

IMPACTO DEL PROGRAMA ASIGNACIÓN UNIVERSAL POR HIJO EN RESULTADOS DE SALUD EN ARGENTINA: UNA PRIMERA APROXIMACIÓN^{°‡}

*IMPACT OF THE UNIVERSAL CHILD ALLOWANCE
PROGRAM ON HEALTH OUTCOMES IN ARGENTINA:
A FIRST APPROXIMATION*

*Gimena Ramos**
*Nadia Giannasi***

recibido: 31 mayo 2023 - aceptado: 31 mayo 2023

Resumen

En el último tiempo crecieron ampliamente los programas de transferencias monetarias condicionadas como herramienta de política pública para aliviar la pobreza y la desigualdad, especialmente en los países latinoamericanos. Este trabajo tiene como objetivo medir el impacto de la Asignación Universal por Hijo sobre la salud en niños menores de 5 años en Argentina, aproximada mediante medidas antropométricas. Se utilizaron datos de la Encuesta Nacional de Niñas, Niños y Adolescentes (MICS) 2019-2020 y se empleó la técnica de evaluación de impacto *Propensity Score Matching*. Según los resultados, no se encuentra efecto significativo del programa en ninguna de las variables resultado analizadas, por lo que la AUH no tendría impacto sobre las medidas antropométricas de los niños que reciben la asignación.

Palabras clave: programas de transferencias condicionadas, Asignación Universal por Hijo, evaluación de impacto, resultados de salud, Argentina.

Códigos JEL: C01, C13, I18.

[°] Ramos, G. & Giannasi, N. (2024). Impacto del programa asignación universal por hijo en resultados de salud en Argentina: una primera aproximación. *Estudios económicos*, 41(82), pp. 67-93, DOI: 10.52292/j.estudecon.2024.4203

[‡] Este artículo obtuvo el premio Estudios económicos en el X Congreso Nacional de Estudiantes de Posgrado en Economía, organizado por la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Misiones (Argentina) en abril de 2023.

* Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (UNS-CONICET). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0009-8269>. Correo electrónico: gimena.ramos@uns.edu.ar

** Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (UNS-CONICET). ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3302-8993>. Correo electrónico: ngiannasi@iieess-conicet.gob.ar

Abstract

Recently, conditional cash transfer programs have been widely disseminated as a public policy tool to alleviate poverty and inequality, especially in Latin American countries. This paper aims to measure the impact of the Universal Child Allowance on the health of children under five years of age in Argentina, approximated by anthropometric measures. Data from the Multiple Indicator Cluster Survey (MICS) 2019-2020 were used, and the *Propensity Score Matching* impact evaluation technique was employed. According to the results, no significant effect of the program was found in any of the outcome variables analyzed, so the program would not have an impact on the anthropometric measurements of the children receiving the allowance.

Keywords: conditional cash transfer programs, Universal Child Allowance, impact evaluation, health outcomes, Argentina

JEL codes: C01, C13, I18.

INTRODUCCIÓN

En las últimas dos décadas y media se ha evidenciado un gran crecimiento de los programas de transferencia monetaria condicionada (CCT por sus siglas en inglés) en toda la región de América Latina (Fiszbein & Schady, 2009). Se trata de transferencias de dinero a hogares, generalmente de bajos ingresos, con el objetivo a corto plazo de aliviar la pobreza y la desigualdad. Pero, además, persiguen un objetivo de mediano y largo plazo relacionado con la inversión en capital humano de los niños, a partir de condicionar la transferencia de ingreso a requisitos relacionados a la salud, educación y nutrición.

En este marco, en el año 2009 se implementa en Argentina la Asignación Universal por Hijo para Protección Social (AUH en adelante). Se trata de uno de los programas sociales más amplios del país y consiste en una transferencia monetaria a todos los niños y niñas menores de 18 años cuyos padres se encuentran fuera del sistema formal de empleo y sujeta a requisitos de salud y educación.

Antecedentes acerca del impacto de las CCT en países de la región han mostrado efectos positivos en el consumo y la reducción de la pobreza, así como en el uso de servicios educativos y de salud (el trabajo de Bastagli et al., 2016, resume una extensa cantidad de antecedentes al respecto). Sin embargo, cuando se evalúa el impacto sobre aspectos que no representan una condicionalidad de los programas, los resultados no son concluyentes. La evidencia sobre el impacto de las CCT en resultados de salud y educativos es más contradictoria (Fiszbein & Schady, 2009).

Las medidas antropométricas permiten evaluar el tamaño, las proporciones y la composición del cuerpo humano, reflejando la ingesta inadecuada o excesiva, el ejercicio insuficiente y las enfermedades de los individuos (WHO, 1995). Se ha demostrado empíricamente que los problemas de bajo peso, retraso en el crecimiento y emaciación se relacionan con la pobreza en el sentido de que los niños pertenecientes a hogares de menores ingresos presentan sistemáticamente peores resultados antropométricos que los niños de hogares más ricos (Wagstaff & Watanabe, 2000).

En este sentido, resulta de interés evaluar el efecto de los programas de transferencia monetaria condicionada destinados a los quintiles más pobres de la población sobre los indicadores antropométricos de los niños. En particular, este trabajo pretende medir el impacto de la AUH sobre la salud de niños menores de 5 años en Argentina, aproximada mediante medidas antropométricas.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: en la primera sección se describe el programa AUH y los antecedentes revisados; luego, en la segunda sección, se describen los datos y las variables a utilizar, así como la metodología a aplicar. En la tercera sección se exponen los principales resultados y en la última se presenta la discusión y las conclusiones derivadas del trabajo.

I. DESCRIPCIÓN DEL PROGRAMA Y ANTECEDENTES

La Asignación Universal por Hijo para Protección Social es una prestación no contributiva de alcance nacional, vigente en Argentina desde el año 2009, a través del Decreto 1602/09, que complementa el régimen de asignaciones familiares dirigido a los trabajadores formales. Consiste en una asignación monetaria mensual, de carácter no retributiva, por cada hijo/a menor de dieciocho años de edad (o sin límite de edad cuando se trata de un hijo/a con discapacidad), cuyos padres se encuentren fuera del mercado laboral formal, estén registrados como monotributistas sociales o desempeñen tareas de servicio doméstico. En este sentido, amplía el régimen de protección social a la población en situación de vulnerabilidad (Salvia, Tuñón & Poy, 2015).

Al ser una transferencia monetaria condicionada, impone corresponsabilidades: es necesario que el titular acredite el cumplimiento de controles de salud y plan de vacunación obligatorio para los niños menores de 4 años y asistencia al ciclo lectivo escolar para los mayores de 5 años. Las mismas se establecieron con el objetivo de fomentar tanto el cuidado de la salud como la formación integral de los niños.

De acuerdo con los datos del Observatorio de la Seguridad Social de la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES), en octubre del año 2022 la población total menor de 18 años ascendía a poco más de 13 millones, de los cuales 4.3 millones (33%) eran beneficiarios de la AUH, evidenciando el alcance del programa.

