

Recibido: 13 de noviembre de 2024

Evaluated: 4 de julio de 2025

Aceptado: 31 de enero de 2026

DOI: 10.13043/DYS.102.1

Matías Maljar^a

Ianina Tuñón^b

Agustín Salvia^c

Evaluación de impacto de la Tarjeta Alimentar en la inseguridad alimentaria en la Argentina

Impact evaluation of the “Tarjeta Alimentar” on food insecurity in Argentina

Resumen

La Tarjeta Alimentar (TA) funciona desde 2020 como un complemento de ingresos para ciertas familias perceptoras de la Asignación Universal por Hijo (AUH) y su monto difiere según la cantidad de niños o adolescentes en el hogar. Este estudio tiene como objetivo estimar el impacto de la elegibilidad de la TA en la inseguridad alimentaria (IA), utilizando el método de diferencias en diferencias (DiD). En una muestra de hogares urbanos con niños o adolescentes de la Argentina que recibían la AUH, los resultados obtenidos muestran que ser elegible para esta transferencia redujo significativamente la inseguridad alimentaria extrema en 2020. Por el esquema de la TA, las reducciones en la IA extrema fueron mayores que el promedio en los hogares con dos niños o adolescentes beneficiarios, así como en aquellos con hijos pequeños. Además, se observaron caídas importantes de la IA extrema en hogares monoparentales y con madres de bajo nivel educativo. Dado que la estrategia de identificación se basa en la elegibilidad (regla etaria) y no en la recepción efectiva, las estimaciones deben interpretarse como un efecto de intención de tratamiento (ITT) asociado a ser elegible para la TA.

Palabras clave: Asignación Universal por Hijo, diferencias en diferencias (DiD), hogares urbanos, inseguridad alimentaria, Tarjeta Alimentar.

Clasificación JEL: I38, I32, C21.

Abstract

Tarjeta Alimentar (TA) has been in place since 2020 as an income supplement for families receiving Argentina's *Asignación Universal por Hijo* (AUH). The amount of the benefit varies depending on the number of children and adolescents in the household. This study assesses the impact of TA eligibility on food insecurity (FI) using a difference-in-differences (DiD) approach. Based on a sample of urban households with children and adolescents who were AUH recipients, the findings indicate that TA eligibility significantly reduced severe food insecurity in 2020. Owing to the program's design, severe FI reductions were larger than the average in households with two child recipients, as well as in those with younger children. Moreover, substantial decreases in severe FI were registered in single-parent households and in households where mothers had low education levels. Given that the identification strategy is based on eligibility (age-based rule) rather than observed receipt, the estimates should be interpreted as an Intention-To-Treat (ITT) effect of being eligible for TA.

Keywords: Asignación Universal por Hijo, difference-in-differences (DiD), urban households, food insecurity, Tarjeta Alimentar.

JEL Classification: I38, I32, C21.

Introducción

La Tarjeta Alimentar (TA) es un programa de transferencia monetaria implementado por el Ministerio de Desarrollo Social de la Argentina, en el marco del Plan Argentina contra el Hambre. Su objetivo es garantizar el acceso a una alimentación adecuada en hogares con niños en situación de vulnerabilidad social. Inicialmente, se entregaba mediante una tarjeta física, con uso restringido a la compra de alimentos y bebidas no alcohólicas. Posteriormente, el beneficio pasó a depositarse junto con la Asignación Universal por Hijo (AUH), lo cual permitió un uso libre. La TA fue dirigida, en primer lugar, a hogares con niños de hasta 6 años y luego se amplió progresivamente a edades mayores hasta cubrir a todo el padrón de la AUH. De este modo, la política combinó criterios de focalización etaria con un diseño operativo simple y de rápida implementación. En este artículo, el tratamiento se operacionaliza como elegibilidad por regla etaria dentro del universo AUH; por ello, el parámetro identificado debe interpretarse como un efecto ITT (*intention-to-treat*) de elegibilidad y no como un efecto promedio sobre receptores efectivos.

La AUH es una transferencia mensual por cada hijo, niño o adolescentes menor de 18 años, en hogares sin ingresos formales, sujeta a condicionalidades en salud y educación. En cambio, la TA solo requiere que el niño tenga la edad de hasta 6 años y perciba la AUH. Ambas transferencias son complementarias en sus alcances y mecanismos, pero se diferencian en su objetivo inmediato: la AUH busca garantizar un piso de ingresos, mientras la TA reforzar el consumo alimentario de los hogares con niños pequeños. La coexistencia de ambas prestaciones permite evaluar el efecto marginal de la TA sobre resultados alimentarios, a partir de una población que ya recibe una transferencia de ingreso no contributiva.

En el contexto global de las transferencias monetarias, programas como Progresar en México (1997) y Bolsa Escola en Brasil (2001) han demostrado ser efectivos

en la reducción de la pobreza extrema y la mejora de la nutrición infantil (Parker y Todd, 2017; Skoufias, 2007; Soares *et al.*, 2010). A pesar de los potenciales efectos distorsivos documentados en la literatura, las transferencias condicionadas ganaron terreno y popularidad (Bergolo y Cruces, 2021; Garganta y Gasparini, 2012; González-Rozada y Llerena Pinto, 2011). Cecchini *et al.* (2021) estimaron en 2017 que cerca del 30 % de la población latinoamericana percibía transferencias no contributivas. Además de los programas mencionados, surgieron otros como Chile Solidario en Chile, el Programa Juntos en Perú y Tekopora en Paraguay (De Sena *et al.*, 2016). La implementación de la AUH en la Argentina en 2009 fue un avance importante, pues hasta ese momento los trabajadores informales quedaban fuera del sistema de asignaciones familiares (Roca, 2011). Con la introducción de la TA en 2020, se dio un paso adicional en el fortalecimiento de la seguridad alimentaria, especialmente, en un contexto de crisis económica y sanitaria.

Este artículo propone responder la siguiente pregunta: ¿cuál fue el impacto de la TA en la inseguridad alimentaria en hogares con niños perceptores de la AUH durante 2020 en la Argentina? La respuesta se construye a través de un diseño cuasiexperimental comparando hogares con niños de entre 0 y 6 años, elegibles y no elegibles para la TA, utilizando como variable de resultado una escala validada de IA. Dado el diseño, el parámetro identificado corresponde al efecto promedio de la elegibilidad (ITT), no necesariamente al efecto sobre los hogares que efectivamente recibieron la transferencia.

Los hallazgos muestran que la elegibilidad para la TA tuvo un efecto ITT significativo en la reducción de la IA extrema en su primer año de implementación. Este estudio proporciona evidencia causal del impacto de la TA sobre la IA en hogares con AUH, así como documenta los efectos diferenciales de una política no condicionada focalizada en la infancia durante una crisis económica y sanitaria. El análisis se nutre de microdatos representativos y de una estrategia

^a Universidad Católica Argentina (Argentina). Correo electrónico: matiasmaljar@uca.edu.ar. 

^b Universidad Católica Argentina (Argentina). Correo electrónico: ianina_tunon@uca.edu.ar. 

^c Universidad Católica Argentina (Argentina). Correo electrónico: agustin_salvia@uca.edu.ar. 

de identificación robusta, poco frecuente en evaluaciones de programas implementados a escala nacional.

El artículo se organiza de la siguiente manera. Luego de esta introducción, se describe la TA, su evolución y características de implementación. Después, se presentan la estrategia metodológica y los datos utilizados. Posteriormente, se discuten los resultados principales y se brinda evidencia de robustez para validar los hallazgos obtenidos. Por último, se ofrece la discusión de los hallazgos y de las conclusiones, así como una reflexión sobre sus aportes y limitaciones. El anexo complementa el artículo con detalles metodológicos y resultados adicionales.

I. Descripción del programa: Tarjeta Alimentar y el Sistema de Protección Social

Hacia fines de 2019, el Gobierno Nacional argentino anunció la implementación de la TA. Esta política consistía en una transferencia monetaria destinada a ciertos hogares perceptores de la AUH para garantizar el acceso a alimentos y bebidas no alcohólicas.

El criterio de elegibilidad inicial fue la presencia en el hogar de, al menos, un niño de hasta 6 años, mujeres embarazadas a partir del tercer mes o personas con discapacidad. En consecuencia, esta política generó una diferenciación entre hogares con AUH perceptores de la TA y aquellos que no reunían los requisitos, lo cual creó una variación en los ingresos no laborales, que resulta central para el análisis de impacto de este estudio.

La gestión y el financiamiento de la TA estuvieron a cargo del Ministerio de Desarrollo Social. En su primera etapa, los hogares recibían una tarjeta física, que solo permitía la compra de alimentos y bebidas no alcohólicas, sin posibilidad de extracción de efectivo. El monto transferido fue inicialmente de USD 50 para hogares con un solo hijo de hasta 6 años, y de USD 75 para aquellos con dos o más hijos en esa franja etaria.

A lo largo del tiempo, la TA atravesó varias modificaciones en su cobertura y modalidad:

- Febrero de 2021: aumento del 50 % de los montos transferidos.
- Mayo de 2021: extensión de la cobertura a hogares con niños de hasta 14 años.
- Noviembre de 2021: la transferencia se comenzó a depositar directamente en las cuentas bancarias junto con la AUH, lo cual permitió su uso libre.
- Septiembre de 2024: ampliación a todos los niños o adolescentes beneficiarios de la AUH, hasta los 17 años.

De este modo, la TA pasó de ser una transferencia con gasto restringido a una transferencia de ingresos sin condicionalidades específicas, comparable a la AUH. La política se mantuvo vigente, con ajustes periódicos en los montos y la diferenciación según la cantidad de niños o adolescentes en el hogar.

A partir de los microdatos de la Encuesta de la Deuda Social Argentina (EDSA) del Observatorio de la Deuda Social Argentina (ODSA) de la Universidad Católica Argentina (UCA), se estiman la evolución y el alcance de los planes sociales en niños o adolescentes entre 2010 y 2024 (figura 1), entre ellos, de la AUH y de la TA. Hasta 2020, el alcance de la AUH se ha mantenido relativamente estable, llegando aproximadamente al 35 % de niños o adolescentes. En los últimos cuatro años, el alcance fue algo superior, sobre todo, en 2022, cuando ascendió al 47 %.

La figura 1 también permite advertir que 2020 es el único año en el que la parcial cobertura de la TA posibilita la consideración de un grupo de comparación (grupo de control) para la evaluación de su impacto en la IA. En 2020, un 42 % de los niños beneficiarios de la AUH eran elegibles para percibir la TA. Luego de aquel año, por la extensión del rango etario en la elegibilidad, la mayor parte de los niños o adolescentes receptores de la AUH estaban en condiciones de percibir al mismo tiempo la TA. Esto menoscaba la factibilidad de tener un grupo de control lo suficientemente numeroso de hogares en esos años para llevar a cabo un diseño cuasiexperimental.

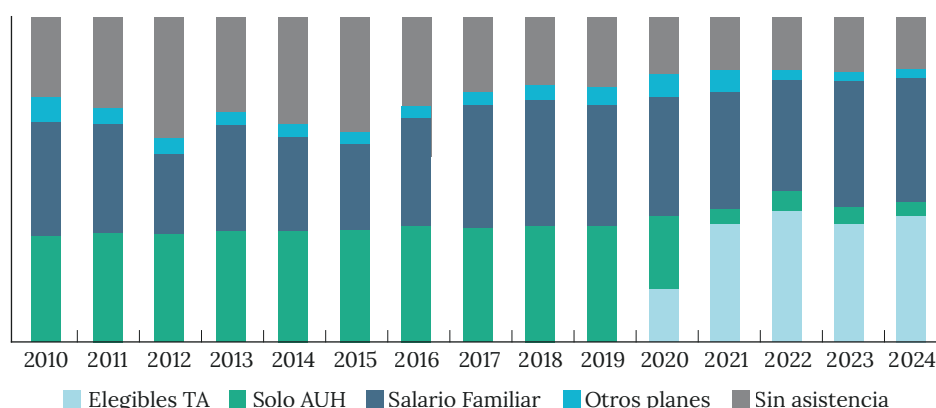


Figura 1. Evolución de los sistemas de protección social (2010-2024) en porcentaje de niños o adolescentes entre 0 y 17 años

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA Serie Bicentenario (2010-2016) y la EDSA (2017-2024).

A. Teoría del cambio

La teoría del cambio constituye una herramienta clave para comprender cómo una intervención, política o programa puede generar una secuencia de resultados que contribuyan a alcanzar ciertos impactos deseados (Rogers, 2014). Su valor radica en que permite establecer un marco lógico que orienta la evaluación, así como identificar los impactos teóricamente esperables y los mecanismos causales que los vinculan con la intervención. En este sentido, resulta útil no solo para estructurar la evaluación empírica, sino también para explicitar las hipótesis subyacentes sobre cómo y por qué se espera que una política funcione.

Si bien la TA no cuenta con una teoría del cambio formalmente sistematizada, se propone una primera aproximación conceptual, que sirvió como insumo orientador para el diseño de esta evaluación. Esta teoría del cambio se construye a partir de conjeturas razonables sobre los efectos esperados de la TA y los mecanismos por los cuales estos podrían materializarse.

En general, se plantea que la TA, a través de su regla de elegibilidad, incrementa la probabilidad de acceso a transferencias monetarias adicionales para los hogares objetivo del programa y, por este medio, debería reducirse el riesgo de inseguridad alimentaria, especialmente, en sus formas más extremas.

En coherencia con la estrategia empírica, el mecanismo asociado a la cadena causal parte de la elegibilidad. En particular, pertenecer al grupo elegible (hogares AUH con niños de 0 a 6 años) incrementa la probabilidad de acceso y, en su caso, el monto esperado de la transferencia. Ese aumento de recursos económicos mejora la capacidad del hogar para adquirir alimentos y contribuye a sostener el consumo frente a *shocks* o restricciones de liquidez, lo que se traduce en una reducción de la inseguridad alimentaria. Bajo este enfoque, es esperable que el impacto sea relativamente mayor en la inseguridad alimentaria extrema, por tratarse del tramo más sensible a variaciones en el ingreso disponible y a la posibilidad de financiar consumos básicos imprescindibles. Dado que la identificación empírica se basa en la elegibilidad y no en la recepción efectiva, el efecto cuantificado corresponde al parámetro de intención de tratamiento (ITT), es decir, al efecto reducido del programa asociado a ser elegible. El impacto de la política estaría mediado por factores, como el grado de focalización de la transferencia, la magnitud del beneficio, el contexto socioeconómico general y las restricciones derivadas de la pandemia de covid-19. Para evaluar estos resultados, se utiliza una escala de seguridad alimentaria que permite clasificar a los hogares según distintos niveles de gravedad de la IA. A partir de esta herramienta, se espera que los hogares elegibles de la TA muestren

mejores indicadores en comparación con los hogares del grupo de control (hogares no elegibles). La figura 2 resume esta cadena causal, y junto con la estrategia empírica descrita, explicita la distinción entre elegibilidad y recepción efectiva. En la medida en que el estimador captura el efecto de la elegibilidad (ITT), los resultados deben leerse como el impacto promedio de la política sobre el conjunto de hogares que cumplen los criterios principales, independiente de si todos efectivamente recibieron la TA; bajo supuestos estándares, esto puede interpretarse como un límite inferior del efecto del tratamiento sobre quienes en efecto lo reciben.

II. Metodología

A. Datos

Para el análisis econométrico, se utilizan los microdatos de la EDSA del ODSA-UCA. Se trata de una encuesta

multipropósito de la Argentina urbana realizada anualmente desde 2004 hasta la actualidad. Además, abarca 20 localidades urbanas de la Argentina y es representativa de ciudades de 8000 habitantes y más (Salvia *et al.*, 2025). En especial, se emplean las bases del periodo 2017-2020 correspondientes a la Serie Agenda para la Equidad. Las bases anuales conforman una única base apilada que tiene información de los hogares tanto a nivel transversal como temporal.

El indicador de IA se construye a partir de una adaptación de la Escala Latinoamericana y del Caribe sobre Seguridad Alimentaria (ELCSA) validada a nivel internacional y utilizada en encuestas de hogares de países de la región (Villagómez-Ornelas *et al.*, 2014), la cual ha sido incorporada en la EDSA desde 2009 hasta la actualidad. Esta escala combina aspectos objetivos y subjetivos vinculados a distintas dimensiones de la privación alimentaria, en consideración a una ventana temporal de referencia de los últimos 12 meses.

