



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE TUCUMÁN



FACULTAD DE
CIENCIAS ECONOMICAS
UNIVERSIDAD NACIONAL TUCUMAN

ASIGNACIÓN UNIVERSAL POR HIJO Y FERTILIDAD

Autor: Osores Cuesta, María Paula

Director: Cerro, Ana María

2021

Trabajo de Seminario: Licenciatura en Economía

RESÚMEN

En diciembre de 2009 el gobierno Argentino anunció la llegada de la Asignación Universal por Hijo, un programa de transferencias monetarias que actualmente conforma uno de los pilares de la política social argentina destinada a los niños y adolescentes más vulnerables. Su implementación se justificaba dada la alta proporción que éstos representaban en el total de la población pobre en ese momento.

El objetivo de este trabajo es analizar si la AUH tiene un efecto no intencionado en la fertilidad, utilizando una base de datos que cuenta con información sobre los beneficiarios del programa, lo cual permitirá, por un lado, prescindir de la estrategia Intention-to-Treat (ITT, mediante la cual se separan por grupos de tratamiento y control de acuerdo a las características de los padres que los hacen elegibles o no para percibir la asignación) para estimar los efectos marginales y por otro, comparar los grupos obtenidos mediante esta estrategia con aquellos que efectivamente resultan beneficiarios del programa.

Aplicando dos modelos (Probit y Poisson) se encuentra que la AUH tiene un efecto positivo y significativo en la fertilidad sólo para aquellas mujeres que, al momento de la implementación de la política, tenían al menos un hijo. Adicionalmente, se estima cómo cambia este efecto a medida que aumenta la proporción del monto de la AUH en relación al ingreso total de los hogares.

PRÓLOGO

En diciembre de 2009 el gobierno nacional argentino anunció la implementación del subsistema no contributivo de Asignación Universal por Hijo para Protección Social (AUH), destinado a aquellos niños, niñas y adolescentes menores de dieciocho años que pertenezcan a grupos familiares que se encontraban desprotegidos por el sistema contributivo de la seguridad social, ya sea por estar desocupados o con empleo informal. La AUH es un programa de transferencia monetaria mediante el cual se otorga una suma de dinero por cada hijo menor de dieciocho años hasta un máximo de cinco hijos. Su objetivo fue reducir los niveles de pobreza y, a través de incentivos a la formación de capital humano, mayor inversión en educación, salud y nutrición, se espera que contribuya a la ruptura de transmisión intergeneracional de la pobreza.

El profesor James Heckman junto con otros economistas, psicólogos, estadísticos y neuro-científicos mostraron que el desarrollo durante la primera infancia influye directamente en la economía, la salud y las consecuencias sociales para los individuos y la sociedad. Por lo tanto, si ésta interviene suficientemente pronto, se puede mejorar las habilidades cognitivas, socioemocionales y la salud de los niños en desventaja. Las intervenciones tempranas en el ciclo de la vida de los niños en desventajas tienen retornos económicos mucho mayor que los retornos de las intervenciones tardías, como los entrenamientos públicos de trabajo, programas de rehabilitación a los convictos, programas de alfabetización a los adultos, etc.

Sin embargo, desde el momento de su implementación, se ha puesto en debate si ésta tiene algún efecto no deseado en las tasas de

fecundidad. Dado que los beneficiarios de la AUH en general pertenecen a los quintiles más bajos de la distribución del ingreso, si efectivamente existe tal impacto, se entiende que más niños van a nacer en entornos carenciados y al estar en desventaja contribuirá a una desigualdad cada vez mayor. Si esto no se tiene en cuenta y no se aplican las políticas adecuadas, traerá consecuencias al largo plazo en el crecimiento en la economía.

Actualmente se han llevado a cabo tres estudios que evalúan si la AUH impacta en la fertilidad. Sus hallazgos evidencian un efecto positivo y significativo en la fertilidad. Sin embargo, estos trabajos utilizan datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), la cual no permite identificar a los beneficiarios del programa, por lo que las estimaciones fueron obtenidas utilizando la estrategia de intention to treat (ITT).