Diversos autores han evaluado el impacto de la AUH sobre indicadores relacionados a los objetivos y condicionalidades del programa. En cuestiones de educación, Paz y Golovanevsky (2014) al igual que Edo, Marchionni y Garganta (2017) encuentran un incremento en la tasa de asistencia escolar de los niños y adolescentes que perciben la AUH y los beneficiarios potenciales respectivamente. Edo y Marchionni (2019) además encuentran que la asignación reduce la tasa de abandono escolar en niñas elegibles e incrementa la probabilidad de finalizar la

educación primaria en algunas edades. El mismo resultado en cuanto a la reducción de la deserción escolar se obtuvo en Jimenez y Jimenez (2016). Cigliutti et al. (2015) hallan un efecto positivo del programa sobre la tasa bruta de matriculación en el nivel secundario y Serio y Herrera (2021) en la asistencia, aunque no encuentran ningún efecto en el desempeño educativo.

Por otro lado, Garganta y Gasparini (2015) encuentran un desincentivo a la formalización laboral de los beneficiarios del programa y Salvia et al. (2015) un efecto positivo en la reducción de trabajo económico en niños y adolescentes que perciben el programa.

En cuestiones de salud existen numerosos trabajos que evalúan el impacto de las CCT en el uso de servicios sanitarios para controles de salud, cobertura de inmunización y resultados de salud y nutrición en niños en otros países –Fiszbein y Schady (2009) incluyen una basta revisión de estos antecedentes–, pero dichos antecedentes no son abundantes para el caso de Argentina. Walsh, Poy y Tuñón (2020) estudian el impacto de la AUH sobre los dos requisitos sanitarios que exige, así como en resultados secundarios como son las consultas al dentista y la seguridad alimentaria. Encuentran que la AUH no tiene ningún efecto en los comportamientos sobre los que se condiciona ni sobre las visitas al dentista, pero sí aumenta la seguridad alimentaria. Los mismos resultados en cuanto al nulo efecto de la AUH sobre las consultas médicas informa Goldschmit (2017). Abarcando un plazo de tiempo más extenso, Poy, Sánchez, Salvia y Tuñón (2021) encuentran efectos positivos de la AUH en la reducción del déficit en el cumplimiento del calendario de vacunación, del déficit de consulta médica y del déficit de consulta odontológica, aunque dichos efectos no han sido persistentes en el tiempo.

Por su parte, no se cuenta, hasta el momento, con estudios que estimen el impacto de la AUH sobre medidas antropométricas de los niños beneficiarios, aunque existen antecedentes de este tipo de estudios en la región. La evidencia referida al impacto de las CCT sobre indicadores antropométricos no es concluyente, presentando resultados diferentes de acuerdo a las regiones y programas analizados. De Melo et al. (2016) realizan una revisión de estudios para Brasil, México, Ecuador y Nicaragua y observan que no todos los beneficiarios presentan efectos positivos sobre el crecimiento, con diferencias según la edad. Los mismos resultados contradictorios son expuestos por Lagarde, Haines y Palmer (1996), quienes también realizan una revisión bibliográfica para países latinoamericanos encontrando evidencia de impacto positivo en el peso para la edad para niños menores de 24 meses, pero no significativo para mayores de esa edad en Colombia y negativo en niños menores de 7 años en Brasil. Respecto a la talla para la edad, se encuentran efectos positivos

en menores de cinco años para el caso de Nicaragua, en menores de 6 meses y entre 12 y 36 meses en México, pero efectos estadísticamente no significativos para niños entre 6 y 12 meses en el mismo país. Adicionalmente, siguiendo a Manley, Gitter y Slavchevska (2012), algunos programas demuestran tener éxito en mejorar el estado nutricional, mientras que otros trabajos exponen resultados que los contradicen.

II. METODOLOGÍA Y FUENTE DE DATOS

II.1. Datos

Se utilizó la Encuesta Nacional de Niñas, Niños y Adolescentes (MICS, por sus siglas en inglés) que se llevó a cabo en Argentina durante el período 2019-2020 por el Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia en colaboración con el Consejo Nacional de Coordinación de Políticas Sociales. La encuesta se compone de cuatro formularios que permiten obtener información general sobre el hogar, los miembros y la vivienda, y específica sobre mujeres de 15 a 49 años de edad, niños menores de 5 años y de entre 5 y 17 años. Una de las ventajas de la MICS 2019-2020 para este estudio es la inclusión de un módulo personalizado por el país en donde se pregunta específicamente si algún miembro del hogar recibe AUH, lo que permite identificar a los niños que pueden verse de alguna manera beneficiados por el programa. Esto representa una diferencia con los antecedentes consultados, ya que varios estudios utilizan como fuente de información de la percepción de la AUH indicadores indirectos¹.

A través de un muestreo polietápico, se seleccionó una muestra de 31 240 viviendas asegurando la representatividad en cada una de las regiones del país, así como de cada grupo poblacional. Debido a la pandemia de COVID-19 no fue posible visitar toda la muestra, aunque al finalizar el trabajo de campo se controló que hubiera relevamientos en todos los estratos definidos. Si bien la AUH está dirigida a menores de 18 años, en esta investigación se trabajó con las medidas antropométricas y estas sólo fueron tomadas en niños menores de 5 años. De los 6 343 niños menores de cinco años listados en los cuestionarios del hogar, 6 157 completaron la encuesta. De estos últimos, 5 575 tienen información completa sobre las medidas antropométricas, así como de las características individuales y del hogar consideradas para el análisis, conformando así la muestra con la que se trabajó.

¹ Dichos indicadores se obtienen de diversas bases de datos, como las bases apiladas de la Encuesta de la Deuda Social Argentina (Salvia et al., 2015) y microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares (Rossignolo, 2022; Garganta, Gasparini & Marchionni, 2017).

Se utilizaron como proxys del estado de salud de los niños tres indicadores antropométricos: peso para la edad, talla para la edad y peso para la talla. La Organización Mundial de la Salud presenta los estándares de crecimiento de una población bien nutrida que se utiliza como población de referencia (OMS, 2006). Cada uno de los indicadores antropométricos se expresa como unidades de desviación estándar (puntaje z) de la mediana de la población de referencia.

- *Peso para la edad*: representa una medida de desnutrición aguda y crónica. Una diferencia mayor a dos desvíos estándar (sd por sus siglas en inglés) por debajo de la mediana de la población de referencia indica bajo peso moderado o severo y mayor a tres, severo.
- *Talla para la edad*: es una medida de crecimiento lineal. Los niños cuya altura para la edad está más de dos sd por debajo de la mediana de la población de referencia se consideran con retraso del crecimiento moderado o grave y más de tres, grave.
- *Peso para la talla*: se utiliza para evaluar tanto el estado de emaciación como el sobrepeso. Una diferencia mayor a dos sd por debajo de la mediana de la población de referencia se considera emaciación moderada o severa y más de tres, grave. Por el contrario, una diferencia mayor a dos sd por encima de la medida de referencia indica sobrepeso moderado o grave. Este es un índice especialmente importante para la descripción del estado de salud actual y refleja fluctuaciones nutricionales a corto plazo.