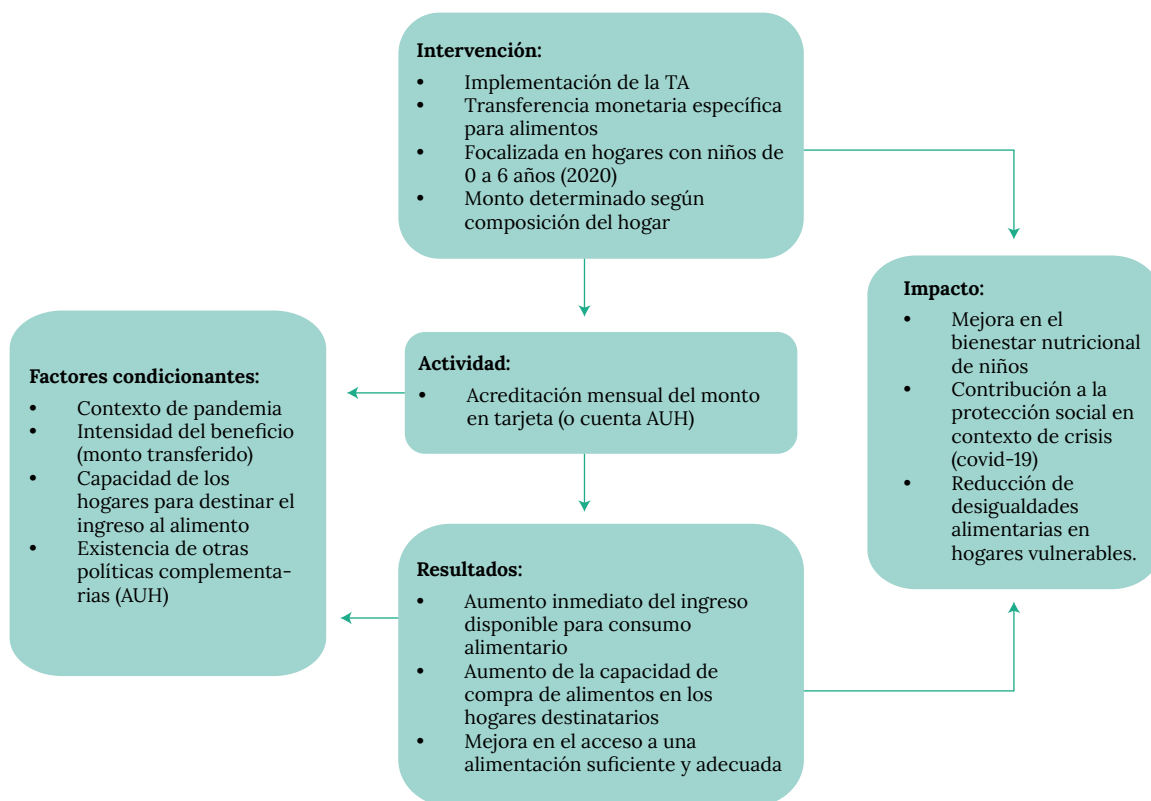


Figura 2. Esquema de la teoría del cambio de la TA en contexto de crisis

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 1. Ítems de la ELCSA de la EDSA-UCA

En los últimos 12 meses...	Puntaje
1. ¿Disminuyeron usted u otro adulto en su hogar la porción de alguna de sus comidas porque no hubo suficiente dinero para comprar alimentos?	Sí (1) No (0)
2. ¿Alguna vez usted u otro adulto del hogar sintió hambre porque no hubo suficiente dinero para comprar alimentos?	Sí (2) No (0)
3. ¿Disminuyó la porción de alguna de las comidas de los niños o adolescentes de su hogar porque no hubo suficiente dinero para comprar alimentos?	Sí (3) No (0)
4. ¿Tuvieron alguna vez hambre los niños o adolescentes de su hogar porque no hubo suficiente dinero para comprar alimentos?	Sí (4) No (0)
5. ¿Con qué frecuencia alguna vez usted o algún miembro de su hogar sintió hambre porque no tuvo que comer o tuvo poca cantidad de comida?	Muchas veces (2) Varias veces (2) En alguna ocasión (1) Nunca (0)

Nota: elaboración propia con base en la EDSA (2017-2024).

Como se detalla en el cuadro 1, se contemplan cinco preguntas, cada una de las cuales posee un puntaje específico. Puntualmente, se les pregunta a los encuestados mayores de 18 años del hogar sobre la reducción no voluntaria de la porción de comida en adultos en el último año, la percepción de eventos de hambre en los niños o adolescentes en el hogar y la frecuencia con la que tuvo lugar alguna de estas carencias. El valor total de la escala resulta de la suma de los valores asignados a cada respuesta, lo que da lugar a que oscile entre 0 y 12 puntos (Salvia *et al.*, 2012; Tuñón y Sánchez, 2021). Según la intensidad de la escala, la IA se categoriza en moderada y grave. La primera se hace presente en los hogares en los que se expresa haber reducido la dieta de alimentos en el último año por problemas económicos (puntaje entre 4 y 7 puntos), mientras la segunda se refiere a los hogares en los que se expresa haber sentido hambre por falta de alimentos en el último año y, en particular, en los niños (puntaje entre 8 y 12 puntos). De esta manera, la IA total se manifiesta cuando existe algún grado de IA, ya sea moderado o extremo.

Si bien la IA se mide mediante una escala autoinformada, que podría estar sujeta a posibles sesgos de deseabilidad social (Arezzo *et al.*, 2024), es relevante destacar que la EDSA mide la IA de manera periódica

entre 2010 y 2025, la cual ha mostrado una robusta fiabilidad en distintas evaluaciones a lo largo del tiempo (Bonfiglio, 2021; Bonfiglio *et al.*, 2023)¹ con independencia de los programas sociales existentes bajo diferentes gestiones de gobierno.

B. Estrategia empírica

En cuanto a la estrategia de identificación, se aplica un diseño cuasiexperimental para estimar el efecto causal de la implementación de la TA en la IA tanto en su nivel total como extremo. En particular, se hace la evaluación bajo el modelo de diferencias en diferencias (DiD). Este se utiliza para estimar el efecto causal de una política al comparar las diferencias en los resultados entre dos grupos, antes y después de su

1 Cabe señalar que la EDSA es una encuesta multipropósito que incluye el índice de IA entre muchas otras dimensiones del desarrollo humano y social consideradas, y se aplica a un universo de hogares urbanos del país representativo de todos los estratos socioeconómicos (es decir, que no se trata de una encuesta focalizada en poblaciones vulnerables), y los indicadores de la escala de IA no se encuentran asociados espacialmente en la lógica del cuestionario a los indicadores de programas sociales, por lo que no es tan simple establecer un vínculo directo entre estas dimensiones temáticas. Esto respalda la interpretación de los cambios observados como reflejo de variaciones reales en la IA.

implementación (Card y Krueger, 1994). Por tanto, la estrategia empírica necesaria para seguir esta metodología se sustenta en la identificación de un grupo de tratamiento y un grupo de control.

Desde el punto de vista del número de observaciones de la EDSA, la conformación de un grupo de comparación adecuado solo es posible si la estimación del efecto de la TA se realiza para 2020. En atención a las condiciones para recibir la TA en aquel año, se definen los integrantes del grupo de tratamiento como aquellos hogares con, al menos, un niño de 6 años o menos beneficiario de la AUH. El grupo de control, por su parte, está compuesto por el resto de los hogares beneficiarios de la AUH con niños o adolescentes de 7 a 17 años. Como criterio adicional de inclusión, el análisis se restringe a hogares con presencia de la madre.

En este caso, el DiD se interpreta como un efecto de intención de tratamiento (ITT) asociado a la elegibilidad. Identificar el efecto promedio sobre los hogares efectivamente tratados (*treatment-on-the-treated* [TOT]) requeriría un enfoque adicional, por ejemplo, un esquema instrumental (IV/2SLS) que utilice la elegibilidad como instrumento de la recepción, y supuestos extra que exceden el objetivo de este artículo. Por otra parte, la formulación del modelo de DiD a través de regresiones ofrece algunas ventajas, como la obtención de errores estándar robustos y la inclusión de variables de control. En consecuencia, se propone el siguiente modelo, utilizando para su estimación el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO):

$$Y_{ilt} = \beta_0 + \beta_1 \text{Elegible}_i + \beta_2 (\text{Post}_t \times \text{Elegible}_i) + \theta' D_{ilt} + \alpha' M_{ilt} + \rho' H_{ilt} + \lambda_l + \tau_t + \varepsilon_{ilt} \quad (1)$$

Donde: Y_{ilt} es el valor de la variable dependiente para el hogar i en t de la localidad l . La variable dependiente principal será la IA en su versión total y extrema, aunque también se considerarán variables de interés la pobreza y la indigencia por ingresos. Dado que estas variables son de tipo binarias, las ecuaciones representan modelos lineales de probabilidad (MLP)². Por

otro lado, cuando se analicen variables de ingreso del hogar, los modelos serán log-lineales³.

La variable Elegible_i identifica si el hogar tiene, al menos, un niño de 6 años o menos, mientras Post_t vale 1 para 2020 y 0 para los años anteriores. La interacción entre estas dos variables permite estimar el efecto diferencial de la política en los hogares elegibles respecto de los no elegibles, comparando el año de su implementación con los anteriores. El parámetro β_2 , asociado a esta interacción, se denomina coeficiente de diferencias en diferencias (DiD). Su estimación captura la intención del tratamiento (ITT), ya que la conformación de los grupos se realiza en función de la elegibilidad de los niños o adolescentes, y no a partir de la recepción efectiva de la TA. La recepción efectiva puede diferir de la elegibilidad (por *take-up* imperfecto o demoras), por lo que el diseño no identifica directamente el efecto promedio sobre los tratados (TOT) sin supuestos adicionales.

No obstante, es razonable anticipar que su magnitud será próxima al efecto promedio del tratamiento en los tratados, dado que la proporción de hogares elegibles que no recibieron la prestación en 2020 fue reducida (1 %), al igual que la fracción de hogares no elegibles que la recibieron de todas formas (14 %) (figura A1 del anexo). La existencia de beneficiarios no elegibles bajo el criterio de edad de los niños o adolescentes es consistente con el diseño de la política, ya que la TA no solo estaba dirigida en 2020 a hogares con niños entre 0 y 6 años que percibían la AUH, sino también a personas con discapacidad (sin límite de edad) beneficiarias de la AUH y a embarazadas a partir del tercer mes de gestación que cobraban la AUE (Poy et al., 2021). También puede reflejar casos en los que padres o madres declaran recibir la AUH por sus hijos que no residen en el hogar⁴.

Los vectores θ , α y ρ contienen los coeficientes asociados a las variables de control sociodemográficas, incorporadas en la ecuación de manera categórica.

2 Angrist y Pischke (2009) sostienen que los resultados de las estimaciones que surgen de un modelo lineal de probabilidad son similares a los obtenidos en un modelo *probit*. Estos autores encuentran como ventajoso del primero la interpretación cuantitativa directa de los coeficientes, entre otras cuestiones.

3 Se opta por especificaciones log-lineales debido a que permiten interpretar los coeficientes directamente como variaciones porcentuales. Así, esta transformación ofrece la ventaja de que los resultados son independientes de la unidad de medida o la escala original en la que se expresen los ingresos.

4 Por la naturaleza de la encuesta, la EDSA no releva el número total de hijos que tiene una madre o un padre, sino solo aquellos que conviven en su mismo hogar.

El vector θ está asociado a las variables de conformación del hogar e incluye el tipo de hogar (biparental o monoparental) y la cantidad de niños o adolescentes (1, 2, 3, o más). El vector α contiene los parámetros vinculados a las características de la madre del niño más pequeño del hogar beneficiario de la AUH, en consideración a su edad (27 años, o menos, entre 28 y 39 años, o 40 años, o más), y el máximo nivel educativo alcanzado (primario incompleto, o menos, primario completo, secundario incompleto, secundario completo, o estudios superiores).

Por su parte, el vector ρ agrupa los parámetros relacionados con las características habitacionales del hogar, que incluyen el tipo de barrio de residencia (barrio de trazado urbano o barrio carenciado), la tenencia de heladera, o *freezer*, el acceso a la red de gas natural y la tenencia de cocina⁵. La especificación (1) también incorpora efectos fijos por localidad urbana (λ_i) y por año de relevamiento (t). La inclusión de estos efectos fijos busca aislar el efecto de interés de diversas fuentes de heterogeneidad. En primer lugar, los efectos fijos por las 20 localidades que releva la EDSA absorben características estructurales no observadas que son invariantes en el tiempo, tales como la ubicación geográfica o factores institucionales propios de cada área urbana. En segundo lugar, los efectos fijos por año tienen la intención de capturar choques macroeconómicos o cambios normativos de alcance nacional que afectan a todos los hogares simultáneamente en un periodo dado. Finalmente, ε_{it} representa el término de error aleatorio.

En todos los casos, las estimaciones MCO se realizan utilizando errores estándar clusterizados por localidad urbana, ya que permiten contemplar la posibilidad de autocorrelación arbitraria en los resultados de una misma unidad geográfica a lo largo del tiempo. No obstante, el número de clústeres disponibles es limitado (20), lo que compromete la validez de las propiedades asintóticas de los estimadores (presuponen un número elevado de clústeres). Como ejercicio de robustez, se estiman las regresiones centrales con la técnica de *wild cluster bootstrap* (WCB), procedimiento que mejora la estimación de los valores p y es capaz de reducir la tasa de

rechazo espurio de las pruebas de significatividad de los coeficientes (Cameron et al., 2008).

Para que el DiD sea estimado de forma insesgada, es necesario el cumplimiento del supuesto de tendencias paralelas en los grupos de tratamiento y de control. Por medio de este supuesto, se asume que, en ausencia de intervención, los dos grupos hubiesen seguido la misma trayectoria en la variable explicada. El supuesto de tendencias paralelas puede resultar poco plausible si existen diferencias en características observables previas al tratamiento que estén asociadas con la dinámica de la variable de interés (Abadie, 2005). En este sentido, si los grupos de tratamiento y control presentan desbalances en características observables, es razonable esperar que sus trayectorias sean distintas, incluso, en ausencia de la intervención. Al incluir covariables en las regresiones, se relaja el supuesto de tendencias paralelas tradicional y puede plantearse el supuesto de tendencias paralelas condicionales. Este establece que, al controlar por un conjunto adecuado de variables explicativas, la evolución contrafáctica promedio de los elegibles habría sido comparable a la de los no elegibles. Para evaluar empíricamente su cumplimiento, se estima la siguiente especificación en forma de estudio de eventos:

$$IA_{it} = \beta_0 + \beta_{2017}I\{t = 2017\} \times Elegible_i + \beta_{2018}I\{t = 2018\} \times Elegible_i + \beta_{2020}I\{t = 2020\} \times Elegible_i + \theta'D_{it} + \alpha'M_{it} + \rho'H_{it} + \lambda_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

En esta formulación, se incluyen variables formadas por la interacción entre *Elegible_i* y *dummies* por año de relevamiento. Para evitar la multicolinealidad perfecta, se excluye la interacción entre *Elegible_i* y la *dummy* indicadora de 2019 (los hogares de 2019 constituyen la categoría omitida, es decir, $\beta_{2019} = 0$). En este contexto, los coeficientes β_{2017} y β_{2018} capturan la diferencia en la evolución de la variable de interés entre el grupo tratado y el grupo de control, en relación con el año base 2019. Si dichos coeficientes no resultan estadísticamente significativos, esto sugiere que no hay diferencias sistemáticas en las tendencias previas al tratamiento entre ambos grupos, lo que constituye evidencia favorable para el cumplimiento del supuesto de tendencias paralelas condicionales. Si, por el contrario, las tendencias divergen antes de la política,

5 Las definiciones operativas de cada variable se presentan en el cuadro A1 del anexo.

entonces, cualquier resultado obtenido de la ecuación 1 será la continuación de una divergencia de tendencias preexistente, que carecerían de interpretación causal. En segundo lugar, debe asumirse que los *shocks* exógenos afectan a los grupos de forma similar en el periodo posterior a la intervención. La puesta en marcha de la TA coincidió prácticamente con el inicio de la pandemia de covid-19, así como con las medidas de aislamiento social dispuestas por el Gobierno Nacional y la introducción de nuevas transferencias de ingreso. *A priori*, no existen razones para suponer que la pandemia o las restricciones asociadas hayan impactado de manera diferencial en ambos grupos. En cuanto a las transferencias de ingreso, dado que todos los hogares incluidos en el análisis son beneficiarios de la AUH, también eran elegibles para recibir el Ingreso Familiar de Emergencia (IFE), una de las principales políticas de asistencia implementadas en ese periodo (Ministerio de Capital Humano, 2020). Posteriormente, se analiza la interacción entre la TA y el IFE. Además, se examina en detalle si la situación de pandemia produjo cambios en la provisión alimentaria dirigida a los niños o adolescentes a través de cajas y bolsones, comedores no escolares y alimentación escolar, así como si tales cambios se manifestaron de manera desigual entre el grupo de tratamiento y el grupo de control.

Por otro lado, es fundamental que se cumpla el supuesto de no anticipación al tratamiento, el cual establece que los hogares no deben haber modificado su comportamiento en los periodos previos como respuesta anticipada a la expectativa de recibir la TA. La TA fue anunciada oficialmente el 20 de diciembre de 2019, en el marco de la primera reunión del Consejo Federal Argentina contra el Hambre (Mercado, 2019). Ese mismo mes se inició su entrega en Concordia (Entre Ríos) (Ministerio de Capital Humano, 2019), mientras su implementación progresiva en el resto del país comenzó en enero de 2020 (“Tarjeta Alimentaria: Cómo sigue el cronograma de entregas”, 2020). La cercanía temporal entre el anuncio y la puesta en marcha efectiva del programa refuerzan la validez del supuesto de no anticipación en el diseño de DiD utilizado.

Por último, dado que los datos no son longitudinales (de tipo panel), es necesario asumir que la composición de los grupos de tratamiento y de control se

mantiene relativamente estable a lo largo del tiempo. Si alguno de los grupos experimentara cambios en sus características, las diferencias observadas en las variables de resultado podrían atribuirse a esos cambios en la composición y no al efecto de la política analizada. Un cambio en el perfil sociodemográfico de estos grupos podría generar diferencias que se atribuirían erróneamente a la implementación de la TA. La incorporación de características relevantes de los hogares como controles de las regresiones permite reducir este riesgo y ajustar por posibles diferencias en la composición que puedan surgir a lo largo del tiempo. No obstante, la selección de estos controles sigue un criterio de prudencia metodológica para evitar el problema de controles endógenos, o *bad controls* (Angrist y Pischke, 2009). Siguiendo este enfoque, no se incluyen variables que podrían haber sido afectadas por el tratamiento o correlacionan con sus mecanismos de impacto. La inclusión de dichas variables neutralizaría parte del efecto que se busca estimar, por lo que solo se incorporan características que son predeterminadas o exógenas a la implementación de la política.

Además del efecto promedio de la TA, con la especificación (1) se estiman efectos heterogéneos de la implementación de la TA, segmentando la muestra en distintos subgrupos. Estas submuestras se definen según características observables de los niños o adolescentes y del resto de los miembros del hogar, tales como el tipo de hogar, la edad y la cantidad de niños o adolescentes, y el máximo nivel educativo alcanzado por la madre. Dado que este análisis implica la prueba simultánea de hipótesis múltiples (dos variables de resultado —IA total e IA extrema— evaluadas en diversos subgrupos), la probabilidad de rechazar incorrectamente, al menos, una hipótesis nula es mayor que el nivel de significatividad utilizado en cada prueba individual. Para abordar este problema de inferencia múltiple, se controla por la tasa de error familiar (*family-wise error rate* [FWER]), es decir, la probabilidad de rechazar incorrectamente una o más hipótesis nulas pertenecientes a una misma familia de hipótesis. Específicamente, se reportan valores *p* ajustados siguiendo el procedimiento de Westfall y Young (1993). Este enfoque es consistente con investigaciones, como la de Jones *et al.* (2019), que utilizan el mismo método para corregir por pruebas de hipótesis múltiples.

