes para el término de interacción TRATADO*POST de la ecuación (1) para la totalidad de individuos ocupados entre 25 y 55 años y que reportan horas de trabajo positivas. La media de la variable dependiente corresponde al grupo de tratamiento en el período previo a la intervención. Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región. También se incluyen todas las posibles interacciones de la variable POST con los controles. Errores estándar clusterizados entre paréntesis. *Significativo al 10 % **Significativo al 5 % ***Significativo al 1 %.

Curiosamente, observamos un efecto positivo y significativo al 5 % sobre el promedio de horas trabajadas semanales de los beneficiarios que se ubica en torno a 1,7. Al dividir a la muestra por género, advertimos que el coeficiente posee una mayor magnitud para las mujeres (2,5) aunque no resulta significativo para ningún nivel usual. Por el contrario, el correspondiente a los hombres es más chico (1,2) pero significativo al 1 %. Estos resultados invitan a pensar que la implementación de la TA se encuentra asociada a un aumento promedio de casi 2 horas semanales entre sus beneficiarios y que el mismo está motorizado por el comportamiento de los hombres. Este resultado podría conciliarse con las predicciones teóricas de un modelo colectivo de oferta laboral teniendo en cuenta que, como advertíamos en la sección 3, casi la totalidad de las receptoras de la TA son mujeres y que este hecho podría mejorar su posición negociadora dentro del hogar. En este sentido, los hombres podrían verse inducidos a compensar su pérdida de poder relativo a través de un incremento en las horas trabajadas en el mercado y, en consecuencia, en su ingreso laboral.

Asimismo, por más que el coeficiente correspondiente a las mujeres no resulte significativo, es posible conjeturar que este incremento en el margen intensivo de la oferta laboral se encuentre vinculado a una reducción en los costos de entrada al mercado laboral (por ejemplo, el transporte o el cuidado de sus hijos). En este sentido, el dinero recibido por la transferencia podría aliviar esta restricción y permitir a las mujeres más vulnerables destinar más tiempo a trabajar en el mercado. Para cerrar esta sección, presentamos en la Tabla 12 los resultados de la misma estimación pero excluyendo de la muestra a las observaciones pertenecientes al segundo o tercer trimestre de 2020.

Tabla 12: Estimación del efecto de la TA sobre las horas trabajadas
Excluye segundo y tercer trimestre de 2020

	(1)	(2)	(3)
	Total ocupados	Hombres	Mujeres
Tratado.Post	2,016*** (0,648)	1,861*** (0,505)	2,211* (1,098)
Media variable dependiente	38,25	43,75	29,46
Observaciones	57.208	31.344	25.864
Efectos fijos por semestre y región	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí
Individuos incluidos	25-55 años	25-55 años	25-55 años

Nota: la tabla expone los coeficientes para el término de interacción TRATADO*POST de la ecuación (1) para la totalidad de individuos ocupados entre 25 y 55 años y que reportan horas de trabajo positivas. La media de la variable dependiente corresponde al grupo de tratamiento en el período previo a la intervención. El período post-tratamiento excluye al segundo y tercer trimestre de 2020. Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región. También se incluyen todas las posibles interacciones de la variable POST con los controles. Errores estándar clusterizados entre paréntesis. *Significativo al 10 % **Significativo al 5 % ***Significativo al 1 %.

El coeficiente para toda la muestra incrementa su magnitud hasta 2 horas y que ahora resulta significativo al 1 %. Al considerar únicamente a los hombres se observa algo similar: el coeficiente aumenta hasta casi 1,9 horas y mantiene el nivel de significatividad de la estimación anterior. Por el contrario, al reducir la muestra a las mujeres el coeficiente reduce su magnitud pero pasa a ser significativo a un nivel del 10 %. En suma, puede considerarse que los resultados son robustos ante la exclusión de los períodos asociados a la cuarentena estricta.

8. Conclusiones

En el presente trabajo estudiamos el impacto de la implementación de una extensión del principal programa social de Argentina - la Asignación Universal por Hijo - a través de la Tarjeta Alimentar. Esa extensión estuvo limitada a familias con hijos en un determinado grupo etario, lo que introduce una heterogeneidad en el tratamiento que abre una posibilidad para explorar el efecto causal del programa.

Utilizando la metodología de diferencias en diferencias, encontramos evidencia de un aumento en los ingresos familiares y una reducción en las tasas de pobreza e indigencia entre los beneficiarios de la política que se ubican en torno a 5 y 6 pp., respectivamente. No hallamos resultados que indiquen que el programa haya desincentivado la participación en el mercado de trabajo ni disminuido la probabilidad de encontrarse ocupado entre los receptores de la TA. Estos hallazgos permanecen robustos ante diferentes cambios en la especificación utilizada, pruebas de falsificación y modificaciones en el período posterior a la política. Asimismo, argumentamos que la evidencia sugiere que los mismos no surgen como consecuencia del shock de la pandemia de COVID-19, sino de un impacto genuino de la política evaluada. Tampoco encontramos evidencia de que se hayan producido desincentivos sobre la oferta laboral en el margen intensivo, aunque sí hallamos indicios de desincentivos a trabajar de manera formal en relación de dependencia.