Por otro lado, la eficiencia del método de emparejamiento se basa en la incorporación al análisis de un conjunto de variables que no solo afectan la participación en el programa, sino que también constituyen determinantes de las variables resultado (Stuart, 2010). Por este motivo, y en base a la bibliografía revisada, se seleccionaron las siguientes variables: sexo y edad del niño, tamaño del hogar, quintil de ingresos al que pertenece el hogar, máximo nivel educativo y sexo del jefe de hogar, madre o padre con empleo y aporte a la seguridad social y acceso a servicios de agua y saneamiento básicos. La tabla A1 del apéndice describe cada una de ellas.

En cuanto a la variable tratamiento, en este trabajo se asume una relación directa, esto es si algún miembro del hogar recibe la AUH, entonces el niño es beneficiario de la asignación ya que de alguna manera se vería beneficiado por la misma.

II.2. Estrategia empírica

Como primera aproximación al problema se realizan regresiones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Si bien es necesario destacar que las pruebas que se obtienen de estas estimaciones están lejos de ser concluyentes, dado que la regresión convencional por MCO puede sufrir de potenciales sesgos si el modelo verdadero no fuera lineal en términos de sus características y si el efecto varía de acuerdo a algunas características incluidas (Goodman & Sianesi, 2005, en Dip, 2016), se considera un paso necesario para observar correlaciones entre variables explicativas y aquella que se pretende explicar. Luego, se utiliza una técnica propia de evaluación de impacto: *Propensity Score Matching*, la cual se considera más específica para abordar el problema tratado en este trabajo.

Propensity Score Matching

Para estimar el impacto de la AUH sobre la salud de los niños sería necesario comparar las medidas antropométricas de los beneficiarios con las que habrían presentado esos mismos niños en ausencia de la asistencia. Como esto no es posible y dado que los hogares no fueron asignados aleatoriamente como beneficiarios (grupo tratamiento) o no beneficiarios (grupo control), resulta necesario construir un contrafactual que sea similar a los individuos tratados en todos los atributos, excepto en la participación en el programa, mediante la aplicación de alguna técnica que permita lidiar con el problema del sesgo de selección.

En este trabajo utilizamos *Propensity Score Matching* (PSM en adelante) con el objetivo de generar grupos comparables para estimar el efecto causal de la percepción de la AUH sobre los indicadores antropométricos de los niños menores de cinco años que viven en hogares en los cuales algún miembro recibe la asignación. Es decir, se estima el efecto promedio del tratamiento sobre los tratados (ATT por sus siglas en inglés).

La técnica de PSM propuesta por Rosenbaum y Rubin (1983) cumple un rol importante cuando la asignación al tratamiento no es aleatoria, creando un entorno cuasi-aleatorio basado en la probabilidad de participar de cada individuo -*Propensity Score*: $p(x)$ -, permitiendo así la comparación directa entre unidades tratadas y no tratadas. Esta técnica apunta a balancear la distribución de las características de los individuos en el grupo de tratamiento y de control de manera tal que ambos grupos se asemejen en términos de sus características observables.

Para que su aplicación permita una estimación confiable del contrafactual es necesario que no se hayan incluido en el proceso de *matching* variables que hayan sido afectadas por el tratamiento (supuesto de independencia condicional) y que se cumpla la condición de *overlap* ($0 < p(x) < 1$), que establece la necesidad de existencia de un soporte común entre los grupos de tratamiento y de control para poder efectuar el pareamiento (Gertel, 2016).

Los beneficiarios del programa son pareados en base al *Propensity Score*, con aquellos que tienen características similares y por ende una probabilidad también similar de participar en el programa pero que por algún motivo no participan. Dado que en el proceso de *matching* no se utilizan los valores de las variables de resultado, se puede realizar repetidamente aplicando diferentes técnicas, de manera tal de obtener muestras emparejadas lo más similares posible (Stuart, 2010). Esto también implica un ejercicio de robustez de los resultados.

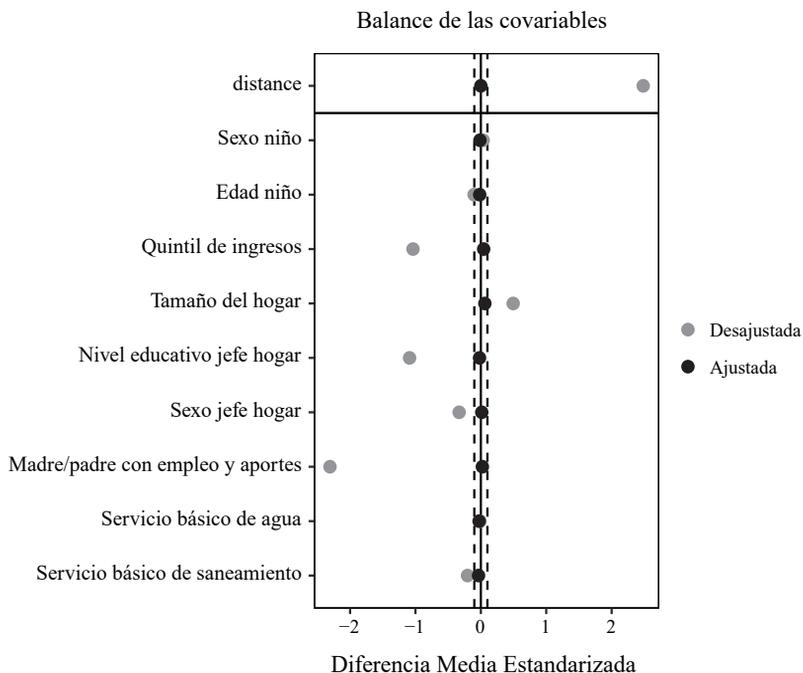
En este trabajo estimamos el *propensity score* mediante un modelo logit y luego de corroborar que se cumple la condición de soporte común entre los grupos de tratamiento y control (igual a $[0.03907442, 0.9868113]$, ver figura A1 del apéndice) realizamos el procedimiento de *matching* empleando como criterio de pareamiento diferentes técnicas. En primer lugar, realizamos un emparejamiento 1 a 1 a partir de “*Nearest Neighbor*” (NN en adelante) sin reemplazo, el cual arrojó un balance ineficiente de las covariables por lo que realizamos luego la misma técnica con reemplazo y también “*Optimal Full Matching*” (OFM en adelante).

La técnica de pareamiento “*Nearest Neighbor*” es una de las más utilizadas e implica seleccionar la unidad de control elegible más cercana para emparejarla con cada unidad tratada. Al aplicar la técnica con reemplazo, el orden en que se realizan los pareamientos no resulta importante. La distancia utilizada para definir la cercanía de las unidades tratadas y de control fue la diferencia del PS. Por su parte, OFM asigna cada unidad tratada y de control en la muestra a una subclase, cada una de las cuales contiene una unidad tratada y una o más unidades de control o una unidad de control y una o más unidades tratadas. El número elegido de subclases y la asignación de unidades a cada una minimizan la suma de las distancias absolutas dentro de las subclases en la muestra emparejada.