C. Análisis descriptivo de los grupos de tratamiento y de control

La EDSA (2017-2020) no constituye un panel de hogares, sino una serie de cortes transversales repetidos. Esta estructura de los datos condiciona la estrategia de identificación y fundamenta las decisiones metodológicas detalladas. Específicamente, la imposibilidad de observar las mismas unidades a lo largo del tiempo motiva tanto la inclusión de controles socio-demográficos y efectos fijos (orientados a mitigar el sesgo por posibles cambios en la composición de la muestra) como la realización del test de tendencias paralelas. Dada esta consideración, se describe a continuación la composición de la muestra.

En total, la base de análisis está compuesta por 3683 hogares, de los cuales el 67 % pertenecen al grupo de tratamiento y el 33 % al grupo de control. Tal como se anticipaba, hay un número bastante bien equilibrado de observaciones entre los grupos de tratamiento y de control, aunque los hogares del primero son algo más numerosos. En el cuadro 2, se presentan estadísticas descriptivas que permiten comparar las características observables de ambos grupos, tanto en el periodo previo como posterior a la implementación de la TA. Se incluyen las variables empleadas como controles en las especificaciones principales y otras variables de interés relevantes: situación de pobreza, IA, condición ocupacional del jefe de hogar, estrato social, asistencia escolar de los niños o adolescentes y recepción del IFE.⁶

Cuadro 2. Composición de los grupos de tratamiento y de control

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		2017-2019		2020		
		Hogares con, al menos, un hijo de 6 años o menos	Hogares sin un hijo de 6 años o menos	Hogares con, al menos, un hijo de 6 años o menos	Hogares sin un hijo de 6 años o menos	DiD
Inseguridad alimentaria	Inseguridad alimentaria extrema	0.16 (0.01)	0.15 (0.02)	0.10 (0.02)	0.18 (0.04)	-0.15** (0.05)
	Inseguridad alimentaria moderada	0.22 (0.01)	0.21 (0.02)	0.27 (0.04)	0.27 (0.06)	-0.01 (0.07)
	Seguridad alimentaria	0.61 (0.01)	0.64 (0.02)	0.63 (0.04)	0.54 (0.05)	0.12 (0.07)
Pobreza por ingresos	Indigente	0.15 (0.01)	0.14 (0.02)	0.08 (0.02)	0.17 (0.04)	-0.10** (0.05)
	Pobre no indigente	0.49 (0.01)	0.53 (0.02)	0.62 (0.04)	0.60 (0.05)	0.06 (0.07)
	No pobre	0.36 (0.01)	0.33 (0.02)	0.30 (0.03)	0.23 (0.04)	0.04 (0.06)

(Continúa)

6 Programa de transferencias de ingresos para los hogares más vulnerables implementado durante la pandemia de covid-19.

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		2017-2019		2020		
		Hogares con, al menos, un hijo de 6 años o menos	Hogares sin un hijo de 6 años o menos	Hogares con, al menos, un hijo de 6 años o menos	Hogares sin un hijo de 6 años o menos	DiD
Calidad de empleo del jefe	Empleo pleno	0.10 (0.01)	0.11 (0.01)	0.09 (0.02)	0.16 (0.03)	-0.05 (0.04)
	Empleo precario	0.43 (0.01)	0.45 (0.02)	0.28 (0.03)	0.31 (0.05)	-0.02 (0.07)
	Subempleo inestable	0.24 (0.01)	0.21 (0.02)	0.32 (0.04)	0.23 (0.04)	0.06 (0.06)
	Desocupado o inactivo	0.23 (0.01)	0.22 (0.02)	0.31 (0.04)	0.30 (0.04)	0.00 (0.06)
Tipo de hogar	Biparental	0.70 (0.01)	0.68 (0.02)	0.74 (0.03)	0.65 (0.05)	0.07 (0.06)
	Monoparental	0.30 (0.01)	0.32 0.02	0.26 0.03	0.35 0.05	-0.07 (0.06)
Edad de la madre del niño más pequeño	27 años, o menos	0.51 (0.01)	0.06 (0.01)	0.43 (0.04)	0.07 (0.03)	-0.10* (0.06)
	Entre 28 y 39 años	0.40 (0.01)	0.44 (0.02)	0.46 (0.04)	0.52 (0.05)	-0.05 (0.07)
	40 años, o más	0.09 (0.01)	0.50 (0.02)	0.11 (0.02)	0.40 (0.04)	0.14** (0.06)
Cantidad de niños o ado- lescentes en el hogar	1 niño o adolescente	0.23 (0.01)	0.46 (0.02)	0.26 (0.03)	0.33 (0.04)	0.16*** (0.06)
	2 niños o adolescentes	0.30 (0.01)	0.30 (0.02)	0.25 (0.03)	0.40 (0.05)	-0.15** (0.07)
	3 niños o adoles- centes o más	0.47 (0.01)	0.24 (0.02)	0.48 (0.04)	0.27 (0.05)	-0.01 (0.07)
Nivel educa- tivo de la madre del niño más pequeño	Primario incom- pleto, o menos	0.06 (0.01)	0.06 (0.01)	0.04 (0.01)	0.06 (0.02)	-0.01 (0.03)
	Primario completo	0.18 (0.01)	0.27 (0.02)	0.18 (0.03)	0.27 (0.04)	0.00 (0.06)
	Secundario incompleto	0.41 (0.01)	0.24 (0.02)	0.33 (0.04)	0.24 (0.04)	-0.07 (0.06)
	Secundario completo	0.28 (0.01)	0.3 (0.02)	0.34 (0.04)	0.31 (0.05)	0.05 (0.07)
	Superior incom- pleto o completo	0.08 (0.01)	0.13 (0.01)	0.11 (0.02)	0.12 (0.03)	0.04 (0.04)

(Continúa)

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		2017-2019		2020		
		Hogares con, al menos, un hijo de 6 años o menos	Hogares sin un hijo de 6 años o menos	Hogares con, al menos, un hijo de 6 años o menos	Hogares sin un hijo de 6 años o menos	DiD
Regiones urbanas	Ciudad Autónoma de Buenos Aires	0.03 (0.01)	0.05 (0.01)	0.05 (0.02)	0.05 (0.02)	0.02 (0.03)
	Conurbano Bonaerense	0.56 (0.01)	0.55 (0.02)	0.53 (0.04)	0.59 (0.05)	-0.06 (0.07)
	Otras grandes áreas metropolitanas del interior	0.24 (0.01)	0.24 (0.01)	0.24 (0.03)	0.19 (0.03)	0.05 (0.05)
	Resto urbano del interior	0.18 (0.01)	0.17 (0.01)	0.18 (0.02)	0.17 (0.03)	0.00 (0.04)
Tipo de barrio	Barrio de trazado urbano	0.71 (0.01)	0.75 (0.02)	0.66 (0.04)	0.79 (0.05)	-0.08 (0.07)
	Barrio carenciado	0.30 (0.01)	0.25 (0.02)	0.34 (0.04)	0.21 (0.05)	0.08 (0.07)
Estrato social	Muy bajo	0.58 (0.01)	0.48 (0.02)	0.56 (0.04)	0.42 (0.05)	0.04 (0.07)
	Bajo	0.31 (0.01)	0.36 (0.02)	0.35 (0.04)	0.44 (0.05)	-0.04 (0.07)
	Medio	0.11 (0.01)	0.16 (0.02)	0.09 (0.02)	0.14 (0.03)	0.00 (0.04)
Acceso a atención médica	Con acceso a atención médica	0.56 (0.01)	0.46 (0.02)	0.51 (0.04)	0.49 (0.05)	-0.08 (0.07)
	Sin acceso a atención médica	0.44 (0.01)	0.54 (0.02)	0.49 (0.04)	0.51 (0.05)	0.08 (0.07)
Tenencia de heladera, o freezer	Con heladera, o freezer	0.94 (0.01)	0.97 (0.02)	0.96 (0.04)	0.98 (0.05)	0.02 (0.02)
	Sin heladera ni freezer	0.06 (0.01)	0.03 (0.02)	0.04 (0.04)	0.02 (0.05)	-0.02 (0.02)
Acceso a red de gas natural	Con acceso a red de gas natural	0.35 (0.01)	0.41 (0.02)	0.35 (0.04)	0.38 (0.05)	0.03 (0.07)
	Sin acceso a red de gas natural	0.65 (0.01)	0.59 (0.02)	0.65 (0.04)	0.62 (0.05)	-0.03 (0.07)

(Continúa)

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		2017-2019		2020		
		Hogares con, al menos, un hijo de 6 años o menos	Hogares sin un hijo de 6 años o menos	Hogares con, al menos, un hijo de 6 años o menos	Hogares sin un hijo de 6 años o menos	DiD
Tenencia de cocina	Con cocina	0.99 (0.00)	0.99 (0.00)	0.99 (0.01)	1.00 (0.00)	-0.01 (0.01)
	Sin cocina	0.01 (0.00)	0.01 (0.00)	0.01 (0.01)	0.00 (0.00)	0.01 (0.01)
Asistencia escolar de los niños o adolescentes	Al menos un niño o adolescente asiste	0.81 (0.01)	0.99 (0.00)	0.83 (0.03)	0.99 (0.00)	0.01 (0.03)
	Ningún niño o adolescente asiste	0.19 (0.01)	0.01 (0.00)	0.18 (0.03)	0.01 (0.00)	-0.01 (0.03)
Ingreso Familiar de Emergencia (IFE)	Sin IFE			0.12 (0.03)	0.12 (0.03)	0.00 (0.00)
	Con IFE			0.88 (0.03)	0.88 (0.03)	-0.00 (0.00)
Observaciones		1972	940	488	283	

Nota: el cuadro muestra la composición de los grupos tratamiento y control, pre- y posintervención (columnas 1-4). En la columna 5, se expone el coeficiente DiD de la especificación (3). Tanto los porcentajes como los coeficientes DiD se presentan con sus errores estándar robustos entre paréntesis.

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

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017-2024).

En primera instancia, se analiza la comparación de características en el periodo preintervención (columnas 1-2), en el que se observa que los grupos comparten algunas de las características y en otras difieren significativamente. Entre las similitudes, se advierte que la distribución geográfica es parecida, con más de la mitad de los hogares residiendo en el Conurbano Bonaerense en ambos grupos. Asimismo, tanto en el grupo de tratamiento como en el grupo de control 7, de cada 10 hogares, estos son biparentales, lo que significa que presentan núcleo conyugal completo. Tampoco se registran diferencias sustantivas en los niveles de IA ni en la pobreza por ingresos: en ambos casos, más del 60 % de los hogares no superan el umbral de la canasta básica total (CBT) y más del 30 % padecen algún grado de IA. También coinciden en el perfil laboral de los jefes de hogar. Dado que los hogares analizados son perceptores de la AUH, se observa que la mayoría de los jefes de ambos grupos tienen empleos precarios (43 % en el grupo de tratamiento y 45 % en el grupo de control).

Aunque existen diferencias, la mayoría son de pequeña magnitud de 10 puntos porcentuales (p. p.), o menos. Por ejemplo, respecto del máximo nivel educativo alcanzado por la madre del niño beneficiario de AUH más pequeño, se destaca un 35 % que logró finalizar los estudios secundarios en el grupo de tratamiento, mientras un 43 % lo hizo en el grupo de control. A su vez, en los grupos de tratamiento y de control, gran parte de los hogares pertenece al estrato socioeconómico más bajo (58 % y 48 %, respectivamente). Esto coincide con que la mayor parte se ve privada en la dimensión del hábitat, con más del 60 % de los hogares en cada grupo que carece de conexión a red de gas natural. En materia sanitaria, una porción importante de los hogares no pudo acceder a la atención médica en el último año (44 % en el grupo de tratamiento y 54 % en el grupo de control).

Las diferencias más contundentes se observan en la edad de la madre y en la cantidad de niños o adolescentes

en el hogar. En el grupo de tratamiento, la edad promedio de las madres es menor que en el grupo de control, mientras la cantidad de niños o adolescentes promedio es superior. Tal es así que en un 91 % de los hogares del grupo de tratamiento las madres tienen menos de 40 años y en un 77 % hay presencia de dos o más niños o adolescentes. Por último, hay que remarcar una discrepancia que también es relevante en la asistencia escolar. Como en el grupo de control solo hay niños o adolescentes en edad de primaria o secundaria, la existencia de hogares en los que ninguno de los niños o adolescentes asiste a la escuela es casi nula (0.7 %). En cambio, en el grupo de control, el porcentaje de estos hogares asciende al 19 %.

Como se señaló, es necesario hacer el supuesto de que la composición de los grupos se mantiene estable antes y después de la intervención. Si alguno de los grupos modificara sus características de manera diferencial, las variaciones en la IA podrían explicarse en estos cambios y no en la implementación de la TA. Por ello, aunque los grupos presentan diferencias significativas en las características observables contenidas en D_{it} , M_{it} y H_{it} , lo relevante es que dichas diferencias no se intensifiquen ni se reduzcan de forma dispar a lo largo del tiempo. Una forma de aproximarse a esta cuestión consiste en estimar un modelo simple de DiD para cada una de las características:

$$x_{ilt} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Elegible}_i + \gamma_2 \text{Post}_t + \gamma_3 (\text{Post}_t \times \text{Elegible}_i) + \varepsilon_{ilt} \quad (3)$$

Donde, en cada regresión, la variable dependiente x_{ilt} corresponde a una variable distinta. De este modo, se obtiene un coeficiente γ_3 para cada característica. Los coeficientes de los modelos y los errores estándar asociados se presentan en columna 5 del cuadro 2. Respecto de las covariables empleadas como controles, la mayoría de los coeficientes no resulta estadísticamente significativa al 10 %, lo que sugiere que no hay evidencia de cambios diferenciales relevantes en la composición de los grupos. Las únicas excepciones, de magnitud reducida, se observan en la edad de la madre y en el número de niños o adolescentes: el grupo de tratamiento muestra un leve aumento en la proporción de madres de 40 años o más y una disminución en la cantidad promedio de niños o adolescentes. Posteriormente, se presenta evidencia adicional sobre la estabilidad de

las covariables observables a partir de un test formal. En cuanto a las variables dependientes, los resultados muestran que tanto en el caso de la indigencia como en la IA extrema el coeficiente DiD es negativo y estadísticamente significativo al 5 %. Esto podría sugerir, de manera preliminar, un posible impacto de la TA en estos indicadores.

III. Resultados

A. Resultados principales

Los resultados de las estimaciones por MCO del modelo (1) se presentan en los cuadros 3 y 4. Es necesario precisar que, dado que la variable de tratamiento (*Elegible*) se define a partir de los criterios de elegibilidad y no por el cobro efectivo, el coeficiente DiD debe interpretarse como un estimador de los efectos de la intención del tratamiento (ITT).

En el cuadro 3, se reportan los coeficientes para el caso en que la variable dependiente es la IA total. La columna 1 expone la especificación sin controles, en la que se observa un coeficiente de -0.116 (significativo al 5 %), el cual identifica el impacto bajo el supuesto de tendencias paralelas incondicionales. En las columnas 2 y 3, se incorporan efectos fijos por localidad urbana y año, para capturar heterogeneidades geográficas y shocks macroeconómicos, que podrían sesgar la evolución de la variable de interés entre los grupos de tratamiento y de control. Posteriormente, en la columna 4, se añaden controles por características de conformación del hogar. En estas especificaciones (columnas 2-4), el coeficiente DiD se mantiene estable en magnitud y significatividad estadística. No obstante, al incluir controles por características de la madre en la columna 5, el estimador experimenta un cambio en su magnitud, el cual se sitúa en -0.082 y deja de ser significativo a los niveles usuales. Esta tendencia persiste en la columna 6 al incorporar variables habitacionales como control. En esta última especificación, que satura el modelo con todas las variables de control, se asume que el supuesto de tendencias paralelas se cumple de manera condicional a estas características. A pesar de no ser estadísticamente significativo, la magnitud del coeficiente DiD de esta columna sugiere que ser elegible para recibir la TA redujo, en promedio, la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria total en 8 p. p. En términos

relativos, esto representa una disminución del 21 % respecto de la media del grupo de control.

Las estimaciones para la IA extrema se muestran en el cuadro 4. Al igual que en el análisis anterior, en las columnas 2-6, se incorporan controles de forma secuencial. El impacto de ser elegible para la TA es negativo y estadísticamente significativo al 1 % en todas las especificaciones. El coeficiente de interés se mantiene estable en su magnitud a medida que se añaden controles, el cual oscila entre -0.108 y -0.092 . De la especificación con todos los controles (columna 6), se deriva que ser elegible para la TA redujo significativamente la probabilidad de sufrir IA extrema y lo hizo, en promedio, en 9 p. p. (58 % respecto de la media del grupo de control). Por consiguiente, comparando los coeficientes DiD de las ecuaciones con todos los controles de los cuadros 3 y 4 (columna 6), la elegibilidad de la TA solo tuvo un impacto significativo sobre la IA en su nivel extremo. Intuitivamente, este resultado sugiere que la transferencia fue útil para que los hogares cubran un piso mínimo de calorías, lo que les permitió salir de situaciones de hambre o privación extrema, pero resultó insuficiente para que el hogar alcance una seguridad alimentaria plena.

En la figura 3, se presentan los coeficientes β_{2017} y β_{2018} obtenidos al estimar la ecuación (2) con todos los controles. La variable dependiente en el panel (a) es la IA total mientras en el panel (b) es la IA extrema. Cada punto de estimación mide la diferencia en la IA (total o extrema) entre el grupo de tratamiento y el grupo de control cada año, y las líneas verticales representan intervalos de confianza del 95 %. A este nivel de confianza, las estimaciones de β_{2017} y β_{2018} no son estadísticamente diferentes de cero, lo que aporta evidencia de que no hubo diferencia en las tendencias preexistentes entre los grupos en ninguna de las variables explicadas. Además, en el cuadro 5, se reportan pruebas F de significatividad conjunta de los coeficientes β_{2017} y β_{2018} , que evalúan la hipótesis nula de que ambos son iguales a cero simultáneamente. Tanto en el caso de la IA total como en el de la IA extrema, los resultados indican que no puede rechazarse esta hipótesis nula al 10 % de significatividad, lo cual refuerza la validez del supuesto de tendencias paralelas condicionales. En el cuadro A4 del anexo, se realizan algunas pruebas placebo de falsificación que aportan evidencia adicional al cumplimiento de este supuesto.