El presente trabajo pretende analizar empíricamente si la AUH tiene un efecto sobre la fertilidad a partir de los datos de Encuesta Nacional de Protección y Seguridad Social (ENAPROSS) la cual, a diferencia de la EPH, sí permite identificar a los hogares que reciben la AUH. La utilización de estos datos permitirá observar si los hogares que quedan incluidos dentro del grupo de tratamiento, mediante la estrategia ITT, son quienes de hecho acceden al beneficio. En particular, es interesante conocer si las estimaciones obtenidas con estos datos son consistentes con aquellas encontradas por los otros autores.

CAPITULO I

Transferencias monetarias

Sumario: 1.-Programas de Transferencias Condicionadas vs Programas de Transferencias No Condicionadas; 2.- Programa de transferencias monetarias en América Latina; 3.-Literatura existente.

1.- ProgramasdeTransferenciasCondicionadasvsProgramasde TransferenciasNoCondicionadas

Los programas de transferencias monetarias condicionadas (TMC) son instrumentos de política pública que tienen como objetivo proteger de las crisis económicas a los sectores más vulnerables de una sociedad y, al mismo tiempo, reducir los niveles de pobreza entregandouna suma de dinero en forma periódica a los hogares que reúnan ciertas características, a cambio de cumplir condiciones de comportamiento específicas.

La condicionalidad consiste en la obligatoriedad por parte de los destinatarios de dar cumplimiento a ciertas condiciones como la asistencia escolar de los niños, la vacunación, el cumplimiento de controles médicos y de nutrición, y la capacitación. Estas condicionalidades buscan crear incentivos a la formación de capital humano, promoviendo una mayor inversión en educación, salud y nutrición.

Por lo tanto, los programas de TMC buscan terminar con la reproducción intergeneracional de la pobreza a través del desarrollo del capital humano, lo cualpermitirá una mayor inserción en el mercadolaboral ligado a mejores condiciones de trabajo y, al mismo tiempo, proteger a las

familias pobres del desempleo mejorando su calidad de vida. Es decir, combinan objetivos de asistencia o reducción de la pobreza en el corto plazo con la superación de la pobreza en el largo plazo, mediante estrategias de acumulación de capital humano.

Sin embargo, algunos gobiernos han implementado programas de transferencias monetarias no condicionales (TMNC), es decir que no requieren ninguna condición por parte de los receptores. Estos programas se han desarrollado bajo la premisa de que dar efectivo a los ciudadanos les permite tener autonomía sobre sus propias vidas. Pueden ser puntuales o recurrentes: las transferencias de dinero no condicionadas puntuales implican una transferencia única o durante un corto período de tiempo, con la intención de proporcionar dinero a las personas que podrían usar para gastos a corto plazo. Por otro lado, las transferencias continuas o recurrentes ofrecen una pequeña suma de dinero periódicamente, lo que permite a los receptores ahorrar a un ritmo mayor o gastar más. En general, las TMNC tienen más probabilidades de ser puntuales que recurrentes. Este tipo de programas son políticas que se aplican principalmente en países de África, como Kenya, Malawi y Zambia.

En los últimos años, la mayoría de los países de América Latina cuentan con políticas de protección social que toman la forma de transferencias de dinero condicionadas, ya que el objetivo no es solo reducir la pobreza sino también mejorar algunos indicadores fundamentales para el bienestar de una sociedad como la salud o la educación y, consecuentemente, mejorar la calidad de vida de la población. Estos programas también forman parte del paquete de políticas de asistencia social que se aplican en algunos países de Europa y Asia.

2.-Programas de Transferencias Monetarias en América Latina

Las transferencias monetarias se han convertido en un importante componente de protección social en muchos países, especialmente en América Latina. Estas transferencias de dinero se encuentran condicionadas al cumplimiento de responsabilidades por parte de las familias, sin embargo éstas a veces no han sido objeto de controles.