Una vez realizado el procedimiento de *matching* es importante corroborar que las covariables se encuentren balanceadas para asegurar la confiabilidad de las estimaciones. La forma más directa y preferible es comparar las diferencias de medias estandarizadas (SMD por sus siglas en inglés) y los ratios de varianza (VR) de las covariables en los grupos de tratamiento y control después del *matching*. Un buen

balance requiere valores de VR entre 0.5 y 2 y de SMD menores a 0.25 (Stuart, 2010) o 0.1 según criterios más estrictos (Austin, 2014). Tanto NN con reemplazo como OFM muestran un buen balance de todas las covariables del modelo (Figuras 1 y 2)².

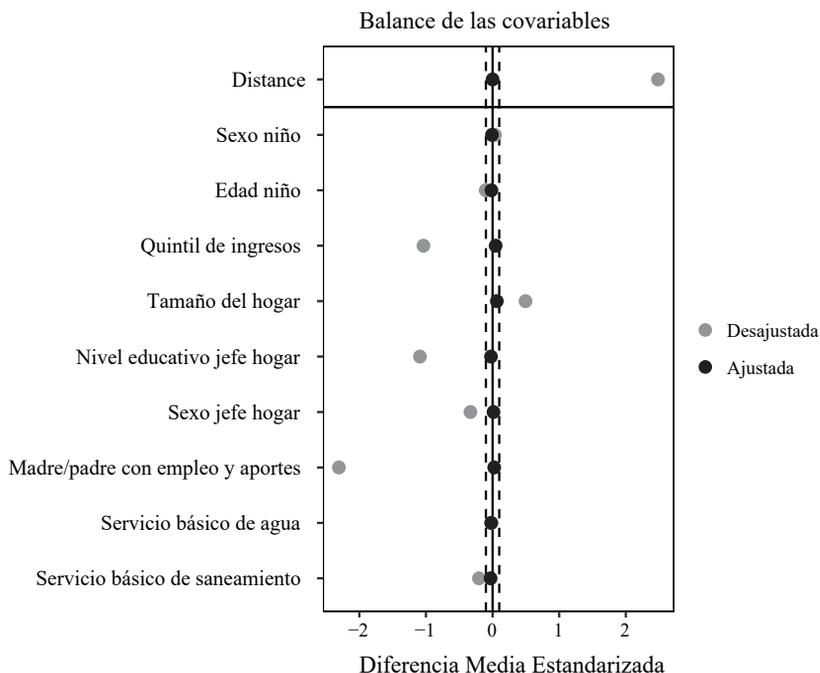
Figura 1. Balance de las covariables después del *matching* con la técnica “*Nearest Neighbor* con reemplazo”



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la MICS 2019-2020.

² La tabla A2 del apéndice incluye los valores de SMD y VR de todas las covariables con ambas técnicas de *matching* y como ejercicio de robustez se adicionan los resultados de la técnica *Nearest Neighbor* sin reemplazo.

Figura 2. Balance de las covariables después del *matching* con la técnica “*Optimal Full Matching*”



Fuente: elaboración propia en base a datos de la MICS 2019-2020.

La especificación “*Nearest Neighbor* con reemplazo” permitió una muestra apareada de 3 307 niños mientras que OFM utiliza todas las unidades tratadas y de control, por lo que ninguna observación fue descartada por el emparejamiento.

Finalmente, se estima el ATT mediante el método *g-computation* que implica especificar un modelo de regresión para las variables resultado en función del tratamiento y las covariables, estimar para cada unidad el resultado potencial bajo cada nivel de tratamiento y luego calcular la media de cada uno de los resultados potenciales estimados en toda la muestra. Por último, el contraste de estos resultados potenciales medios estimados es la estimación del efecto del tratamiento. Para el caso de NN con reemplazo se estimaron errores robustos y para el caso de OFM errores robustos por clúster.

Adicionalmente, se realizó el mismo análisis dividiendo a los niños según la edad: menores de 24 meses por un lado y entre 24 y 59 meses por otro. Esto obedece a que una de las razones del limitado impacto observado de los programas de transferencias en la nutrición es que la medición a menudo se realiza sobre un grupo más amplio de niños, en lugar de sobre los del grupo de edad más vulnerable desde el punto de vista nutricional (Ruel & Alderman, 2013; Alderman, 2014). Este grupo está formado por mujeres embarazadas y niños menores de 2 años (denominados niños en los primeros 1 000 días desde la concepción) (UNICEF, 2013; Victora, 2010).

Todas las estimaciones y los resultados obtenidos se circunscriben a la muestra con la que se trabajó.

III. RESULTADOS

Del total de niños de la muestra, casi la mitad (48.4%) vive en un hogar en donde al menos un miembro percibe la AUH. De ellos, el 66.9% pertenece a los dos quintiles de ingresos más bajos, mientras que el 13.3% pertenece a los dos más ricos, mostrando un cierto problema de selección. Aun así, se observa una progresividad del programa.

El 72.8% de los niños beneficiarios viven en un hogar en el que el máximo nivel educativo del jefe de hogar es el secundario incompleto. En el 62% de los hogares beneficiarios de la muestra, el jefe de hogar es una mujer. Como es de esperar, el 89.6% de los niños que viven en un hogar beneficiario de la AUH no tiene padre o madre con empleo y aportes a la seguridad social.

La tabla 1 presenta los valores medios de las tres variables de resultado para beneficiarios y no beneficiarios de la AUH en la muestra antes del *matching*. También se incluyen los resultados del *test t* para igualdad de medias en diferentes grupos. Las medias de los tres indicadores antropométricos son estadísticamente diferentes entre los niños que viven en hogares en los que al menos un miembro recibe AUH y los que no, aunque para el peso para la edad y talla para la edad la diferencia es significativa a un nivel de confianza del 99% y para el peso para la talla del 90%.

Los niños que viven en un hogar que recibe AUH tienen, en promedio, un peso para la edad que se ubica 0.117 desvíos estándar por encima de la mediana de referencia mientras que quienes no reciben AUH están 0.236 desvíos por encima.

Esto significa que, si bien ningún grupo presenta en promedio bajo peso, los no beneficiarios se encuentran en una mejor situación. En el caso de talla para la edad, ambos grupos están, en promedio, por debajo de la mediana de referencia, pero quienes no reciben AUH están menos alejados, indicando una mejor situación respecto a los beneficiarios. Para el peso para la talla la situación es similar que en el primer caso, aunque la diferencia es menor.

Tabla 1. Diferencias de medias de las variables resultado entre beneficiarios y no beneficiarios. *Test t*

Variables resultado	Muestra antes de matching		t
	Reciben AUH (1)	No reciben AUH (2)	
Peso para la edad	0.117 (0.0215)	0.236 (0.0217)	3.8853***
Talla para la edad	-0.571 (0.0260)	-0.432 (0.0255)	3.8434***
Peso para la talla	0.630 (0.0251)	0.690 (0.0254)	1.6978*

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la MICS 2019-2020. Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. Los valores de las columnas (1) y (2) son las medias y entre paréntesis los errores estándar.

Si bien la diferencia de medias no es indicativa de un impacto del programa, dada la no aleatoriedad en la asignación del mismo, es un punto de partida que indica la probabilidad de encontrar un posible efecto estadísticamente significativo del programa.