Cuadro 3. Efecto de elegibilidad de la TA sobre la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria total. Estimaciones MCO

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Post x Elegible	-0.116** (0.045)	-0.116** (0.045)	-0.118** (0.046)	-0.118** (0.046)	-0.082 (0.051)	-0.083 (0.052)
Media GC	0.390	0.390	0.390	0.390	0.390	0.390
Efectos fijos λ_i	No	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos τ_t	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles D_{it}	No	No	No	Sí	Sí	Sí
Controles M_{it}	No	No	No	No	Sí	Sí
Controles H_{it}	No	No	No	No	No	Sí
R ²	0.003	0.026	0.034	0.034	0.088	0.109
Observaciones	3683	3683	3683	3683	3683	3683

Nota: el cuadro muestra la estimación MCO del coeficiente DiD de la ecuación (1) para la IA total. La columna 1 presenta la especificación básica, que incluye únicamente las variables *Post*, *Elegible* y su interacción. En la columna 2, se incorporan efectos fijos por localidad urbana, mientras en la columna 3 se agregan efectos fijos por año. La columna 4 añade controles por la conformación del hogar (tipo de hogar y cantidad de niños o adolescentes) y en la columna 5 se incorporan controles por características de la madre (edad y máximo nivel educativo alcanzado). Finalmente, la columna 6 incluye controles por características habitacionales (tenencia de heladera, o *freezer*, tenencia de cocina, acceso a red de gas natural y tipo de barrio). Se reportan los errores estándar clusterizados por localidad urbana entre paréntesis.

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

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017–2024).

Cuadro 4. Efecto de elegibilidad de la TA sobre la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria extrema. Estimaciones MCO

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Post x Elegible	-0.102*** (0.032)	-0.108*** (0.033)	-0.108*** (0.033)	0.096*** (0.029)	-0.092*** (0.028)	-0.093*** (0.027)
Media GC	0.160	0.160	0.160	0.160	0.160	0.160
Efectos fijos λ_i	No	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos τ_t	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles D_{it}	No	No	No	Sí	Sí	Sí
Controles M_{it}	No	No	No	No	Sí	Sí
Controles H_{it}	No	No	No	No	No	Sí
R2	0.006	0.015	0.017	0.046	0.068	0.085
Observaciones	3683	3683	3683	3683	3683	3683

Nota: el cuadro muestra la estimación MCO del coeficiente DiD de la ecuación (1) para la IA extrema. La columna 1 presenta la especificación básica, que incluye únicamente las variables *Post*, *Elegible* y su interacción. En la columna 2, se incorporan efectos fijos por localidad urbana, mientras en la columna 3 se agregan efectos fijos por año. La columna 4 añade controles por la conformación del hogar (tipo de hogar y cantidad de niños o adolescentes) y en la columna 5 se incorporan controles por características de la madre (edad y máximo nivel educativo alcanzado). Finalmente, la columna 6 incluye controles por características habitacionales (tenencia de heladera, o *freezer*, tenencia de cocina, acceso a red de gas natural y tipo de barrio). Se reportan los errores estándar clusterizados por localidad urbana entre paréntesis.

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

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017–2024).

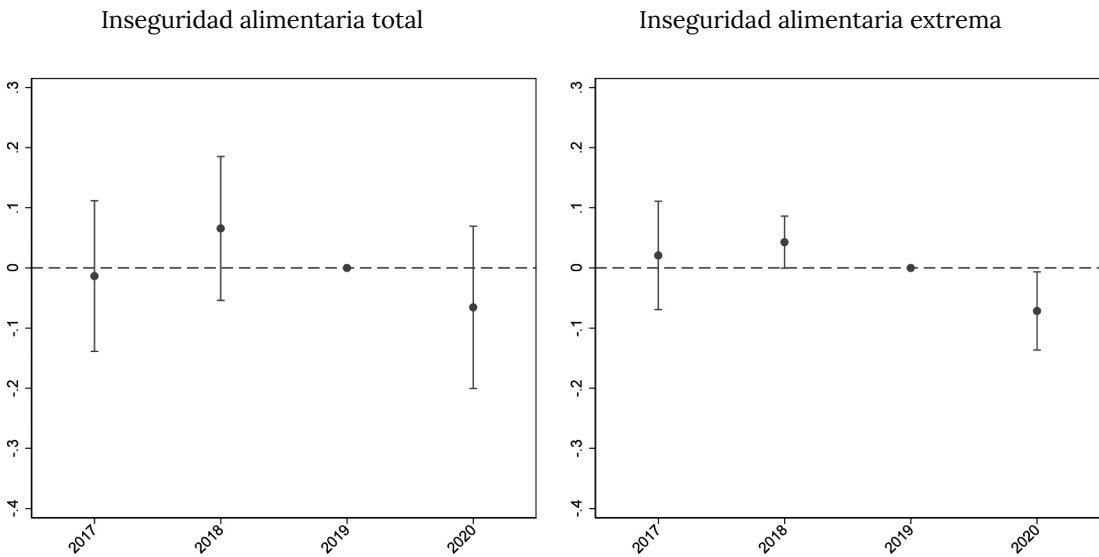


Figura 3. Estudio de eventos de la implementación de la TA sobre la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria. Estimaciones MCO. Intervalos de confianza al 95 %

Nota: la figura ilustra la estimación de los parámetros β_{2017} , β_{2018} y β_{2020} de la especificación (2). La figura de la izquierda contiene los puntos de estimación y los intervalos de confianza al 95 % cuando la variable dependiente es la IA total, y la figura de la derecha contiene los puntos de estimación y los intervalos de confianza al 95 % cuando la variable dependiente es la IA extrema.

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017–2024).

Cuadro 5. Test F de significatividad conjunta de los coeficientes β_{2017} y β_{2018}

Variable dependiente	F Stat.	Grados de libertad		Valor p
IA total	1.07	2	19	0.362
IA extrema	2.17	2	19	0.141

Nota: el cuadro reporta las pruebas F de significatividad conjunta de los coeficientes β_{2017} y β_{2018} de la especificación (2). La hipótesis nula plantea que ambos coeficientes son simultáneamente iguales a cero.

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017–2024).

B. Efectos heterogéneos y mecanismos de impacto

El diseño metodológico permite estimar efectos heterogéneos de la implementación de la TA y clasificar la muestra de diferentes maneras (cuadros 6 y 7). Este ejercicio facilita la identificación del perfil de los hogares donde el programa mostró una relación más estrecha con la mejora en la seguridad alimentaria. Siguiendo las recomendaciones de la literatura sobre inferencia múltiple, los resultados se presentan con valores p estándar y valores p ajustados. Asimismo, para determinar si las diferencias observadas entre subgrupos son estadísticamente significativas, se realizan pruebas de igualdad de coeficientes reportadas en el cuadro A3 del anexo.

En primer lugar, el cuadro 6 revela que los hogares elegibles para recibir el beneficio por dos niños presentan una reducción significativa en la probabilidad de experimentar IA (columna 1). En este grupo, la elegibilidad de la TA se asocia con una disminución de 16 p. p. tanto en la IA total como en la IA extrema, lo que equivale a reducciones del 40 % y del 98 % en dichas variables en relación con las medias del grupo de control. Estas estimaciones resultan robustas al ajuste por comparaciones múltiples (siendo significativas al 10 % y al 5 %, respectivamente). Es necesario destacar que la asociación observada en estos hogares es significativamente mayor que en aquellos elegibles por un solo niño (columna 2). La prueba de diferencia entre subgrupos (columna 1 de el cuadro A4) confirma que estas disparidades son estadísticamente significativas. Una explicación plausible para esta diferencia radica en el diseño del beneficio: en hogares con dos niños beneficiarios, la transferencia cubría una proporción mayor de la canasta básica alimentaria (CBA) en comparación con los hogares con un solo niño elegible.

Consistentemente, los resultados según la cantidad de niños o adolescentes en el hogar (columnas 3 y 4) muestran que la asociación de la elegibilidad de la TA con la IA extrema resulta estadísticamente significativa únicamente en los hogares con dos o más niños. No obstante, debe advertirse que este coeficiente pierde significatividad estadística una vez que es ajustado por comparaciones múltiples. Por su parte, clasificando a los hogares según la edad del niño beneficiario de la AUH más pequeño del hogar (columnas 5 y 6), se observa una relación negativa y significativa con la IA total y la IA extrema en hogares con niños pequeños de 0 a 3 años. La magnitud de los coeficientes DiD en este tipo de hogares implica reducciones promedio del 42 % en la IA total y del 70 % en la IA extrema con respecto a las medias de estas variables en el grupo de control. Al aplicar el ajuste por comparaciones múltiples, solo la reducción en la IA extrema permanece estadísticamente significativa (al 10 %).

En contraste, no se encuentran asociaciones significativas en hogares donde el beneficiario más pequeño tiene entre 4 y 6 años. La columna 3 del cuadro A4 muestra que la diferencia entre estos subgrupos es significativa cuando la variable dependiente es la IA total. La discrepancia entre estos tipos de hogares también podría estar vinculada a la fórmula de beneficios de la TA, ya que es más probable que los hogares con un niño menor de 4 años reciba un beneficio por dos hijos, en comparación con aquellos cuyo hijo más pequeño tiene entre 4 y 6 años.

El cuadro 7 analiza la heterogeneidad según ciertas características de los adultos del hogar. Se divide a los hogares de acuerdo con su forma de convivencia, distinguiendo entre aquellos biparentales (con núcleo conyugal completo) y monoparentales (con núcleo conyugal incompleto), y según el máximo nivel educativo alcanzado por la madre, distinguiendo entre aquellas con secundario incompleto y completo. Al respecto de la primera clasificación, se observa que, en los hogares monoparentales, la elegibilidad de la TA se asocia con una disminución de la IA extrema de 12 p. p. (reducción del 55 % respecto de la media del grupo de control). Este resultado sobrevive al ajuste por comparaciones múltiples (significativo al 5 %). Por el contrario, en los hogares biparentales, si bien se observa una asociación negativa inicial con la IA extrema, esta pierde significatividad estadística tras la corrección por inferencia múltiple.

Cuadro 6. Efectos heterogéneos de elegibilidad de la TA sobre la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria según características de los niños o adolescentes. Estimaciones MCO

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Elegibilidad de la TA		Cantidad de niños o adolescentes en el hogar		Edad del niño más pequeño	
	Por un niño	Por dos niños	1 niño o adolescente	2 niños o adolescentes, o más	Entre 0 y 3 años	Entre 4 y 6 años
<i>IA total</i>						
Post x Elegible	-0.051 (0.048)	-0.155***+ (0.049)	0.018 (0.074)	-0.142 (0.095)	0.163** (0.072)	0.042 (0.047)
Media GC	0.390	0.390	0.321	0.439	0.390	0.390
<i>IA extrema</i>						
Post x Elegible	-0.066** (0.030)	-0.157***++ (0.031)	0.000 (0.045)	-0.116*** (0.036)	-0.112***+ (0.031)	-0.064 (0.049)
Media GC	0.160	0.160	0.112	0.193	0.160	0.160
Efectos fijos λ_i y τ_i	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles D_{it} , M_{it} y H_{it}	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	2911	1995	1220	2463	2901	2005

Nota: el cuadro muestra la estimación MCO de los coeficientes DiD de la ecuación (1) para la inseguridad alimentaria total y la inseguridad alimentaria extrema, dividiendo la muestra según la cantidad de niños o adolescentes elegibles para recibir la TA (columnas 1-2), la cantidad de niños o adolescentes en el hogar (columnas 3-4) y la edad del niño más pequeño (columnas 5-6). En la especificación (1), se incluyen controles por tipo de hogar, cantidad de niños o adolescentes en el hogar, edad de la madre, nivel educativo de la madre, tenencia de heladera, o *freezer*, tenencia de cocina, acceso a red de gas natural, tipo de barrio y efectos fijos por localidad urbana y año. Se reportan los errores estándar clusterizados por localidad urbana entre paréntesis.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ indican que la estimación es significativamente distinta de cero al 1 %, 5 % y 10 % utilizando valores p no ajustados.

+++ $p < 0.01$, ++ $p < 0.05$, + $p < 0.1$ indican que la estimación es significativamente distinta de cero al 1 %, 5 % y 10 % luego de ajustar por comparaciones múltiples.

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017-2024).

A pesar de que las magnitudes de los coeficientes sugieren una mayor sensibilidad en hogares monoparentales, la prueba de igualdad de coeficientes (columna 4 del cuadro A4) no permite rechazar la hipótesis nula de que las asociaciones sean similares entre ambos tipos de hogar para la IA extrema. En cuanto a la IA total, en los hogares biparentales, la elegibilidad de la TA se asocia con una disminución significativa de la IA total de 14 p. p. (reducción del 40 % respecto de la media del grupo de control). Por su parte, en los hogares monoparentales, el coeficiente DiD para la IA total no es estadísticamente significativo. En línea con la falta de significatividad individual en el segundo grupo, la prueba de igualdad de coeficientes (columna 4 del cuadro A4) sugiere que existe una diferencia estadísticamente significativa entre ambos coeficientes DiD.

Por último, al segmentar por el nivel educativo de la madre, se advierte una asociación significativa de la elegibilidad del programa con la reducción de la IA extrema en hogares con madres que no completaron la secundaria (reducción de 11 p. p.). En hogares con madres de mayor nivel educativo, se observa una asociación significativa con la IA total (reducción de 20 p. p.). De estas dos relaciones, solo la primera permanece significativa (al 10 %) tras realizar el ajuste del valor p por comparaciones múltiples. Los puntos de estimación sugieren que la relación podría ser mayor con la IA extrema para los sectores de menor educación y con la IA total para los de mayor educación. Pese a ello, la prueba formal del cuadro A4 (columna 5) indica que no hay diferencias estadísticamente significativas entre estos subgrupos.

Cuadro 7. Efectos heterogéneos de elegibilidad de la TA sobre la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria según características de los adultos. Estimaciones MCO

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Tipo de hogar		Máximo nivel educativo de la madre	
	Biparental	Monoparental	Secundario incompleto, o menos	Secundario completo, o más
IA total				
Post x Elegible	-0.144*	0.084	-0.001	-0.197*
	(0.075)	(0.069)	(0.050)	(0.102)
Media GC	0.363	0.446	0.441	0.322
IA extrema				
Post x Elegible	-0.073**	-0.120***+	-0.114***+	-0.056
	(0.031)	(0.045)	(0.036)	(0.038)
Media GC	0.131	0.218	0.219	0.079
Efectos fijos λ_i y τ_i	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles D_{it} , M_{it} y H_{it}	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	2537	1146	2162	1521

Nota: el cuadro muestra la estimación MCO de los coeficientes DiD de la ecuación (1) para la IA total y la IA extrema, dividiendo la muestra según el tipo de hogar (columnas 1-2) y el máximo nivel educativo de la madre (columnas 3-4). En la especificación (1), se incluyen controles por tipo de hogar, cantidad de niños o adolescentes en el hogar, edad de la madre, nivel educativo de la madre, tenencia de heladera, o *freezer*, tenencia de cocina, acceso a red de gas natural, tipo de barrio y efectos fijos por localidad urbana y año. Se reportan los errores estándar clusterizados por localidad urbana entre paréntesis.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ indican que la estimación es significativamente distinta de cero al 1 %, 5 % y 10 % utilizando valores p no ajustados.

+++ $p < 0.01$, ++ $p < 0.05$, + $p < 0.1$ indican que la estimación es significativamente distinta de cero al 1 %, 5 % y 10 % luego de ajustar por comparaciones múltiples.

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017-2024).

Este conjunto de resultados podría sugerir una diferenciación en los mecanismos de impacto de la TA según las condiciones estructurales del hogar. En contextos de mayor vulnerabilidad estructural, como suelen ser los hogares monoparentales y aquellos con madres de bajo nivel educativo, la transferencia podría haber funcionado principalmente como un mecanismo de contención frente a situaciones extremas, lo cual permitió mitigar el hambre, aunque sin generar mejoras suficientes como para alcanzar una situación de seguridad alimentaria plena.

Resulta pertinente indagar ahora los mecanismos subyacentes que explican el efecto observado de la TA sobre la IA. Con ese objetivo, se estima el modelo para el logaritmo del ingreso total familiar, el logaritmo del ingreso por programas sociales, el logaritmo del ingreso laboral del hogar (todos en términos reales a valores constantes del tercer trimestre de 2020), la pobreza

y la indigencia monetaria. El cuadro 8 muestra que el ingreso proveniente de los programas sociales se incrementó significativamente en el grupo de tratamiento en relación con el grupo de control luego de la implementación de la TA (columna 2). En promedio, este ingreso aumentó un 15 %. No se observan variaciones diferenciales significativas en el ingreso laboral del hogar entre los grupos (columna 3), lo que sugiere que la extensión de la AUH mediante la TA no produjo efectos ni positivos ni negativos sobre la oferta de trabajo de los integrantes del hogar, al menos, a corto plazo. Esta evidencia resulta consistente con lo señalado por Maurizio y Vázquez (2014) y Kliksberg *et al.* (2015), quienes encontraron que la implementación inicial de la AUH no generó desincentivos laborales significativos. Por tanto, el mecanismo subyacente parece claro: la reducción observada en la IA extrema se explica, principalmente, por el incremento en los ingresos no laborales generado por la implementación de la TA.

Asimismo, el efecto de la elegibilidad de la TA sobre la indigencia monetaria fue significativo al 10 % (columna 5). Por su parte, el impacto en la pobreza fue nulo tanto en magnitud como en significatividad (columna 4). El hecho de que el impacto se manifieste únicamente sobre la indigencia refleja que la asignación estuvo focalizada en los hogares que menos ingresos tienen, que, en general, son los que muestran los niveles más altos de IA extrema. Resultados en la misma dirección fueron documentados por Laguinge (2022) para la implementación de la TA y por Agis *et al.* (2010) en el caso de la puesta en marcha de la AUH.