En resumen, el trabajo sugiere que las transferencias monetarias focalizadas todavía constituyen herramientas efectivas, al menos en el corto plazo, para reducir las privaciones materiales de los grupos más vulnerables de la población, sin costos en términos de desincentivos a participar del mercado laboral. Asimismo, los resultados apuntan a que la TA constituyó un amortiguador ante el incremento de la pobreza y la indigencia asociado al shock en el mercado laboral provocado por la pandemia del COVID-19 y las cuarentenas implementadas por los gobiernos para contener su difusión. Aun así, los posibles desincentivos a la formalización del empleo deberían constituir un signo de alerta para los hacedores de política y promover el diseño de esquemas de transferencias más eficientes.

Por otro lado, aún persisten interrogantes para hacerse una idea más precisa y acabada del impacto de esta transferencia sobre el bienestar de sus beneficiarios. El principal inconveniente consiste en la simultaneidad entre la implementación plena del programa y la cuarentena estricta de abril de 2020. Más allá de que hacemos esfuerzos para aislar el impacto de ambos fenómenos sobre nuestras variables de interés, es lógico que persistan dudas acerca del verdadero efecto de los mismos (sobre todo teniendo en cuenta la importancia del shock de la pandemia y la cantidad de mecanismos que puede haber activado). En este sentido, y pensando en futuras líneas de investigación que permitan obtener evidencia más transparente del impacto de la TA, podría aprovecharse el cambio en la regla de asignación introducido en mayo de 2021 y evaluar los efectos heterogéneos entre los distintos grupos de beneficiarios a partir de este evento.

Referencias

- Agis, E., Cañete, C., y Panigo, D. (2010). El impacto de la Asignación Universal por Hijo en Argentina. *Documento de Trabajo CEIL-PIETTE*.
- Alzúa, M. L., Cruces, G., y Ripani, L. (2013). Welfare programs and labor supply in developing countries: experimental evidence from Latin America. *Journal of Population Economics*, 26(4):1255–1284.
- Amarante, V. y Brun, M. (2018). Cash transfers in latin america: effects on poverty and redistribution. *Economía*, 19(1):1–31.
- Angrist, J. D. y Krueger, A. B. (1999). Empirical strategies in labor economics. In Ashenfelter, O. y Card, D., editors, *Handbook of Labor Economics*, volume 3 of *Handbook of Labor Economics*, chapter 23, pages 1277–1366. Elsevier.
- Bergolo, M. y Cruces, G. (2014). Work and tax evasion incentive effects of social insurance programs. Evidence from an employment-based benefit extension. *Journal of Public Economics*, 117:211–228.
- Bergolo, M. y Galván, E. (2018). Intra-household behavioral responses to cash transfer programs. Evidence from a regression discontinuity design. *World Development*, 103:100–118.
- Bourguignon, F., Ferreira, F., y Leite, P. (2003). Conditional cash transfers, schooling, and child labor: micro-simulating Brazil’s Bolsa Escola program. *The World Bank Economic Review*, 17(2):229–254.
- Chiappori, P.-A. (1988). Rational household labor supply. *Econometrica*, 56(1):63–90.
- Chiappori, P.-A. (1992). Collective labor supply and welfare. *Journal of Political Economy*, 100(3):437–467.
- Fernandez, F. y Saldarriaga, V. (2014). Do benefit recipients change their labor supply after receiving the cash transfer? Evidence from the Peruvian Juntos program. *IZA Journal of Labor Development*, 3(2):1–30.
- Foguel, M. y Paes de Barros, R. (2005). The effects of conditional transfer programmes on adult labor supply: an empirical analysis using a time-series-cross section sample of Brazilian municipalities. *Estudios Económicos*, 40(2):259–293.
- Galasso, E. (2011). Alleviating extreme poverty in Chile: the short term effects of Chile Solidario. *Estudios de Economía*, 38(1):101–127.

- Garganta, S. y Gasparini, L. (2015). The impact of a social program on labor informality: the case of AUH in Argentina. *Journal of Development Economics*, 115:99–110.
- Garganta, S., Gasparini, L., y Marchionni, M. (2017). Cash transfers and female labour force participation: the case of AUH in Argentina. *IZA Journal of Labour Policy*, 6(10):1439–1474.
- Gasparini, L. y Cruces, G. (2010). Las asignaciones universales por hijo en Argentina: impacto, discusión y alternativas. *Económica*, 56:105–146.
- Maluccio, J. y Flores, R. (2005). Impact evaluation of a conditional cash transfer program: the Nicaraguan Red de Protección Social. *International Food Policy and Research Institute*, Research Report 141.
- Maurizio, R. y Vázquez, G. (2014). Argentina: Impacts of the child allowance programme on the labour-market behaviour of adults . *CEPAL Review*, 113:115–137.
- Parker, S. y Skoufias, E. (2000). The impact of Progresa on work, leisure, and time allocation. *International Food Policy and Research Institute*.
- Rofman, R. y Olivieri, M. L. (2012). Un repaso sobre las políticas de protección social y la distribución del ingreso en Argentina. *Económica*, 58:92–123.
- Skoufias, E. y Di Maro, V. (2008). Conditional cash transfers, adult work incentives, and poverty. *Journal of Development Studies*, 44(7):935–960.
- UNICEF (2022). Evaluación del componente “Tarjeta Alimentar” del Plan Argentina contra el Hambre.