La tabla 2 resume las mismas estadísticas que la anterior, pero para las variables socioeconómicas vinculadas a la participación en el programa y los resultados antropométricos. Antes del procedimiento de *matching*, la media de casi todas las covariables, excepto el sexo del niño y el acceso del hogar a un servicio básico de agua, son estadística y significativamente diferentes entre los beneficiarios y no beneficiarios. Los niños que viven en un hogar en el que al menos un miembro recibe AUH pertenecen a quintiles de ingresos más pobres, el máximo nivel educativo del jefe de hogar es más bajo y la proporción de hogares con acceso a servicio básico de saneamiento es menor en comparación con los niños que viven en hogares que no reciben AUH. A su vez, los hogares que reciben AUH tienen en promedio más miembros, existe una mayor proporción de mujeres jefas de hogar y menor proporción de madres o padres con empleo y aportes a la seguridad social.

Tabla 2. Diferencias de medias de las co-variables entre beneficiarios y no beneficiarios, antes del *matching*. Test *t*

Covariables	Reciben AUH (1)	No reciben AUH (2)	t
Sexo del niño	0.525 (0.00961)	0.507 (0.00933)	-1.3204
Edad del niño	4.023 (0.0286)	4.177 (0.0280)	3.8452***
Quintil de ingresos	2.073 (0.0223)	3.2876 (0.0257)	35.365***
Tamaño del hogar	5.696 (0.0491)	4.435 (0.0274)	-22.428***
Educación del jefe de hogar	0.305 (0.0102)	0.881 (0.0143)	32.868***
Sexo del jefe de hogar	0.379 (0.00934)	0.540 (0.00930)	12.237***
Madre/padre con empleo y aportes	0.104 (0.00587)	0.807 (0.00736)	74.689***
Servicio básico agua	0.988 (0.00211)	0.989 (0.00193)	0.5034
Servicio básico saneamiento	0.898 (0.00582)	0.956 (0.00366)	8.9916***

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la MICS 2019-2020. Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. Los valores de las columnas (1) y (2) son las medias y entre paréntesis los errores estándar.

Una primera aproximación para estimar el efecto de un tratamiento es mediante una regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Incorporando únicamente la variable de tratamiento como explicativa de los resultados antropométricos, resulta estadísticamente significativa en los tres casos (con una confianza del 99% para el peso por edad y talla por edad y del 90% para el peso para la talla) (tabla 3). El signo de los coeficientes es negativo en todos los casos, indicando que la AUH tiene un efecto de reducción del desvío estándar de las medidas antropo-

métricas respecto a las medidas de referencia. Sin embargo, al incorporar las demás variables explicativas se ve alterada la significatividad de la variable de tratamiento.

Tabla 3. Estimación por MCO

	Peso para la edad	Talla para la edad	Peso para la talla	Peso para la edad	Talla para la edad	Peso para la talla
Prog._AUH	-0.119*** (0.031)	-0.140*** (0.036)	-0.061* (0.036)	0.013 (0.045)	-0.011 (0.052)	0.019 (0.051)
Sexo niño				0.017 (0.031)	0.028 (0.036)	-0.006 (0.036)
Edad niño				-0.005 (0.011)	-0.011 (0.013)	0.007 (0.013)
Quintil de ingresos				0.044*** (0.013)	0.053*** (0.016)	0.021 (0.015)
Tamaño del hogar				-0.016** (0.008)	-0.022** (0.009)	-0.004 (0.009)
Nivel educativo jefe hogar				-0.033 (0.025)	-0.013 (0.030)	-0.042 (0.029)
Sexo jefe hogar				-0.013 (0.031)	-0.019 (0.037)	-0.005 (0.036)
Padre/madre con empleo y aportes				0.099** (0.044)	0.049 (0.051)	0.101** (0.050)
Servicio básico agua				0.161 (0.142)	0.175 (0.165)	0.048 (0.172)
Servicio básico saneamiento				0.163*** (0.059)	0.256*** (0.067)	0.026 (0.066)
Constante	0.236*** (0.022)	-0.432*** (0.025)	0.690*** (0.025)	-0.182 (0.166)	-0.914*** (0.191)	0.501** (0.196)

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la MICS 2019-2020. Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Sin embargo, como se mencionó en la sección II.2., la regresión convencional por MCO puede sufrir de potenciales sesgos, por lo que procedemos a la estimación del PSM.

La tabla 4 resume el efecto estimado de la AUH sobre los tres indicadores antropométricos de los niños menores de cinco años que viven en hogares en los cuales algún miembro recibe la asignación, que surgen a partir de la aplicación de los métodos NN con reemplazo y OFM. Los resultados reflejan, por lo tanto, la diferencia en los indicadores antropométricos de los niños beneficiarios de la AUH en comparación con los que habrían presentado si no hubieran recibido la asignación. Para el peso para la edad y peso para la talla el estimador es positivo, lo que implicaría un incremento en ambos indicadores medidos como z-score. En cambio, para la talla para la edad el resultado es negativo, indicando una disminución en el z-score. Sin embargo, todos los efectos resultan ser no significativos.

Tabla 4. Efecto promedio del tratamiento sobre los tratados

		Estimate	p-valor
Peso para la edad	NN con reemplazo	0.02487 (0.6383)	0.96892
	Optimal Full Matching	0.02261 (0.4865)	0.96293
Talla para la edad	NN con reemplazo	-0.01137 (0.5357)	0.98307
	Optimal Full Matching	-0.01111 (0.5167)	0.98284
Peso para la talla	NN con reemplazo	0.0359 (0.9019)	0.96825
	Optimal Full Matching	0.03353 (0.6315)	0.95766

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la MICS 2019-2020. Nota: los valores entre paréntesis representan errores robustos para NN con reemplazo y errores robustos por cluster para OFM.

Al dividir la muestra por edades, en los niños menores de 24 meses se observan diferencias significativas, previo al *matching*, en el promedio del peso para la edad y el peso para la talla entre los beneficiarios y no beneficiarios de la AUH, mientras que no hay diferencias significativas en la media de la talla para la edad en ambos grupos (tabla 5). Por el contrario, en los niños entre 2 y 5 años, existen diferencias significativas en el promedio de peso y talla para la edad entre beneficiarios y no beneficiarios, pero no la hay con relación al peso para la talla.

Tabla 5. Diferencias de medias de las variables resultado entre beneficiarios y no beneficiarios, según grupo de edad, antes del *matching*. *Test t*

	Menos de 24 meses			Entre 24 y 59 meses		
	Reciben AUH (1)	No reciben AUH (2)	t	Reciben AUH (4)	No reciben AUH (5)	t
Peso para la edad	0.150 (0.0370)	0.257 (0.0386)	1.9961**	0.0981 (0.0264)	0.226 (0.0262)	3.4514***
Talla para la edad	-0.513 (0.0490)	-0.511 (0.0519)	0.023291	-0.606 (0.0295)	-0.393 (0.0283)	5.2152***
Peso para la talla	0.603 (0.0417)	0.762 (0.0469)	2.5331**	0.646 (0.0314)	0.656 (0.0302)	0.23883

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la MICS 2019-2020. Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. Los valores de las columnas 1, 2, 4 y 5 son las medias y entre paréntesis los errores estándar.