La magnitud (9 p. p.) y la significatividad del efecto sobre la indigencia son similares a los obtenidos de estimar el impacto de la elegibilidad de la TA sobre la IA. Tomando estos resultados en conjunto, hay evidencia para sostener que la TA contribuyó a reducir las privaciones en la alimentación en los hogares perceptores de la AUH. Puede afirmarse esto porque ambas medidas tienen la intención de capturar cuestiones similares: mientras la indigencia mide privaciones en

la dimensión de los ingresos para alcanzar una canasta básica de alimentos, la otra mide carencias en la alimentación de manera directa a partir de los aspectos vivenciales del relato de los encuestados.

IV. Análisis de robustez

A. Estimación de modelos no lineales

Para probar la sensibilidad de los resultados cuando se relaja el supuesto de linealidad de mínimos cuadrados ordinarios, el cuadro 9 presenta las estimaciones *probit* y *logit* del efecto de la elegibilidad de la TA en la IA total y extrema. Los resultados del modelo (1) son cualitativamente similares: el impacto de ser elegible para cobrar la TA sobre la IA total es negativo, pero no es estadísticamente significativo a los niveles usuales, mientras el efecto sobre la IA extrema es negativo y significativo al 1 %. Por tanto, el resultado principal identificado (la significatividad del coeficiente DiD cuando la variable dependiente es la IA extrema) se mantiene robusto frente a estas especificaciones no lineales.

Cuadro 8. Efecto de elegibilidad de la TA sobre el ingreso total familiar y sus fuentes y sobre la pobreza y la indigencia por ingresos. Estimaciones MCO

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Ingreso total familiar (en Log)	Ingreso por programas sociales (en Log)	Ingreso laboral del hogar (en Log)	Pobreza por ingresos	Indigencia por ingresos
Post x Elegible	0.098 (0.071)	0.167*** (0.052)	-0.112 (0.134)	-0.000 (0.020)	-0.089* (0.050)
Media GC	10.813	9.242	10.397	0.704	0.149
Efectos fijos λ_i y τ_t	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles D_{it} , M_{it} y H_{it}	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R2	0.159	0.612	0.184	0.186	0.077
Observaciones	3683	3652	3270	3683	3683

Nota: el cuadro muestra la estimación MCO de los coeficientes DiD de la ecuación (1) para el logaritmo del ingreso total familiar (columna 1), el logaritmo del ingreso por programas sociales (columna 2), el logaritmo del ingreso laboral del hogar (columna 3), la pobreza por ingresos (columna 4) y la indigencia por ingresos (columna 5). En la especificación (1), se incluyen controles por tipo de hogar, cantidad de niños o adolescentes en el hogar, edad de la madre, nivel educativo de la madre, tenencia de heladera, o *freezer*, tenencia de cocina, acceso a red de gas natural, tipo de barrio y efectos fijos por localidad urbana y año. Se reportan los errores estándar clusterizados por localidad urbana entre paréntesis.

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

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017-2024).

B. Test de cambios en la composición de los grupos

Para evaluar la robustez de los coeficientes frente a estas posibles variaciones en la composición, se realiza un ejercicio propuesto por Bergolo y Cruces (2014). Se estima el modelo (1) incorporando todas las interacciones entre las variables de control y la variable. Esta estrategia busca garantizar que los efectos estimados no estén capturando cambios en la evolución de las características de los grupos, sino el verdadero impacto de la política implementada. En especial, se corre el siguiente modelo de regresión:

Los resultados, expuestos en el cuadro 10, indican que los coeficientes son bastante similares en magnitud y significatividad que los respectivos a la especificación (2). De acuerdo con estos modelos, el efecto negativo de la elegibilidad de la TA sobre las chances de presentar IA total es de aproximadamente 9 p. p. y no es significativo a los niveles habituales, mientras el impacto negativo sobre la probabilidad de padecer IA extrema es de 8 p. p. y significativo al 5 %. En consecuencia, puede afirmarse que las estimaciones son consistentes frente a los cambios en la composición de los grupos de tratamiento y de control.

$$IA_{ilt} = \beta_0 + \beta_{2017}I\{t = 2017\} \times Elegible_i + \beta_{2018}I\{t = 2018\} \times Elegible_i + \beta_{2020}I\{t = 2020\} \times Elegible_i + \theta'D_{ilt} + \alpha'M_{ilt} + \rho'H_{ilt} + \pi_1'(Post_t \times D_{ilt}) + \pi_2'(Post_t \times M_{ilt}) + \pi_3'(Post_t \times H_{ilt}) + \lambda_i + \tau_t + \varepsilon_{ilt} \quad (4)$$

Cuadro 9. Efecto de elegibilidad de la TA sobre la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria. Estimaciones *probit* y *logit*

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Probit</i>		<i>Logit</i>	
	IA total	IA extrema	IA total	IA extrema
Post x Elegible	-0.228 (0.146)	-0.433*** (0.126)	-0.380 (0.240)	-0.791*** (0.240)
Media GC	0.390	0.160	0.390	0.160
Efectos fijos λ_i y τ_t	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles D_{ilt} , M_{ilt} y H_{ilt}	Sí	Sí	Sí	Sí
R2	0.086	0.101	0.087	0.102
Observaciones	3683	3683	3683	3683

Nota: el cuadro muestra las estimaciones *probit* y *logit* de los coeficientes DiD de la ecuación (1) para la IA total (columnas 1-3) y la IA extrema (columnas 2-4). En la especificación (1), se incluyen controles por tipo de hogar, cantidad de niños o adolescentes en el hogar, edad de la madre, nivel educativo de la madre, tenencia de heladera, *ofreezer*, tenencia de cocina, acceso a red de gas natural, tipo de barrio y efectos fijos por localidad urbana y año. Se reportan los errores estándar clusterizados por localidad urbana entre paréntesis.

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

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017-2024).

Cuadro 10. Test de cambio de composición

	(1)	(2)
	IA total	IA extrema
Post x Elegible	-0.089 (0.058)	-0.084** (0.032)
Media GC	0.390	0.160
Efectos fijos λ_i y τ_i	Si	Si
Controles D_{it} , M_{it} y H_{it}	Si	Si
Interacción de D_{it} , M_{it} y H_{it} con $Post$	Si	Si
R2	0.115	0.095
Observaciones	3683	3683

Nota: el cuadro muestra la estimación MCO de los coeficientes DiD de la ecuación (4) para la IA total (columna 1) y la IA extrema (columna 2). En la especificación (4), se incluyen controles por tipo de hogar, cantidad de niños o adolescentes en el hogar, edad de la madre, nivel educativo de la madre, tenencia de heladera, o *freezer*, tenencia de cocina, acceso a red de gas natural, tipo de barrio y efectos fijos por localidad urbana y año. Además, se incorporan las interacciones de todas las variables de control con *Post*. Se reportan los errores estándar clusterizados por localidad urbana entre paréntesis.

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

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017–2024).

C. Potenciales sesgos del coeficiente DiD

La figura A5 del anexo presenta la evolución en la proporción de hogares que reciben ayuda alimentaria directa y alimentación escolar en los grupos de tratamiento y de control, antes y después de la intervención. Este análisis resulta relevante, ya que las diferencias en la evolución de estas ayudas entre los grupos podrían generar sesgos en el estimador de DiD del modelo principal, dado que ambas influyen en la seguridad alimentaria de los hogares.

La ayuda alimentaria directa comprende la provisión de cajas o bolsones de alimentos y la asistencia a comedores no escolares. En el periodo previo a la intervención, no se observan diferencias sustanciales entre grupos: el 17 % de los hogares del grupo de tratamiento y el 14 % de los del grupo de control recibían este tipo de asistencia. Posteriormente, la cobertura de estas ayudas se incrementó en ambos grupos de manera similar.

Más complejo es estimar la alimentación escolar, ya que la EDSA releva esta información en el niño o adolescente. Para captarla, se utilizan dos variables: a) la asistencia de, al menos, uno de los niños o adolescentes

del hogar, y b) la asistencia del niño más pequeño del hogar. Mirando las diferencias entre los grupos en el periodo preintervención, se obtienen resultados contrapuestos para las dos variables. La primera tiene una prevalencia mayor en el grupo de tratamiento (55 % en el grupo de tratamiento y 49 % en el grupo de control), mientras en la segunda sucede lo opuesto (27 % en el grupo de tratamiento y 43 % en el grupo de control). El motivo es que en el grupo de tratamiento el niño más pequeño del hogar tiene, en casi todos los casos, edad de asistir a la educación inicial, en la que la inasistencia es superior que en otras edades y, por ende, tiene menos acceso a la alimentación escolar. A su vez, en los hogares de este grupo, hay mayor cantidad de niños o adolescentes que en los hogares del grupo de tratamiento (especialmente de niños en edad de cursar la educación primaria), lo que incrementa las chances de que, al menos, uno de ellos asista al comedor de la escuela o se lleve viandas de estos establecimientos. En cuanto a la evolución, ambas medidas evidencian una fuerte caída de la alimentación escolar durante la pandemia de covid-19. Cuando se mide en función del niño más pequeño, la disminución fue similar en ambos grupos. En cambio, al considerar la

presencia de, al menos, un niño o adolescente en el hogar que accede a alimentos de comedores escolares, la reducción parece haber sido relativamente mayor en el grupo de tratamiento.

Para evaluar formalmente estos cambios, se reestima la especificación (1) utilizando como variables dependientes las distintas medidas de ayuda alimentaria (cuadro 11). Los resultados muestran que el coeficiente DiD para la alimentación escolar medida por la presencia de, al menos, un niño o adolescente en el hogar que la recibe es negativo y significativo al 5 %, mientras los coeficientes asociados a las otras dos variables no resultan estadísticamente significativos a los niveles habituales. Si se considera esta última medida como la más adecuada para capturar el aporte alimentario que los hogares con niños reciben a través de los establecimientos educativos, el resultado sugeriría que dichos hogares habrían experimentado una mayor merma en esta fuente de provisión de alimentos. Esta situación podría haber contribuido al aumento de los niveles de IA en el grupo de tratamiento y, en consecuencia, llevaría a subestimar el efecto de TA. Por tanto, bajo este supuesto, los coeficientes estimados mediante

DiD podrían interpretarse como una cota inferior del impacto real del programa.

D. Interacción de la TA con el IFE

Un desafío crítico para la identificación del efecto causal de la TA en 2020 es la simultaneidad de políticas de transferencia de ingresos. Específicamente, la implementación de la TA coincidió con la entrega del IFE, creado por el Decreto 310/2020 para compensar la pérdida o disminución significativa de ingresos de personas afectadas por la emergencia sanitaria. El beneficio consistió en tres pagos excepcionales de USD 125 y se otorgó a individuos de entre 18 y 65 años que se encontraban desocupados, empleados en la economía informal, inscriptos en categorías bajas del monotributo, que trabajaban en casas particulares o que eran beneficiarios de AUH, AUE o del Programa de Respaldo a Estudiantes de Argentina (Progresar). Puesto que los grupos de tratamiento y de control son hogares con niños o adolescentes receptores de AUH, la proporción de ellos que eran beneficiarios del IFE era muy elevada en 2020 (superior al 80 % en ambos grupos) (cuadro 2).

Cuadro 11. Cambios diferenciales en la asistencia alimentaria directa y en la alimentación escolar entre los grupos de tratamiento y de control, pre- y posintervención. Estimaciones MCO

	(1)	(2)	(3)
	Asistencia alimentaria directa	Alimentación escolar (al menos, un niños o adolescente del hogar)	Alimentación escolar (niño o adolescente más pequeño del hogar)
Post x Elegible	0.066 (0.066)	-0.167** (0.059)	0.004 (0.044)
Media GC	0.239	0.453	0.397
Efectos fijos λ_i y τ_t	Sí	Sí	Sí
Controles D_{it} , M_{it} y H_{it}	Sí	Sí	Sí
R2	0.195	0.156	0.076
Observaciones	3683	3683	3641

Nota: el cuadro muestra la estimación MCO de los coeficientes DiD de la ecuación (1) para la asistencia alimentaria directa (columna 1) y la alimentación escolar (columnas 2-3). En la columna 2, la alimentación escolar es una variable binaria que vale 1 si, al menos, un niño o adolescente del hogar recibe alimentación de un establecimiento educativo y 0 en caso contrario, mientras en la columna 3 vale 1 si el niño o adolescente más pequeño del hogar recibe alimentación de un establecimiento educativo y 0 en caso contrario.

En la especificación (1), se incluyen controles por tipo de hogar, cantidad de niños o adolescentes en el hogar, edad de la madre, nivel educativo de la madre, tenencia de heladera, o *freezer*, tenencia de cocina, acceso a red de gas natural, tipo de barrio y efectos fijos por localidad urbana y año. Se reportan los errores estándar clusterizados por localidad urbana entre paréntesis.

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

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017-2024).

Cuadro 12. Efecto de elegibilidad de la TA sobre la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria según percepción de IFE en 2020. Estimaciones MCO

	(1)	(2)
	Percepción de IFE en 2020	
	Recibe	No recibe
IA total		
Post x Elegible	-0.090* (0.051)	-0.010 (0.120)
Media GC	0.386	0.365
IA extrema		
Post x Elegible	-0.106*** (0.030)	0.029 (0.090)
Media GC	0.158	0.151
Efectos fijos λ_i y τ_t	Sí	Sí
Controles D_{it} , M_{it} y H_{it}	Sí	Sí
Observaciones	3607	2988

Nota: el cuadro muestra la estimación MCO de los coeficientes DiD de la ecuación (1) para la IA total y la IA extrema, dividiendo la muestra postratamiento según recepción del IFE en 2020. En la especificación (1), se incluyen controles por tipo de hogar, cantidad de niños o adolescentes en el hogar, edad de la madre, nivel educativo de la madre, tenencia de heladera, o freezer, tenencia de cocina, acceso a red de gas natural, tipo de barrio y efectos fijos por localidad urbana y año. Se reportan los errores estándar clusterizados por localidad urbana entre paréntesis.

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

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017-2024).

Respecto de la identificación del efecto causal, esta superposición dificulta discernir si la reducción observada en la IA responde al diseño específico de la TA o al impacto de liquidez más amplio del IFE. Para abordar este problema y testear la hipótesis de que el efecto de la TA varía según la percepción de estos ingresos adicionales, se realiza un ejercicio de heterogeneidad consistente reestimar la especificación (1) dividiendo la muestra de postratamiento. En particular, se une la muestra de hogares de 2017-2019 con dos subconjuntos de 2020: en el primer caso, con hogares que efectivamente percibieron el IFE, y en el segundo, con aquellos que no fueron beneficiarios de esta prestación. Al analizar los resultados del cuadro 12, se observa que el impacto de la TA sobre la IA total y la IA extrema es estadísticamente significativo únicamente para el grupo

que también percibió el IFE, mientras en el grupo sin IFE los coeficientes carecen de significatividad. Bajo una hipótesis de complementariedad, es posible que la TA solo logre mitigar las formas más graves de IA cuando el hogar cuenta con un piso de ingresos garantizado por el IFE.

En línea con esta hipótesis, la eficacia de la TA estaría ligada a la presencia de un esquema de protección social más amplio, actuando como un refuerzo que potencia el impacto de otra transferencia de mayor escala. No obstante, es fundamental reconocer que el grupo que no percibió IFE no constituye una muestra aleatoria. Según los criterios de elegibilidad del Decreto 310/2020, la exclusión del IFE se basaba en la presencia de ingresos formales en el grupo familiar o en la posesión de activos patrimoniales, lo que sugiere que estos hogares poseían una situación socioeconómica relativa mejor que los beneficiarios del IFE. En este sentido, el efecto nulo en este subgrupo podría reflejar tanto un sesgo de selección como una menor utilidad marginal de la transferencia adicional de la TA. Asimismo, la falta de significatividad del coeficiente DiD en el grupo sin IFE debe interpretarse a la luz de la falta de potencia estadística, dado que los errores estándar de los coeficientes de esta columna son más del doble que los coeficientes del grupo con IFE, lo cual refleja un menor tamaño muestral y mayor variabilidad.

E. WCB

Una limitación de utilizar errores estándar robustos en clústeres es que, cuando el número de clústeres (localidades) es reducido, los test de Wald tienden a sobrerrechazar la hipótesis nula de no significatividad estadística de los coeficientes. Una alternativa recomendada en estos contextos es el WCB (Cameron *et al.*, 2008; MacKinnon, 2009). Este procedimiento permite obtener inferencia más precisa en presencia de pocos clústeres. Además, no requiere que estos tengan el mismo tamaño ni que los errores sean independientes e idénticamente distribuidos. Debido a estas ventajas, el WCB fue adoptado en varios estudios recientes (Baron *et al.*, 2020; Bursztyn *et al.*, 2020; Egger *et al.*, 2022; Fang *et al.*, 2022; Hui *et al.*, 2024; Troller-Renfree *et al.*, 2022). Para corroborar la robustez de los resultados principales, el cuadro 13 compara los valores *p* del coeficiente DiD obtenidos al estimar (1) clusterizando los errores estándar en localidad urbana y calculados

mediante la técnica de WCB a partir de 1000 réplicas. Los valores p son mayores al emplear la técnica de WCB. Sin embargo, la significatividad de los coeficientes se mantiene inalterada (el coeficiente DiD asociado a la IA total no es significativo a los niveles usuales mientras el coeficiente DiD asociado a la IA extrema es significativo al 1 %).

Cuadro 13. Efecto de la TA sobre la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria. Estimaciones MCO

	(1)	(2)
	IA total	IA extrema
Post x Elegible	-0.083 (0.020)	-0.093*** (0.027)
valor p : Errores estándar clusterizados	0.129	0.003
valor p : WCB	0.247	0.005

Nota: el cuadro muestra la estimación MCO de los coeficientes DiD de la ecuación (1) para la IA total (columna 1) y la IA extrema (columna 2). En la especificación (1), se incluyen controles por tipo de hogar, cantidad de niños o adolescentes en el hogar, edad de la madre, nivel educativo de la madre, tenencia de heladera, o freezer, tenencia de cocina, acceso a red de gas natural, tipo de barrio y efectos fijos por localidad urbana y año. Se reportan los errores estándar clusterizados por localidad urbana entre paréntesis y los valores p asociados. Además, se reportan los valores p obtenidos mediante WCB con 1000 réplicas.

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

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017-2024).