Sin embargo, luego del proceso de emparejamiento, al igual que en la muestra completa, no se encontró efecto significativo de la AUH sobre los indicadores antropométricos analizados en ninguno de los grupos etarios (tabla 6)³.

Tabla 6. Efecto promedio del tratamiento sobre los tratados, según grupo de edad, empleando NN con reemplazo

	Menos de 24 meses		Entre 24 y 59 meses	
	Estimate	p-valor	Estimate	p-valor
Peso para la edad	-0.066 (0.8918)	0.94101	0.1456 (0.8132)	0.85785
Talla para la edad	0.2412 (1.053)	0.81881	-0.00885 (0.7515)	0.9906
Peso para la talla	-0.3323 (1.172)	0.77669	0.2242 (1.014)	0.82495

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la MICS 2019-2020. Nota: los valores entre paréntesis representan errores robustos.

³ Tanto NN con reemplazo como OFM aseguran un buen balance de las covariables. En este caso solo se presenta el ATT con la primera de ellas.

La técnica de PSM logra un equilibrio de las observaciones en base a características observables de los individuos, pero aún pueden existir factores no observables que no se hayan tenido en cuenta y que introduzcan sesgos en el análisis. Para examinar la posible influencia de factores de confusión no observados en los resultados se realiza un análisis de sensibilidad propuesto por Rosenbaum (2002). Esta metodología define *odds ratios* Γ (gamma), que indican la probabilidad de que dos unidades pareadas tengan la misma probabilidad de ser tratadas en ausencia de sesgo oculto. Cuando $\Gamma=1$ existe completa aleatorización y no existen diferencias en las probabilidades de ser asignados al tratamiento y por ende no existe sesgo oculto (Cerulli, 2015).

El test de sensibilidad de Rosenbaum se basa en el estadístico Wilcoxon y diferentes niveles de Γ modifican el p-valor de dicho test. Utilizando el p-valor se puede observar hasta qué valor de Γ se mantiene el nivel de significancia del 5%. Los resultados serán muy sensibles al sesgo oculto si las conclusiones se modifican para pequeños valores $\Gamma>1$ e insensibles si las conclusiones se modifican para valores grandes de gamma (Dip, 2016). Si bien en muchos trabajos se suele utilizar un Γ igual a 6, en ciencias sociales se aceptan valores entre 1 y 2 (Keele, 2010).

En la tabla 7, se muestran los resultados del análisis de sensibilidad de las estimaciones realizadas con NN con reemplazo respecto a las tres variables de resultado considerando la muestra entera⁴. Los cálculos muestran que los valores son sensibles a partir de un valor de $\Gamma=2.2$ para el peso para la edad, $\Gamma=6.4$ para la talla para la edad y $\Gamma=1.2$ para el peso para la talla. Es decir que se requiere más de un 100% de diferencia en los odds de participantes y no participantes, para desviar los resultados estimados respecto a las dos primeras variables, y un 20% para la última. Los resultados obtenidos serían por lo tanto insensibles a un posible sesgo oculto. La misma conclusión se obtiene del análisis de sensibilidad realizado para los resultados según grupo de edad (ver tabla A3 del apéndice).

⁴ Dada la similitud de los resultados del balance entre NN con reemplazo y OFM se presenta únicamente el análisis de sensibilidad de los resultados con la primera especificación.

Tabla 7. Análisis de Sensibilidad - Límites de Rosenbaum

Gamma	Peso para la edad		Talla para la edad		Peso para la talla	
	Lb	Ub	Lb	Ub	Lb	Ub
1.0	0	0.0000	0	0.0000	1.0000	1
1.1	0	0.0000	0	0.0000	0.9977	1
1.2	0	0.0000	0	0.0000	0.0015	1
1.3	0	0.0000	0	0.0000	0.0000	1
1.4	0	0.0000	0	0.0000	0.0000	1
1.5	0	0.0000	0	0.0000	0.0000	1
2.0	0	0.0000	0	0.0000	0.0000	1
2.1	0	0.0298	0	0.0000	0.0000	1
2.2	0	0.8438	0	0.0000	0.0000	1
2.3	0	0.9999	0	0.0000	0.0000	1
2.4	0	1	0	0.0000	0.0000	1
2.5	0	1	0	0.0000	0.0000	1
6.1	0	1	0	0.0007	0.0000	1
6.2	0	1	0	0.0071	0.0000	1
6.3	0	1	0	0.0421	0.0000	1
6.4	0	1	0	0.1558	0.0000	1
6.5	0	1	0	0.3790	0.0000	1

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la MICS 2019-2020. Nota: Lb: Lower bound y Ub: Upper bound.

DISCUSIÓN

En este trabajo se evaluó el efecto del programa de transferencia monetaria condicionada AUH sobre tres indicadores antropométricos que dan cuenta del estado de salud y nutricional de los niños menores de cinco años en Argentina: peso para la edad, talla para la edad y peso para la talla, analizando a su vez si existen diferencias de impacto según grupo etario. Para ello, dado el diseño del programa y la asignación no aleatoria de los beneficiarios, se utilizó la metodología no experimental de *Propensity Score Matching*.

Los resultados indican que no se encuentra efecto significativo del programa en ninguna de las variables resultado analizadas, por lo que la AUH no tendría impacto sobre las medidas antropométricas de los niños que viven en hogares en

los que algún miembro recibe la asignación. Este resultado es válido tanto para la muestra entera de niños menores de cinco años como para las submuestras de niños menores de 2 años y entre 2 y 5 años. Como se mencionó previamente, la literatura no es concluyente respecto a los resultados del impacto de transferencias monetarias condicionadas sobre indicadores antropométricos, sin embargo, en su mayoría tampoco muestran un efecto estadísticamente significativo (Bastagli et al., 2016).

La falta de impacto puede deberse a diversas cuestiones. Por un lado, los indicadores antropométricos son medidas de salud difíciles de modificar en el corto plazo por lo que técnicas de evaluación de impacto que no tengan en cuenta un período de tiempo prolongado probablemente no encuentren efectos significativos. Por otro lado, la fuente de datos utilizada en este trabajo no permite conocer el tiempo de exposición de los niños al programa, lo cual puede influir en los resultados ya que se desconoce si el hogar beneficiario de la AUH ha estado percibiendo la asignación por mucho tiempo o si se trata de una percepción más reciente, y si quienes no reciben la AUH nunca la recibieron con anterioridad.

Por otra parte, la AUH es un programa de transferencia monetaria condicionada al cumplimiento de dos requisitos relacionados con la salud: realización de los controles y plan de vacunación obligatorio para los niños menores de 4 años. El hecho de que la transferencia, a través de la condicionalidad, pueda mejorar el uso de los servicios de salud no estaría implicando que se traslade a mejoras en el estado de salud y nutricional de los niños. Igualmente, los antecedentes mencionados en la primera sección indican también, en su mayoría, impacto no significativo de la AUH sobre las condicionalidades. Estos resultados abren la puerta a pensar en programas cuyos requisitos para la obtención del beneficio evidencien un mayor vínculo con los resultados de salud.

Finalmente, a partir de los resultados obtenidos surgen preguntas metodológicas como, por ejemplo, qué resultados surgirían utilizando otras técnicas de evaluación de impacto disponibles, lo que podría otorgar aún más robustez al análisis realizado. Esto se plantea como trabajo futuro.

Esta investigación es un primer paso para comprender los efectos de uno de los programas de transferencia monetaria más amplio en Argentina sobre resultados de salud, siendo que el objetivo a largo plazo de este tipo de programas es la inversión en salud y educación de los niños.

APÉNDICE

Tabla A1. Descripción de covariables

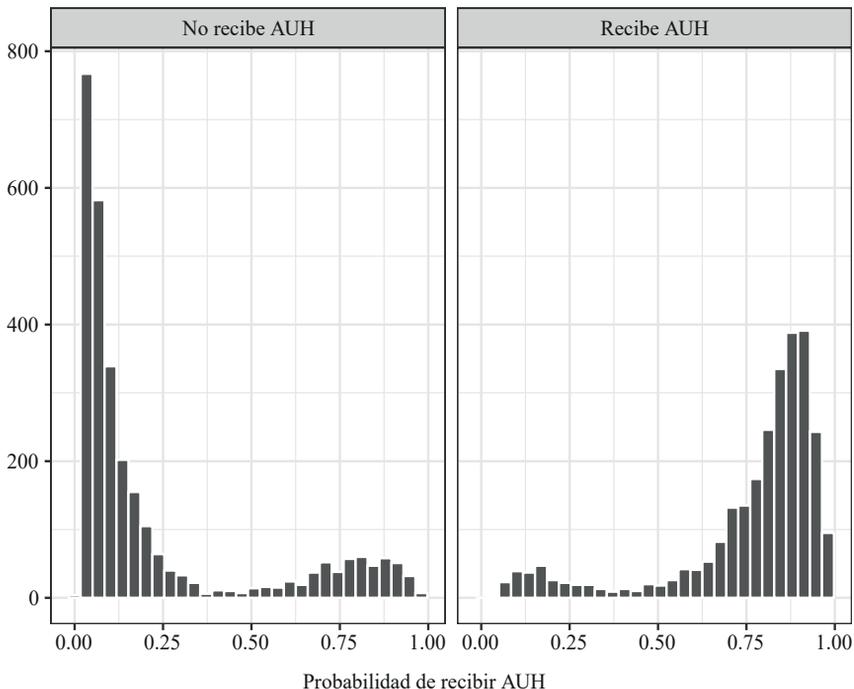
Sexo del niño	0 = mujer, 1 = varón
Edad del niño (en meses)	1 = 0-5 2 = 6-11 3 = 12-23 4 = 24-35 5 = 36-47 6 = 48-59
Tamaño del hogar	Continua
Quintil de ingresos	1 = más bajo 2 = segundo 3 = medio 4 = cuarto 5 = más alto
Educación del jefe de hogar (máximo nivel educativo alcanzado)	0 = hasta secundario incompleto 1 = secundario completo / terciario-universitario incompleto 2 = terciario-universitario completo
Sexo del jefe de hogar	0 = mujer, 1 = varón
Madre/padre con empleo y aportes	1 = si, 0 = no
Servicio básico de agua ⁵	1 = si, 0 = no
Servicio básico de saneamiento ⁶	1 = si, 0 = no

Fuente: elaboración propia.

⁵ Se considera acceso a un servicio de agua potable básico cuando los miembros de los hogares utilizan fuentes de agua mejoradas ubicadas en la misma instalación o requieren un viaje menor a 30 minutos para su recolección (WHO-UNICEF, 2021). Las fuentes de agua mejoradas incluyen: servicios de agua por tuberías, grifos o fuentes públicas, pozos entubados o perforados, pozos excavados cubiertos, manantiales cubiertos, agua de lluvia y agua embotellada en el caso en que para cocinar y para higiene personal se utilice agua potable de una fuente mejorada.

⁶ Se considera acceso a un servicio de saneamiento básico cuando los hogares utilizan instalaciones de saneamiento mejoradas que no se comparten con otros hogares (WHO-UNICEF, 2021). Estas incluyen: descarga por red pública, cámara séptica o pozo ciego, letrina con losa e inodoro de compostaje.

Figura A1. Distribución del Propensity Score entre el grupo de tratados y de control



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la MICS 2019-2020.

Tabla A2. Diferencias de medias estandarizadas (SMD) y ratios de varianza (VR) de las covariables según la especificación de emparejamiento

Covariables	NN sin reemplazo		NN con reemplazo		OFM	
	SMD	VR	SMD	VR	SMD	VR
Sexo del niño	0.02	.	-0.01	.	-0.00	.
Edad del niño	-0.10	0.97	-0.01	0.97	-0.01	0.96
Quintil de ingresos	-0.94	0.73	0.04	0.97	0.04	0.96

Tamaño del hogar	0.46	2.96	0.06	1.09	0.06	1.09
Educación jefe de hogar	-0.95	0.51	-0.02	0.96	-0.02	0.95
Sexo jefe de hogar	-0.30	.	0.01		0.01	.
Madre/padre con empleo y aportes	-2.26	.	0.02		0.02	.
Servicio básico agua	-0.01	.	-0.02	.	-0.02	.
Servicio básico saneamiento	-0.19	.	-0.03	.	-0.02	.

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la MICS 2019-2020. Nota: tamaño de la muestra para Nearest Neighbor: 5402.

Tabla A3. Análisis de Sensibilidad - Límites de Rosenbaum para las estimaciones de la muestra dividida según edad

		Gamma	p-value
Menos de 24 meses	Peso para la edad	1.6	0.0009
		1.7	0.0701
	Talla para la edad	4.7	0.0456
		4.8	0.1055
	Peso para la talla	1.3	0.3593
		1.4	0.0076
Más de 24 meses	Peso para la edad	2.1	0.0002
		2.2	0.0624
	Talla para la edad	7.2	0.0460
		7.3	0.1014
	Peso para la talla	1.1	0.8750
		1.1	0.0019