V. Discusión y conclusiones

En los últimos años, la evaluación del impacto de las transferencias monetarias (condicionales y no condicionales) sobre la seguridad alimentaria y la pobreza ha dado lugar a una creciente producción de evidencia empírica a nivel internacional. Por ejemplo, una revisión en cuatro países africanos concluyó que, cuando las transferencias son generosas y su implementación es regular, estas mejoran tanto la cantidad como la calidad de los alimentos consumidos y reducen la prevalencia de la IA en los hogares beneficiarios (Hidrobo *et al.*, 2016). De modo similar, una revisión sistemática de 34 estudios en África, América y el Sudeste Asiático destacó que las transferencias monetarias pueden favorecer ciertos resultados en salud, como una menor probabilidad de haber padecido enfermedades, una

mayor seguridad alimentaria y una dieta más diversa (Pega *et al.*, 2022). Más recientemente, un estudio en Bangladesh señaló que la combinación de distintas modalidades de transferencias con estrategias de comunicación orientadas al cambio de comportamiento nutricional constituye una estrategia prometedora para reducir la desnutrición crónica en contextos de pobreza (Ahmed *et al.*, 2025).

Estos hallazgos internacionales son consistentes con la teoría de cambio subyacente a la TA: la provisión de recursos monetarios adicionales a hogares con niños genera un aumento directo en la disponibilidad de ingresos destinados a alimentos, lo que debería traducirse en una mejora en la cantidad y calidad de la alimentación y en una reducción de la IA total y extrema. Esta lógica causal permite derivar hipótesis empíricas claras: los hogares receptores de la TA deberían experimentar menores niveles de IA, especialmente, los que enfrentan mayores vulnerabilidades.

En América Latina, el Programa de Desarrollo Humano (Oportunidades) / Programa de Educación, Salud y Alimentación (Progresá) de México sigue siendo un referente en la evaluación de transferencias condicionadas. Aunque se han documentado impactos positivos en el consumo alimentario, en particular, de cereales, frutas y verduras, los efectos sobre la desnutrición infantil crónica han sido mixtos (Fernald *et al.*, 2008; Gertler, 2004).

En este contexto, los resultados de este artículo, interpretados como ITT por elegibilidad, muestran que la elegibilidad de la TA en hogares receptores de la AUH se asoció a una reducción significativa de la IA extrema durante la pandemia de covid-19 en la Argentina, cumpliendo las expectativas derivadas de la teoría de cambio. Estos efectos, robustos en distintos análisis y especialmente pronunciados en hogares en situación de mayor vulnerabilidad socioeconómica, indican que la transferencia logró concentrar su impacto en los hogares con mayores necesidades, tal como preveía el diseño del programa. Estos hallazgos provienen de una de las primeras evaluaciones de impacto en el país que aplica un enfoque cuasiexperimental para estimar el efecto de una transferencia de ingresos sobre la IA.

Los resultados obtenidos se suman a la evidencia previa en la Argentina, donde la literatura sobre IA ha

abordado su evolución, los perfiles de población afectados y su clasificación (Salvia *et al.*, 2012; Tuñón y Sánchez, 2021; Tuñón y García Balus, 2024). Además, se han documentado los impactos redistributivos de la AUH y la TA sobre la pobreza y la indigencia (Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia [Unicef], 2017; Gasparini *et al.*, 2010; Laguinde, 2022; Poy *et al.*, 2021). Algunos trabajos, como el de Gasparini *et al.* (2010), mediante microsimulaciones, encontraron un impacto significativo de la AUH en la reducción de la pobreza extrema en su primer año de implementación. Unicef (2017), por su parte, concluyó que la asignación es propobre y progresiva, y que contribuye a disminuir la desigualdad. Más recientemente, Poy *et al.* (2021) evaluaron el impacto combinado de la AUH y la TA utilizando *propensity score matching* (PSM), tras lo cual encontraron que los hogares destinatarios lograron una mayor protección frente a la IA. Por su parte, Laguinde (2022) analizó específicamente la TA en hogares potencialmente beneficiarios de la AUH durante 2020 y, a partir de un diseño cuasiexperimental, observó reducciones estadísticamente significativas tanto en la pobreza como en la indigencia.

Cabe destacar que varios de estos estudios se basaron en la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (Indec), la cual no permite identificar a los perceptores efectivos de la AUH. En contraste, las estimaciones de este artículo se basan en la EDSA, que recoge la percepción efectiva de esta transferencia mediante el reporte de adultos de referencia. Esto permitió observar que, entre los hogares beneficiarios de la AUH, ser elegible para percibir la TA redujo alrededor de 8 p. p. la probabilidad de experimentar IA total y 9 p. p. la probabilidad de sufrir IA extrema. No obstante, el único efecto que se mantuvo estadísticamente significativo y robusto a diferentes especificaciones es el que se obtiene sobre la IA extrema. Las pruebas de robustez realizadas respaldan la interpretación causal de este hallazgo.

Asimismo, el análisis de efectos heterogéneos reveló que la elegibilidad de la TA se asoció con la IA extrema de forma negativa y en mayor medida que el promedio en hogares con niños pequeños y con dos niños o adolescentes beneficiarios, en línea con la fórmula de asignación de beneficios del programa. A su vez, la relación inversa entre la elegibilidad de la TA y la

IA extrema fue más marcada que la media en hogares monoparentales y con madres de bajo nivel educativo. Un aspecto no explorado fue el impacto diferencial según el tipo de prestación: es posible que los hogares con tarjeta física hayan experimentado una mayor reducción de la inseguridad alimentaria, hipótesis consistente con los resultados obtenidos por Poy *et al.* (2021) en sus estudios no experimentales.

Estos resultados tienen implicancias relevantes para la política pública. Al efecto de la TA sobre la reducción de la pobreza y la indigencia identificado por Laguinde (2022), se suma la evidencia de su contribución a disminuir las experiencias de hambre. Esto sugiere que la TA cumplió su objetivo central en 2020: mejorar la calidad de la alimentación a través del incremento de ingresos. La consistencia entre los hallazgos empíricos y la teoría de cambio refuerza la interpretación de que el programa logró movilizar recursos hacia los hogares más vulnerables, y que este aumento en recursos se tradujo en mejoras reales en seguridad alimentaria en un escenario excepcional como la pandemia de covid-19 (Bonfiglio, 2021). A nivel mundial, la pandemia coincidió con caídas en los niveles de actividad económica y fuertes aumentos de la pobreza monetaria (Barrett *et al.*, 2019). La Argentina no fue la excepción: de acuerdo con el Estimador Mensual de Actividad Económica (EMAE), la actividad se desplomó un 10.9 % en aquel año, mientras la pobreza ascendió al 40.9 % en el primer semestre, de modo que es el peor registro que se tenía desde 2006 (EPH-INDEC). Al mismo tiempo, la pandemia afectó de manera diferencial según el nivel socioeconómico de los hogares. Aquellos hogares menos aventajados, en general, integrados por trabajadores que no participan del sector formal, fueron los más perjudicados. Ese tipo de trabajadores son los que tuvieron más dificultades para trabajar de forma remota, a la vez que pocos de ellos fueron cubiertos por las políticas de sostenimiento de empleo generadas.

En ese marco, se supone que las políticas de transferencias de ingreso fueron muy significativas para estos sectores. Las transferencias de ingreso se utilizaron masivamente en muchos países para dar respuesta a la crisis sanitaria y económica. Se estima que estas políticas movilizaron más de 3 billones de dólares y alcanzaron a 1.3 billones de personas (Gentilini, 2022). En América Latina, la existencia de redes previas

facilitó una rápida expansión de la cobertura, relajación de condicionalidades y lanzamiento de transferencias de emergencia (Van Hemelryck y Atuesta, 2022).

El impacto de las transferencias en contextos recesivos, como afirman Rosenzweig y Udry (2020), puede diferir sustancialmente del registrado en periodos normales. Aunque aún incipiente, la literatura sobre transferencias implementadas durante la pandemia empieza a ofrecer resultados relevantes. Por ejemplo, Bonfiglio (2021) estimó que la percepción de la TA (AUH) en el Área Metropolitana de Buenos Aires (AMBA) tuvo un rol protector en las circunstancias de la pandemia, reduciendo significativamente las chances de caer en la inseguridad alimentaria extrema. La evaluación del Ingreso Solidario en Colombia, dirigido a hogares pobres y vulnerables sin cobertura previa, mostró que aumentó la probabilidad de conservar alguna fuente de ingresos. Si bien no se observaron cambios promedio en el consumo de alimentos, el programa mitigó significativamente la caída del consumo en los hogares más afectados por la pérdida de ingresos (Gallego *et al.*, 2021). En Ecuador, un estudio halló que las transferencias percibidas en la infancia favorecieron la resiliencia económica frente a la pandemia, así como mejoraron la adaptación y los resultados laborales (Antón *et al.*, 2025). En India, Kumar *et al.* (2022) observaron una reducción significativa de la IA moderada y extrema en hogares rurales. En Sudáfrica, Gelo y Dikgang (2022) demostraron que la protección social amortiguó el aumento de la IA en hogares afectados por la crisis laboral.

Asimismo, es preciso considerar la coincidencia temporal y de cobertura entre la TA y el IFE en 2020, la cual plantea un desafío de identificación que condiciona la interpretación de los resultados. El hecho de que el impacto de la TA haya sido significativo únicamente en el grupo que percibió el IFE en 2020 sugiere que los efectos atribuidos a la TA podrían estar impulsados, parcial o totalmente, por la presencia simultánea del IFE o por una interacción entre ambos programas. Lo anterior pone de relieve la necesidad de interpretar con cautela los resultados principales y sugiere limitaciones respecto de la capacidad de la TA para reducir la IA de forma independiente en contextos de menor asistencia social. No obstante, la ausencia de efecto en el grupo que no recibió el IFE debe interpretarse con precaución, ya que este resultado podría no implicar

una falta de eficacia de la TA por sí misma, sino responder a un sesgo de selección o a una menor potencia estadística derivada del tamaño del subgrupo.

Finalmente, cabe mencionar que desde mayo de 2021 la TA se amplió a hogares con niños o adolescentes de hasta 14 años y, desde octubre de 2024, a todos los perceptores de la AUH. Estos cambios en la población objetivo podrían modificar la magnitud del impacto observado y las dinámicas de sus efectos heterogéneos, por lo que futuros estudios deberían evaluar cómo se comportan los efectos en estas nuevas condiciones.

Este trabajo aporta evidencia robusta sobre el efecto de la elegibilidad a la TA en la reducción de la IA grave en hogares con niños beneficiarios de la AUH durante la pandemia de covid-19 en la Argentina. Sus resultados refuerzan la relevancia de las transferencias de ingresos como instrumento de política social en contextos de crisis, sin dejar de reconocer las limitaciones del estudio y la necesidad de investigaciones futuras que consideren otros contextos y grupos poblacionales.

Agradecimientos

Los autores desean expresar su agradecimiento a la Universidad Católica Argentina (UCA) por el apoyo institucional y financiero brindado para la realización de este artículo. Asimismo, agradecen profundamente al grupo editorial de la revista y a los evaluadores anónimos por sus valiosos comentarios y sugerencias, los cuales permitieron mejorar sustancialmente la calidad del manuscrito.

Referencias

1. Abadie, A. (2005). Semiparametric difference-in-differences estimators. *The Review of Economic Studies*, 72(1), 1-19. <https://doi.org/10.1111/0034-6527.00321>
2. Agis, E., Cañete, C., & Panigo, D. (2010). El impacto de la Asignación Universal por Hijo en Argentina. *Empleo, Desempleo y Políticas de Empleo*, 15(3), 1-77.
3. Águila, E. (2011). Personal retirement accounts and saving. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(4), 1-24. <https://doi.org/10.1257/pol.3.4.1>
4. Ahmed, A., Hoddinott, J., & Roy, S. (2025). Food transfers, cash transfers, behavior change communication and child nutrition: Evidence from Bangladesh. *The World Bank Economic Review*, 39(2), 439-472. <https://doi.org/10.1093/wber/lhae023>

5. Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2009). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton University Press.
6. Antón, J. I., Intriago, R., & Ponce, J. (2025). Do conditional cash transfers in childhood increase economic resilience in adulthood? Evidence from the covid-19 pandemic shock in Ecuador. *arXiv preprint arXiv:2506.06903*. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2506.06903>
7. Arezzo, M. F., Horodnic, I. A., Williams, C. C., & Guagnano, G. (2024). Measuring participation in undeclared work in Europe using survey data: A method for resolving social desirability bias. *Socio-Economic Planning Sciences*, 91, 101779. <https://doi.org/10.1016/j.seps.2023.101779>
8. Baron, E. J., Goldstein, E. G., & Wallace, C. T. (2020). Suffering in silence: How covid-19 school closures inhibit the reporting of child maltreatment. *Journal of Public Economics*, 190, 104258. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104258>
9. Barrett, C., Reardon, T., Swinnen, J., & Zilberman, D. (2019). *Structural transformation and economic development: Insights from the agri-food value chain revolution*. <https://barrett.dyson.cornell.edu/files/papers/BRSZ%2013%20Aug%202019.pdf>
10. Bergolo, M., & 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. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2014.04.015>
11. Bergolo, M., & Cruces, G. (2021). The anatomy of behavioral responses to social assistance when informal employment is high. *Journal of Public Economics*, 193, 104313. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104313>
12. Bonfiglio, J. I. (2021). Efectos de la pandemia covid-19 sobre la inseguridad alimentaria: Un análisis longitudinal para el Área Metropolitana Bonaerense (AMBA). *Trabajo y Sociedad*, 22(36), 101-121. <https://repositorio.uca.edu.ar/bitstream/123456789/14367/1/efectos-pandemia-covid19-inseguridad.pdf>
13. Bonfiglio, J. I., Vera, J., & Salvia, A. (2023). Privaciones sociales y desigualdades estructurales: Condiciones materiales de los hogares en un escenario de estancamiento económico (2010-2022). *Documento Estadístico del Barómetro de la Deuda Social Argentina*, 3. <https://repositorio.uca.edu.ar/bitstream/123456789/16510/1/privaciones-sociales-desigualdades.pdf>
14. Bursztyn, L., González, A. L., & Yanagizawa-Drott, D. (2020). Misperceived social norms: Women working outside the home in Saudi Arabia. *American Economic Review*, 110(10), 2997-3029. <https://doi.org/10.1257/aer.20180975>
15. Cameron, A. C., Gelbach, J. B., & Miller, D. L. (2008). Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. *The Review of Economics And Statistics*, 90(3), 414-427. <https://doi.org/10.1162/rest.90.3.414>
16. Card, D., & Krueger, A. B. (1994). Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, 84, 772-793. <https://dataspace.princeton.edu/bitstream/88435/dsp017d278t020/1>
17. Cecchini, S., Villatoro, P., & Mancero, X. (2021). El impacto de las transferencias monetarias no contributivas sobre la pobreza en América Latina. *Revista de la Cepal*, 134(1), 7-32. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/25b6a515-182d-4a7d-8f68-87443adbae9/content>
18. De Sena, A., Dettano, A., & Chahbenderian, F. (2016). *Del ingreso universal a las transferencias condicionadas: Itinerarios sinuosos*. Estudios Sociológicos Editora. https://www.academia.edu/download/76234404/del_ingreso_universal_a_las_transferencias_condicionadas.pdf
19. Donza, E. (2023). Escenario laboral en la Argentina del pos-covid-19: Persistente heterogeneidad estructural en un contexto de leve recuperación (2010-2022). *Documento Estadístico del Barómetro de la Deuda Social Argentina*, 1. <https://repositorio.uca.edu.ar/bitstream/123456789/16594/1/escenario-laboral-argentina-pos.pdf>
20. Egger, D., Haushofer, J., Miguel, E., Niehaus, P., & Walker, M. (2022). General equilibrium effects of cash transfers: Experimental evidence from Kenya. *Econometrica*, 90(6), 2603-2643. <https://doi.org/10.3982/ECTA17945>
21. Fang, W., Liu, Z., & Putra, A. R. S. (2022). Role of research and development in green economic growth through renewable energy development: Empirical evidence from South Asia. *Renewable Energy*, 194, 1142-1152. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2022.04.125>
22. Fernald, L. C., Gertler, P. J., & Neufeld, L. M. (2008). Role of cash in conditional cash transfer programmes for child health, growth, and development: An analysis of Mexico's Oportunidades. *The Lancet*, 371(9615), 828-837. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(08\)60382-7](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(08)60382-7)
23. Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia. (2017). *Incidencia distributiva del gasto en asignaciones familiares: AUH y educación*. <https://www.unicef.org/argentina/media/7936/file/Gasto%20>

- en%20asignaciones%20familiares,%20AUH%20y%20educaci%C3%B3n.pdf
24. Gallego, J., Hoffmann, B., Ibararán, P., Medina, M. P., Pecha, C., Romero, O., Stampini, M., Vargas, D., & Vera-Cossio, D. A. (2021). *Impactos del programa Ingreso Solidario frente a la crisis del covid-19 en Colombia*. Banco Interamericano de Desarrollo. <https://publications.iadb.org/publications/spanish/document/Impactos-del-programa-Ingreso-Solidario-frente-a-la-crisis-del-COVID-19-en-Colombia.pdf?download=true>
 25. Garganta, S., & Gasparini, L. C. (2012). El impacto de un programa social sobre la informalidad laboral: El caso de la AUH en Argentina. *Documentos de Trabajo del CEDLAS*, 133. https://sedici.unlp.edu.ar/bitstream/handle/10915/18044/Documento_completo_.pdf?sequence=1&isAllowed=y
 26. Gasparini, L., & Cruces, G. (2010). Las asignaciones universales por hijo en Argentina: Impacto, discusión y alternativas. *Económica*, 56, 145-186. https://sedici.unlp.edu.ar/bitstream/handle/10915/9367/Documento_completo_.pdf?sequence=1&isAllowed=y
 27. Gelo, D., & Dikgang, J. (2022). Implications of covid-19 labour market shock for child and household hunger in South Africa: Do social protection programs protect? *PLoS ONE*, 17(7), e0269848. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0269848>
 28. Gentilini, U. (2022). *Cash transfers in pandemic times: Evidence, practices, and implications from the largest scale up in history*. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/37700>
 29. Gertler, P. (2004). Do conditional cash transfers improve child health? Evidence from PROGRESA's control randomized experiment. *American Economic Review*, 94(2), 336-341. <https://doi.org/10.1257/0002828041302109>
 30. González-Rozada, M., & Llerena Pinto, F. (2011). *The effects of a conditional transfer program on the labor market: The Human Development Bonus in Ecuador*. Inter-American Development Bank. https://conference.iza.org/conference_files/worldb2011/gonzalez-rozada_m6803.pdf
 31. Hidrobo, M., Peterman, A., & Heise, L. (2016). The effect of cash, vouchers, and food transfers on intimate partner violence: Evidence from a randomized experiment in Northern Ecuador. *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(3), 284-303. <https://doi.org/10.1257/app.20150048>
 32. Hui, X., Reshef, O., & Zhou, L. (2024). The short-term effects of generative artificial intelligence on employment: Evidence from an online labor market. *Organization Science*, 35(6), 1977-1989. <https://doi.org/10.1287/orsc.2023.18441>
 33. Jones, D., Molitor, D., & Reif, J. (2019). What do workplace wellness programs do? Evidence from the Illinois workplace wellness study. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(4), 1747-1791. <https://doi.org/10.1093/qje/qjz023>
 34. Kliksberg, B., Novacovsky, I., Adúriz, I., Arinci, V., Chitarroni, H., Trotta Gamus, E., & Wermus, N. (2015). *El gran desafío: Romper la trama de la desigualdad desde la infancia. Aprendizajes de la Asignación Universal por Hijo*. Biblos.
 35. Kumar, A., Mishra, A. K., Saroj, S., & Rashid, S. (2022). Government transfers, covid-19 shock, and food insecurity: Evidence from rural households in India. *Agribusiness*, 38(3), 636-659. <https://doi.org/10.1002/agr.21746>
 36. Laguinge, L. (2022). El impacto de la expansión de las transferencias monetarias: El caso de la Tarjeta Alimentar en Argentina. *Working Papers*, 4617. <https://aaep.org.ar/works/works2022/4617.pdf>
 37. MacKinnon, J. G. (2009). Bootstrap hypothesis testing. En D. A. Belsley, & E. J. Kontoghiorghes (eds.), *Handbook of computational econometrics* (pp. 183-213). John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9780470748916>
 38. Maurizio, R., & Vázquez, G. (2014). Argentina: Impacts of the child allowance programme on the labour-market behaviour of adults. *Cepal Review*, 2014(113), 115-137. <https://doi.org/10.18356/e4468a6e-en>
 39. Mercado, S. (2019, 20 de diciembre). El Gobierno puso en marcha su proyecto más ambicioso: El Consejo Argentina contra el Hambre. *Infobae*. <https://www.infobae.com/politica/2019/12/20/el-gobierno-puso-en-marcha-su-proyecto-mas-ambicioso-el-consejo-argentina-contra-el-hambre/>
 40. Ministerio de Capital Humano. (2019, 26 de diciembre). Ya funciona en Concordia la Tarjeta de alimentos. <https://www.argentina.gob.ar/noticias/ya-funciona-en-concordia-la-tarjeta-de-alimentos>
 41. Ministerio de Capital Humano. (2020, 23 de marzo). El Gobierno Nacional anunció un ingreso familiar de emergencia para trabajadores informales y monotributistas. <https://www.argentina.gob.ar/noticias/el-gobierno-nacional-anuncio-un-ingreso-familiar-de-emergencia-para-trabajadores-informales>
 42. Parker, S. W., & Todd, P. E. (2017). Conditional cash transfers: The case of ProgresA/Oportunidades. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 866-915. <https://doi.org/10.1257/jel.20151233>
 43. Pega, F., Pabayo, R., Benny, C., Lee, E. Y., Lhachimi, S. K., & Liu, S. Y. (2022). Unconditional cash transfers

- for reducing poverty and vulnerabilities: Effect on use of health services and health outcomes in low-and middle-income countries. *Cochrane Database of Systematic Reviews*, 3. <https://doi.org/10.1002/14651858.CD011135.pub3>
44. Poy, S., Salvia, A., & Tuñón, I. (2021). *Evaluación de impacto del Programa Tarjeta Alimentar: Efectos directos e indirectos en la inseguridad alimentaria, consumos alimentarios y no alimentarios*. Barómetro de la Deuda Social Argentina. <https://repositorio.uca.edu.ar/bitstream/123456789/11983/1/evaluacion-impacto-alimentar.pdf>
 45. Roca, E. (2011). Asignación Universal por Hijo (AUH): Extensión de las asignaciones familiares. *Revista Debate Público: Reflexión de Trabajo Social*, 1(1), 30-43. https://trabajosocial.sociales.uba.ar/wp-content/uploads/sites/13/2016/03/6_roca.pdf
 46. Rogers, P. (2014). *La teoría del cambio*. Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia. https://cooperacionsursur.org/wp-content/uploads/Brief-2-Theory-of-Change_ES.pdf
 47. Rosenzweig, M. R., & Udry, C. (2020). External validity in a stochastic world: Evidence from low-income countries. *The Review of Economic Studies*, 87(1), 343-381. <https://doi.org/10.1093/restud/rdz021>
 48. Salvia, A., Tinoboras, C., Donza, E., & Ciccari, M. (2025). *Informe metodológico de la Encuesta de la Deuda Social Argentina: Agenda para la Equidad (2017-2024)*. Observatorio de la Deuda Social Argentina. <https://repositorio.uca.edu.ar/handle/123456789/19905>
 49. Salvia, A., Tuñón, I., & Musante, B. (2012). *La inseguridad alimentaria en la Argentina: Hogares urbanos*. Observatorio de la Deuda Social Argentina. https://wadmin.uca.edu.ar/public/20180502/1525290164_Informe_Inseguridad_Alimentaria___doc_de_trabajo_.pdf_-_ultimo.pdf
 50. Skoufias, E. (2007). Poverty alleviation and consumption insurance: Evidence from PROGRESA in Mexico. *The Journal of Socio-Economics*, 36(4), 630-649. <https://doi.org/10.1016/j.socec.2006.12.020>
 51. Soares, F. V., Ribas, R. P., & Osório, R. G. (2010). Evaluating the impact of Brazil's Bolsa Familia: Cash transfer programs in comparative perspective. *Latin American Research Review*, 45(2), 173-190. <https://doi.org/10.1017/S0023879100009390>
 52. Tarjeta Alimentaria: Cómo sigue el cronograma de entregas. (2020, 23 de febrero). *El Cronista*. <https://www.cronista.com/economia-politica/tarjeta-alimentaria-como-sigue-el-cronograma-de-entregas/>
 53. Troller-Renfree, S. V., Costanzo, M. A., Duncan, G. J., Magnuson, K., Gennetian, L. A., Yoshikawa, H., Halpern-Meekin, S., Fox, N. A., & Noble, K. G. (2022). The impact of a poverty reduction intervention on infant brain activity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 119(5), e2115649119. <https://doi.org/10.1073/pnas.2115649119>
 54. Tuñón, I., & García Balus, N. (2024). Inseguridad alimentaria en la infancia y sistemas de protección social por transferencias de ingresos no contributivas en la crisis social por covid-19 en la población urbana argentina (2019-2021). *Journal de Ciencias Sociales*, 1(22), 52-75. <https://doi.org/10.18682/jcs.v1i22.9665>
 55. Tuñón, I., & Sánchez, M. E. (2021). Efectos del aislamiento social preventivo y obligatorio por covid-19 en la seguridad alimentaria de las infancias argentinas. *Revista Salud Pública*, 25(1), 95-106. <https://doi.org/10.31052/1853.1180.v25.n1.31134>
 56. Van Hemelryck, T., & Atuesta, B. (2022). *Protección social de emergencia frente a los impactos de la pandemia de covid-19 en América Latina y el Caribe: Evidencia y aprendizajes sobre sistemas universales, integrales, sostenibles y resilientes de protección social*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/d6f31a87-f61a-4a76-b71a-c95a48dbdd82/content>
 57. Villagómez-Ornelas, P., Hernández-López, P., Carrasco-Enríquez, B., Barrios-Sánchez, K., Pérez-Escamilla, R., & Melgar-Quinónez, H. (2014). Validez estadística de la Escala Mexicana de seguridad alimentaria y la Escala Latinoamericana y Caribeña de seguridad alimentaria. *Salud Pública de México*, 56, s5-s11. <https://doi.org/10.21149/spm.v56s1.5160>
 58. Westfall, P. H., & Young, S. S. (1993). *Resampling-based multiple testing: Examples and methods for p-value adjustment*. John Wiley & Sons.

Anexos

A1. Esquema de variables utilizado en el análisis

Cuadro A1. Definición operativa de las variables utilizadas

Variable	Descriptor	Categoría
Acceso a la atención médica	Hogares en los que se expresa no haber accedido a la atención de salud en los últimos 12 meses.	• Accede a la atención médica • No accede a la atención médica
Acceso a red de gas natural	Hogares en los que se expresa no tener conexión a red de gas natural.	• Con conexión • Sin conexión
Regiones urbanas	Clasifica en grandes regiones a los aglomerados tomados en la muestra según su distribución espacial, importancia geopolítica y grado de consolidación socioeconómica.	• Ciudad Autónoma de Buenos Aires • Conurbano Bonaerense • Otras grandes áreas metropolitanas del interior • Resto urbano del interior
Alimentación escolar	Se trata de la alimentación gratuita presente en los tres niveles educativos, en forma de copa de leche, refrigerio, almuerzo y merienda. Está destinada a lograr condiciones de nutrición y desarrollo en los niños o adolescentes que asistan a la escuela.	• Sin alimentación escolar • Con alimentación escolar
Asistencia alimentaria directa	Hace referencia a las transferencias de alimentos recibidas por algún miembro del hogar. Engloba la ayuda a través de cajas o bolsones o viandas de comedores no escolares.	• Sin asistencia alimentaria directa • Con asistencia alimentaria directa
Calidad del empleo del jefe	Mide la extensión del cumplimiento de los derechos laborales en los jefes de hogar, en consideración a la participación en el Sistema de Seguridad Social y la continuidad laboral (Donza, 2023).	• Empleo pleno • Empleo precario • Subempleo inestable • Desocupado o inactivo
Estrato socioeconómico	Variable índice que en su construcción considera los principales activos del hogar en dos niveles: los propios del hogar, como el acceso a bienes y servicios, y los referidos al jefe económico del hogar, como el máximo nivel de educación alcanzado y la situación ocupacional.	• Muy bajo (25 % inferior) • Bajo • Medio (50 % superior)
Indigencia por ingresos	Se considera indigente aquel hogar cuyos ingresos totales familiares no superan el umbral del ingreso monetario necesario para adquirir en el mercado el valor de una canasta básica alimentaria (CBA). La CBA incorpora una serie de productos requeridos para la cobertura de un umbral mínimo de necesidades alimenticias (energéticas y proteicas).	• No indigente • Indigente
Ingreso Familiar de Emergencia (IFE)	El IFE fue un seguro social que se entregó a trabajadores informales y monotributistas de las primeras categorías durante la pandemia de covid-19.	• Con IFE • Sin IFE
Inseguridad alimentaria extrema	Hogares en los que se expresa haber experimentado situaciones extremas de hambre por falta de alimentos.	• Seguridad alimentaria o inseguridad alimentaria moderada • Inseguridad alimentaria extrema
Inseguridad alimentaria total	Hogares en los que se expresa haber reducido la dieta alimentaria en los últimos 12 meses por problemas económicos, incluso, haber experimentado situaciones extremas de hambre por falta de alimentos.	• Seguridad alimentaria • Inseguridad alimentaria

(Continúa)

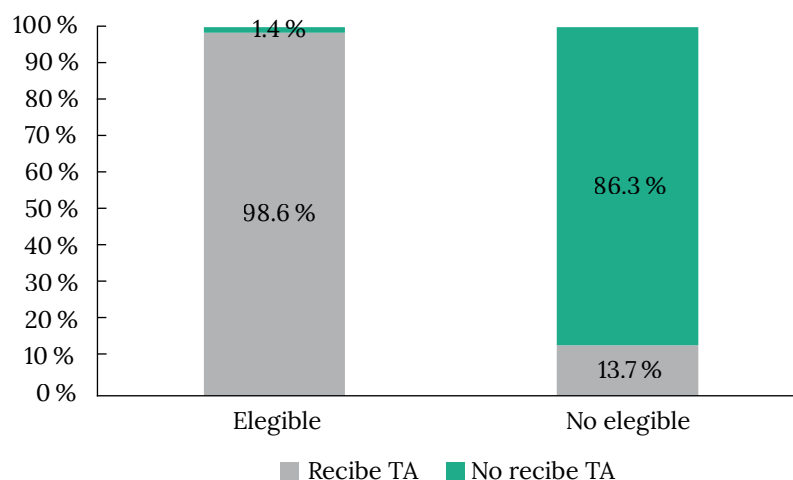
Variable	Descriptor	Categoría
Localidad urbana	Código de localidad urbana.	• Ciudad Autónoma de Buenos Aires • Conurbano norte • Conurbano oeste • Conurbano sur • Córdoba • Rosario • Mendoza • Tucumán • Mar del Plata • Salta • Paraná • Resistencia • San Juan • Neuquén • Zárate • Goya • La Rioja • San Rafael • Comodoro Rivadavia • Tierra del Fuego
Nivel educativo de la madre del niño más pequeño	Máximo nivel educativo alcanzado por la madre de niños o adolescentes perceptora de la AUH más pequeño en edad.	• Primario incompleto o menos • Primario completo • Secundario incompleto • Secundario completo • Superior incompleto o completo
Pobreza por ingresos	Se considera pobre aquel hogar cuyos ingresos totales familiares no superan el umbral del ingreso monetario necesario para adquirir en el mercado el valor de una canasta de bienes y servicios básicos (canasta básica total [CBT]).	• No pobre • Pobre
Tenencia de cocina	Hogares en los que se expresa no tener cocina con horno ni anafe o cocina sin horno.	• Con cocina • Sin cocina
Tenencia de heladera, o <i>freezer</i>	Hogares en los que se expresa no tener heladera ni <i>freezer</i> .	• Con heladera, o <i>freezer</i> • Sin heladera ni <i>freezer</i>
Tipo de barrio	Hogares que residen en modalidades diferentes de urbanización con grados diversos de formalidad referente a la planificación, la regulación y la inversión pública en bienes urbanos y con una presencia también heterogénea de los distintos niveles socioeconómicos (Bonfiglio et al., 2023).	• Barrio de trazado urbano • Barrio carenciado
Tipo de hogar	Expresa la forma de convivencia. Hogar monoparental cuando el núcleo conyugal es incompleto, y puede convivirse o no con otro familiar o no familiar. Hogar biparental cuando un núcleo conyugal es completo; y pueden convivir o no otros familiares o no familiares.	• Biparental • Monoparental

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017–2025).

Cuadro A2. Definición operativa de las categorías de calidad del empleo

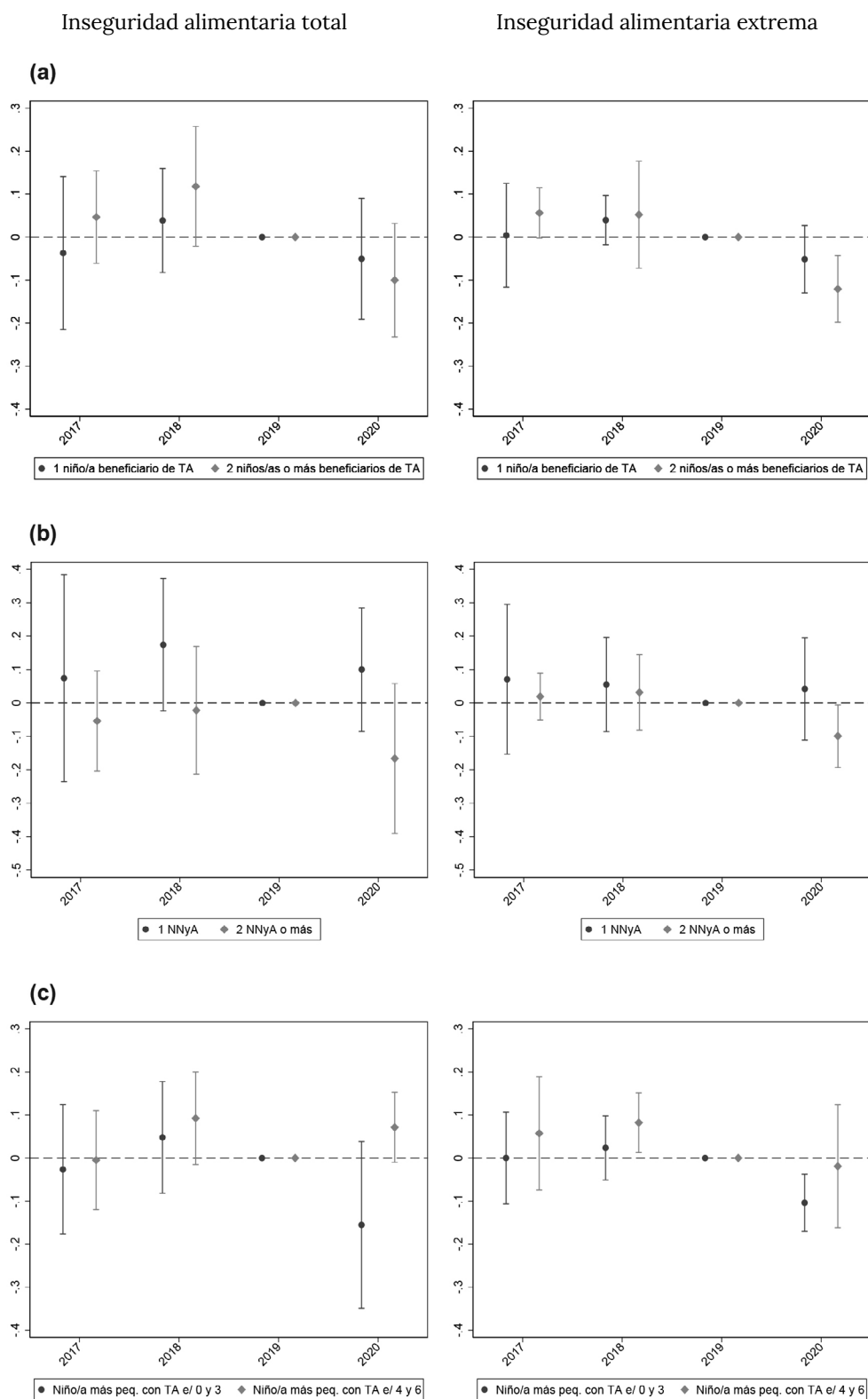
Categoría	Descriptor
Empleo pleno de derechos	Personas ocupadas en relación de dependencia que declaran que se les realizan descuentos jubilatorios, cuentapropistas profesionales y no profesionales con continuidad laboral que realizan aportes al Sistema de Seguridad Social y patrones o empleadores con continuidad laboral que también realizan aportes a dicho sistema.
Empleo precario	Personas ocupadas en relación de dependencia que declaran que no se les realizan descuentos jubilatorios, cuentapropistas no profesionales que no realizan aportes al Sistema de Seguridad Social o sin continuidad laboral y patrones o empleadores que no realizan aportes a este sistema o sin continuidad laboral.
Subempleo inestable	Personas ocupadas en trabajos temporarios de baja remuneración o changas, trabajadores sin salario y beneficiarios de planes de empleo con contraprestación laboral.
Desempleo o inactivo	Personas que no trabajan, independientemente si en el momento del relevamiento buscan activamente trabajo y están en disponibilidad de trabajar.