Fuente: elaboración propia en base a datos de la MICS 2019-2020.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alderman H. (2014). Can Transfer Programs Be Made More Nutrition Sensitive? Washington, DC: IFPRI Discussion Paper 01342.
- Austin, P. C. (2014). A comparison of 12 algorithms for matching on the propensity score. *Statistics in medicine*, 33(6), 1057-1069. doi: 10.1002/sim.6004
- Bastagli, F., Hagen-Zanker, J., Harman, L., Barca, V., Sturge, G., Schmidt, T. & Pellerano, L. (2016). Cash transfers: what does the evidence say. *A rigorous review of programme impact and the role of design and implementation features*. London: ODI.
- Cerulli, G. (2015). *Econometric evaluation of socio-economic programs: Theory and Applications*. Springer. DOI: 10.1007/978-3-662-46405-2
- Cigliutti, M., Echeverri Gómez, M., Golinsky, F., Gutiérrez, A. & Sorá, M. G. (2015). Conditional Cash Transfer Programs: Measuring the Impact on Education. *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política, L Reunión Anual, Salta, Argentina*.
- De Melo, L. G. N. S., da Costa Uchoa, S. A., Cobucci, R. N. O., Costa, J. V., Costa, A. J. D. N. G., de Gois, I. T. P. & Gomes, M. C. S. (2016). Conditional cash transfer program effects on anthropometric index from children in Latin America: A systematic review. *Health*, 8(07), 664-671. DOI: 10.4236/health.2016.87070.
- Dip, J. A. (2016). El efecto de corto plazo de la Educación Infantil sobre el desempeño en Matemática. Una aproximación mediante Propensity Score Matching y Fully Interacted Linear Regression Model. *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política, LI Reunión Anual, Tucumán, Argentina*.
- Edo, M. & Marchionni, M. (2019). The impact of a conditional cash transfer programme on education outcomes beyond school attendance in Argentina. *Journal of Development Effectiveness*, 11(3), 230-252. doi: 10.1080/19439342.2019.1666898
- Edo, M., Marchionni, M. & Garganta, S. (2017). Compulsory education laws or incentives from conditional cash transfer programs? explaining the rise in secondary school attendance rate in Argentina. *Education Policy Analysis Archives*, 25(76). DOI: <http://dx.doi.org/10.14507/epaa.25.2596>
- Fiszbein, A. & Schady, N. (2009). *Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty*. Washington, DC: World Bank.
- Garganta, S. & Gasparini, L. (2015). The impact of a social program on labor informality: The case of AUH in Argentina. *Journal of Development Economics*, 115, 99-110. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2015.02.004>
- Garganta, S., Gasparini, L. & Marchionni, M. (2017). Cash transfers and female labor force participation: the case of AUH in Argentina. *IZA Journal of Labor Policy*, 6(10). doi: <https://doi.org/10.1186/s40173-017-0089-x>

- Gertler, P., Martinez, S., Rawlings, L., Premand, P. & Vermeersch, C (2016). *Evaluación de impacto en la práctica* (segunda edición). Washington, DC, EE. UU.: Banco Interamericano de Desarrollo y Banco Mundial.
- Goodman, A. & Sianesi, B. (2005). Early education and children's outcomes: How long do the impacts last? En Dip, J.A. (2016). El efecto de corto plazo de la Educación Infantil sobre el desempeño en Matemática. Una aproximación mediante Propensity Score Matching y Fully Interacted Linear Regression Model. *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política, LI Reunión Anual, Tucumán, Argentina*.
- Goldschmit, A. (2017). Análisis y caracterización de la condicionalidad en salud que establece la AUH. En *Análisis y propuestas de mejoras para ampliar la Asignación Universal por Hijo* (2017), UNICEF-ANSES-MDS-CNCPS, Buenos Aires: UNICEF.
- Jiménez, M. & Jiménez, M. (2016). Efectos del programa Asignación Universal por Hijo en la deserción escolar adolescente. *Cuadernos de Economía*, 35(69), 709-752. DOI: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v35n69.54261>
- Keele, L. (2010). An overview of rbounds: An R package for Rosenbaum bounds sensitivity analysis with matched data. White Paper. Columbus, OH, 1-15.
- Lagarde, M., Haines, A. & Palmer, N. (1996). The impact of conditional cash transfers on health outcomes and use of health services in low and middle income countries. *Cochrane database of systematic reviews* 2009;4. DOI: DOI: 10.1002/14651858.CD008137
- Manley, J., Gitter, S. & Slavchevska, V. (2012). *How effective are cash transfer programmes at improving nutritional status? A rapid evidence assessment of programmes' effects on anthropometric outcomes*. London: EPPI-Centre, Social Science Research Unit, Institute of Education, University of London.
- Paz, J. & Golovanevsky, L. (2014). *Programa Asignación Universal por Hijo para la Protección Social. Un ejercicio de evaluación de sus efectos sobre los hogares*. III Jornadas Nacionales sobre Estudios Regionales y Mercados de Trabajo, Jujuy, Argentina.
- Poy, S., Sánchez, M. E., Salvia, A. & Tuñón, I. (2021). Evaluación de impacto de la Asignación Universal por Hijo (AUH) en la infancia a diez años de su implementación. Documento de investigación. Informe Especial. Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Educa.
- Rosenbaum, P. R. (2002). *Observational Studies* (segunda edición). New York: Springer.
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55. DOI: <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>

- Rossignolo, D. (2022). Efecto de la Asignación Universal por Hijo en la reducción de disparidades regionales en Argentina. *Lecturas de Economía*, 96, 71-99. DOI: <https://doi.org/10.17533/udea.le.n96a345762>
- Ruel, M. & Alderman, H. (2013). Nutrition-Sensitive Interventions and Programs: How Can They Help Accelerate Progress in Improving Maternal and Child Nutrition? *The Lancet*, 382, 536-551. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)60843-0](http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736(13)60843-0)
- Salvia, A., Tuñón, I. & Poy, S. (2015). Asignación Universal por Hijo para Protección Social: impacto sobre el bienestar económico y el desarrollo humano de la infancia. *Población y sociedad*, 22(2), 101-134. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/pdf/3869/386943136004.pdf>
- Serio, M. & Herrera, M. (2021). Impacto del programa Asignación Universal por Hijo en los resultados educativos y las tareas de los estudiantes en Argentina. *Education Policy Analysis Archives*, 29(1). DOI: <https://doi.org/10.14507/epaa.29.5195>
- Stuart, E. A. (2010). Matching methods for causal inference: A review and a look forward. Baltimore, MD: Johns Hopkins Bloomberg School of Public Health.
- UNICEF (2013). *Improving Child Nutrition: The achievable imperative for global progress*. New York: UNICEF.
- Victoria, C. G., de Onis, M., Hallal, P., Blössner, M. & Shrimpton, R. (2010). World-wide timing of growth faltering: Revisiting implications for interventions. *Pediatrics*, 125(3), 473-480. DOI: <https://doi.org/10.1542/peds.2009-1519>
- Wagstaff, A. & Watanabe, N. (2000). *Socioeconomic inequalities in child malnutrition in the developing world*. World Bank, Policy Research Working Paper No. 2434. Recuperado de: <https://openknowledge.worldbank.org/server/api/core/bitstreams/24e5b9b5-74b3-5826-8af3-fabd18e682b9/content>
- Walsh, M. Poy, S. & Tuñón, I. (2020). El impacto de las condicionalidades de salud en los programas de transferencias condicionadas de dinero: el caso de la AUH en Argentina. *Revista Desarrollo y Sociedad*, 157-192. doi: 10.13043/DYS.85.4
- World Health Organization (WHO) and the United Nations Children's Fund (UNICEF), 2021. Progress on household drinking water, sanitation and hygiene 2000-2020: five years into the SDGs. Geneva.
- World Health Organization (1995). El estado físico: uso e interpretación de la antropometría: informe de un Comité de Expertos de la OMS. Ginebra: OMS.

© 2024 por los autores; licencia no exclusiva otorgada a la revista Estudios económicos. Este artículo es de acceso abierto y distribuido bajo los términos y condiciones de una licencia Atribución-No Comercial 4.0 Internacional (CC BY-NC 4.0) de Creative Commons. Para ver una copia de esta licencia, visite <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>