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017–2025).

**Figura A1.** Correspondencia entre elegibilidad y recepción efectiva de la TA en 2020

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017–2025).

A2. Evidencia del cumplimiento del supuesto de tendencias paralelas



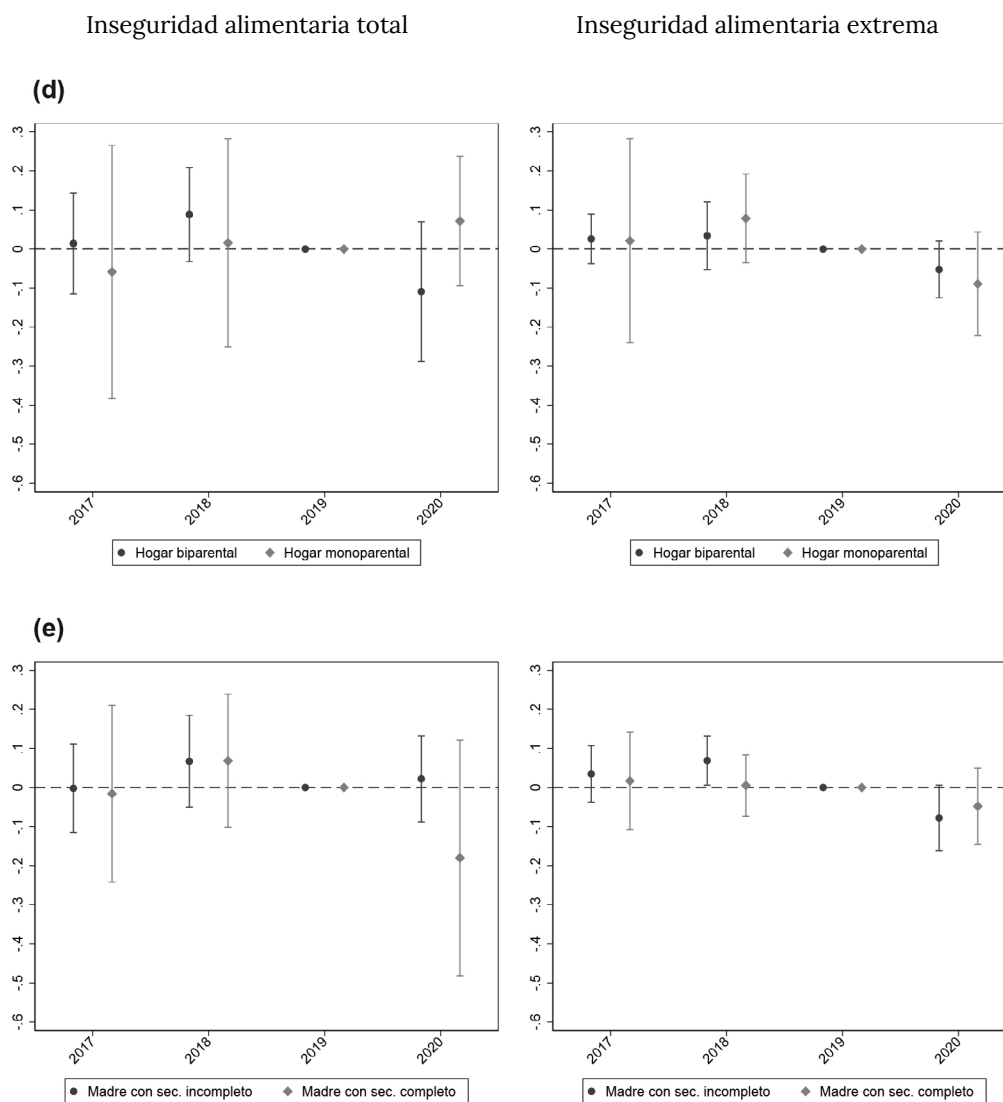


Figura A2. Estudio de eventos de la implementación de la TA sobre la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria. Estimaciones MCO. Intervalos de confianza al 95 %

Nota: la figura ilustra la estimación de los parámetros β_{2017} , β_{2018} y β_{2019} de la especificación (2). En todos los paneles, la figura de la izquierda contiene los puntos de estimación y los intervalos de confianza al 95 % cuando la variable dependiente es la inseguridad alimentaria total y la figura de la derecha contiene los puntos de estimación y los intervalos de confianza al 95 % cuando la variable dependiente es la inseguridad alimentaria extrema.

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017–2024).

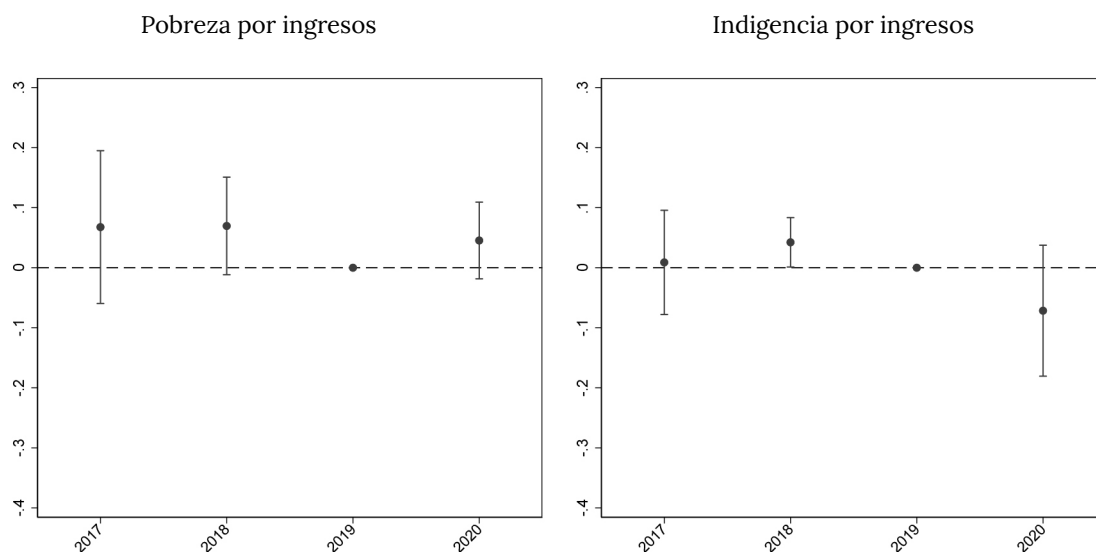


Figura A3. Estudio de eventos de la implementación de la TA sobre la pobreza y la indigencia monetaria. Estimaciones MCO. Intervalos de confianza al 95 %

Nota: la figura ilustra la estimación de los parámetros β_{2017} , β_{2018} y β_{2019} de la especificación (2). La figura de la izquierda contiene los puntos de estimación y los intervalos de confianza al 95 % cuando la variable dependiente es la pobreza por ingresos y la figura de la derecha contiene los puntos de estimación y los intervalos de confianza al 95 % cuando la variable dependiente es la indigencia por ingresos.

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017–2024).

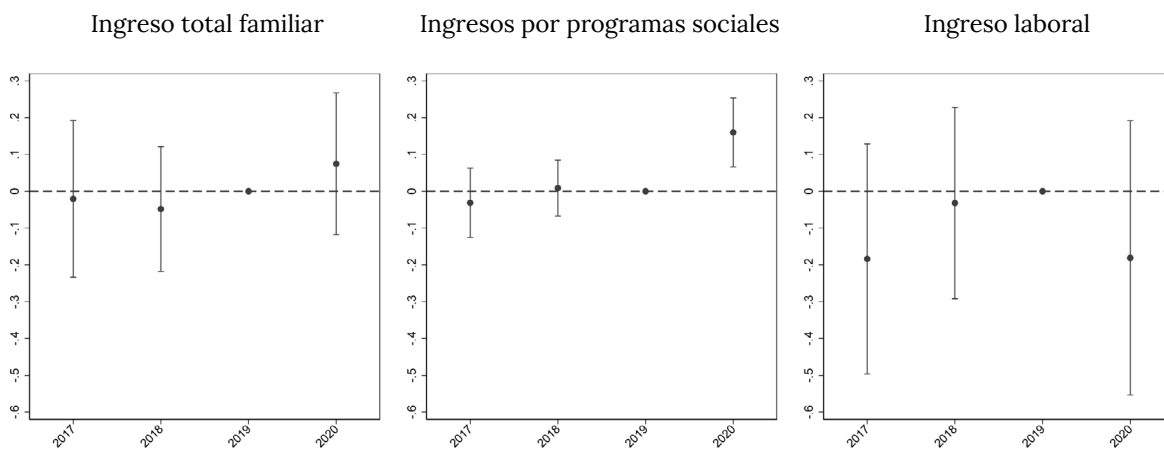


Figura A4. Estudio de eventos de la implementación de la TA sobre el ingreso total familiar y sus fuentes. Estimaciones MCO. Intervalos de confianza al 95 %.

Nota: la figura ilustra la estimación de los parámetros β_{2017} , β_{2018} y β_{2019} de la especificación (2). La figura de la izquierda contiene los puntos de estimación y los intervalos de confianza al 95 % cuando la variable dependiente es el logaritmo del ingreso total familiar, la figura del medio contiene los puntos de estimación y los intervalos de confianza al 95 % cuando la variable dependiente es el logaritmo del ingreso por programas sociales, y la figura de la derecha contiene los puntos de estimación y los intervalos de confianza al 95 % cuando la variable dependiente es el logaritmo del ingreso laboral del hogar.

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017–2024).

Cuadro A3. Diferencias entre subgrupos en el efecto de la TA sobre la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria. Estimaciones MCO

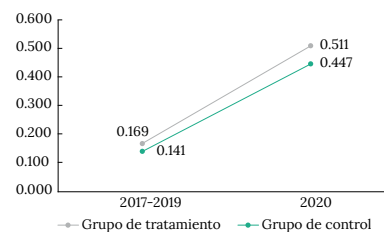
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Elegibilidad de la TA	Cantidad de niños o adolescentes en el hogar	Edad del niño más pequeño	Tipo de hogar	Máximo nivel educativo de la madre
<i>IA total</i>					
Diferencia entre subgrupos (valor <i>p</i>)	0.000	0.283	0.031	0.045	0.179
<i>IA extrema</i>					
Diferencia entre subgrupos (valor <i>p</i>)	0.026	0.067	0.431	0.643	0.449

Nota: el cuadro reporta los valores *p* resultantes de las pruebas de igualdad de coeficientes DiD de la ecuación (1) entre los subgrupos definidos en los cuadros 6 y 7, estimados mediante MCO. Estos valores *p* permiten evaluar si existen diferencias estadísticamente significativas en el impacto de la TA sobre la IA total e IA extrema, según elegibilidad de la TA (columna 1), cantidad de niños o adolescentes en el hogar (columna 2), edad del niño más pequeño (columna 3), tipo de hogar (columna 4) y máximo nivel educativo de la madre (columna 5). En la especificación (1), se incluyen controles por tipo de hogar, cantidad de niños o adolescentes en el hogar, edad de la madre, nivel educativo de la madre, tenencia de heladera, *o freezer*, tenencia de cocina, acceso a red de gas natural, tipo de barrio y efectos fijos por localidad urbana y año. Se reportan los errores estándar clusterizados por localidad urbana entre paréntesis.

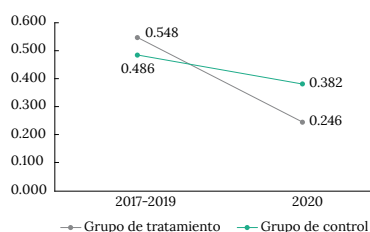
*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017–2024).

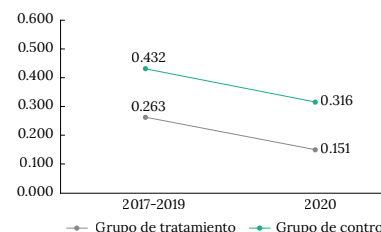
(a) Asistencia alimentaria directa



(b) Alimentación escolar (al menos, un niño, niña o adolescentes del hogar)



(c) Alimentación escolar (niño, niña y adolescente más pequeño del hogar)

**Figura A5.** Evolución de la asistencia alimentaria directa y de la alimentación escolar en los grupos de tratamiento y de control

Nota: la figura ilustra el cambio antes y después de 2020 de la asistencia alimentaria directa (panel a) y la alimentación escolar (paneles b y c) entre los grupos de tratamiento y de control. En el panel b, la alimentación escolar es una variable binaria que vale 1 si, al menos, un niño o adolescente del hogar recibe alimentación de un establecimiento educativo y 0 en caso contrario, mientras en el panel c vale 1 si el niño o adolescente más pequeño del hogar recibe alimentación de un establecimiento educativo y 0 en caso contrario.

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017–2024).

A6. Pruebas placebo de falsificación

En el cuadro A4, se realizan algunas pruebas placebo de falsificación para seguir aportando evidencia al cumplimiento del supuesto de tendencias paralelas. Como en Águila (2011), la primera prueba consta de restringir la muestra al periodo pre-TA (2017-2019) y estimar el modelo (1) suponiendo que la TA se implementó en 2017. A continuación, se estima el modelo suponiendo una implementación ficticia de la TA en 2018 y 2019, respectivamente. Ninguno de los coeficientes de DiD de las pruebas placebo de 2017, 2018 y 2019 es estadísticamente significativo a los niveles usuales, tanto para la IA total como para la IA extrema.

Cuadro A4. Test placebo de falsificación (2017-2019)

	(1)	(2)
	IA total	IA extrema
2017	-0.047 (0.049)	0.002 (0.045)
2018	0.068 (0.050)	0.030 (0.030)
2019	-0.022 (0.051)	-0.032 (0.025)
Media GC	0.358	0.148
Efectos fijos λ_i y τ_t	Sí	Sí
Controles D_{it} , M_{it} y H_{it}	Sí	Sí
Observaciones	2912	2912

Nota: el cuadro muestra los coeficientes asociados a la interacción entre Post y Elegible de las diferentes pruebas placebo de falsificación. En la especificación (1), se incluyen controles por tipo de hogar, cantidad de niños o adolescentes en el hogar, edad de la madre, nivel educativo de la madre, tenencia de heladera, o *freezer*, tenencia de cocina, acceso a red de gas natural, tipo de barrio y efectos fijos por localidad urbana y año. Se reportan los errores estándar clusterizados por localidad urbana entre paréntesis.

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

Fuente: elaboración propia con base en la EDSA (2017-2024).

Cuadro A5. Test placebo de falsificación (2010-2016)

	(1)	(2)
	IA total	IA extrema
2010	0.010 (0.031)	-0.010 (0.022)
2011	0.093* (0.046)	0.058 (0.039)
2012	-0.019 (0.027)	-0.037 (0.037)
2013	-0.027 (0.031)	0.032 (0.028)
2014	-0.074 (0.051)	-0.023 (0.023)
2015	0.018 (0.018)	-0.015 (0.025)
2016	0.010 (0.050)	-0.001 (0.035)
Media GC	0.255	0.114
Efectos fijos λ_i y τ_t	Sí	Sí
Controles D_{it} , M_{it} y H_{it}	Sí	Sí
Observaciones	5574	5574

Nota: el cuadro muestra los coeficientes asociados a la interacción entre Post y Elegible de las diferentes pruebas placebo de falsificación. En la especificación (1), se incluyen controles por tipo de hogar, cantidad de niños o adolescentes en el hogar, edad de la madre, nivel educativo de la madre, tenencia de heladera, o *freezer*, tenencia de cocina, acceso a red de gas natural, tipo de barrio y efectos fijos por localidad urbana y año. Se reportan los errores estándar clusterizados por localidad urbana entre paréntesis.

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

Fuente: elaboración propia con base en la Encuesta de la Deuda Social Argentina (EDSA) Serie del Bicentenario (2010-2016).

Como el periodo que abarca los años entre 2017 y 2019 es demasiado corto para evaluar las tendencias paralelas entre los grupos de tratamiento y de control, se realiza un ejercicio adicional que intenta abarcar un lapso más largo. En especial, se emplean los microdatos

de la Serie Bicentenario de la EDSA (2010-2016) del Observatorio de la Deuda Social Argentina (ODSA) de la Universidad Católica Argentina (UCA), en la que también se identifican directamente los niños o adolescentes perceptores de la AUH. La información de la EDSA no es comparable a la de la Serie Agenda para la Equidad (2017-2024), ya que difieren en el marco muestral⁷. Por eso, de forma independiente, se construyen los grupos de tratamiento y de control de la misma manera y con las mismas condiciones que se impusieron en la

muestra original. Se llevaron a cabo los test placebo de falsificación con esos datos que se aprecian en el cuadro A5. En este caso, casi todos los coeficientes de DiD no son estadísticamente significativos en ninguno de los años. La única excepción corresponde al coeficiente DiD que se estima suponiendo que la TA se implementó en 2011 y cuando la variable dependiente es la IA total, que es significativo al 10 %. En general, los resultados sugieren que no hubo tendencias diferenciales entre los grupos tratamiento y control entre 2010 y 2016.

7 Para más información de índole metodológica sobre la Serie del Bicentenario (2010-2016) y la Serie Agenda para la Equidad (2017-2024 de la EDSA), véase Salvia *et al.* (2025).