Los primeros Programas de Transferencia Monetarias condicionadas a las familias implementados en América Latina comenzaron a ejecutarse a mediados de la década del noventa en Brasil, México y Honduras y, durante la primera década del siglo XXI se han diseminado en otros países de la región, constituyéndose en instrumentos centrales de las políticas de reducción de pobreza.

Actualmente la mayoría de los países latinoamericanos cuenta con algún esquema de transferencias de ingresos a los hogares. Más allá de sus diferencias, puede decirse que estas iniciativas tienen bases conceptuales comunes y combinan objetivos de asistencia o reducción de la pobreza en el corto plazo con la superación de la misma en el largo plazo, mediante estrategias de acumulación de capital humano.

El **Programa de Asignación Familiar (PRAF)** comenzó en 1990 en Honduras como un programa de emergencia que entregaba subsidios sin responsabilidades (TMNC) a familias en situación de extrema pobreza con hijos menores de catorce años cursando hasta sexto grado de primaria, menores de cinco años con discapacidad o riesgo de desnutrición, mujeres embarazadas o dando lactancia y/o adultos mayores. Entre los años 1998 y 2006 operó en paralelo con el proyecto piloto PRAF/BID II financiado por el BID que atendía a distintos beneficiarios y ofrecía sus propias

transferencias.¹ El mismo consistió en transferencias de bonos de acuerdo a los miembros de familias pobres con un máximo de tres hijos, para el caso del bono materno infantil (hijos menores de cinco años y mujeres embarazadas) y una transferencia por familia a quienes cumplían las siguientes condiciones: controles regulares para las mujeres embarazadas y niños menores de tres años de edad, matriculación en las escuelas y asistencia regular de los niños entre seis y doce años, quienes no hubiesen completado cuarto grado.

A partir de 2007 comienza un esfuerzo por homologar su estructura operativa. En la actualidad consiste más bien en un organismo que ejecuta un conjunto de bonos para diversas poblaciones llamado Bono Vida Mejora partir del 2010.

En 1997 surgió en México el programa **Progres**a (Programa de Educación, Salud y Alimentación) que atendía únicamente zonas rurales. En 2001 cambió al actual nombre “**Oportunidades**” y comenzó su expansión a zonas semi-urbanas y urbanas. Este programa transfería dinero a mujeres jefas de hogar o esposas de jefes de hogar con hijos menores que cumplan con un mínimo de 85% de asistencia escolar, mujeres embarazadas que se realizaban una determinada cantidad de controles prenatales y postnatales y cumplían de controles de salud por parte de toda la familia.² Las transferencias de dinero por hogar variaron según la edad y el género de los niños, con pagos mayores para las niñas en los grados de educación superior. Desde su inicio ha sido uno de los programas con la mayor cantidad de evaluaciones de impacto en distintos ámbitos. En los últimos años incorporó nuevas transferencias monetarias como el apoyo energético, el

¹ Consulta en internet: <https://dds.cepal.org/bpsnc/programa?id=18>

² Consulta en internet: <https://dds.cepal.org/bpsnc/programa?id=22>

apoyo a adultos mayores y el apoyo alimentario “Vivir mejor” que tenía el objetivo de paliar la crisis provocada por el alza internacional de los precios de los alimentos.

En 2014 es reemplazado por **Prospera**, un programa de inclusión social que articula y coordina la oferta institucional de programas y acciones de política social, incluyendo aquellas relacionadas con el fomento productivo, generación de ingresos, bienestar económico, inclusión financiera y laboral, educación, alimentación y salud, bajo esquemas de apoyos que les permitan a las familias mejorar sus condiciones de vida y aseguren el disfrute de sus derechos sociales y el acceso al desarrollo social con igualdad de oportunidades.

El Programa **Red de Protección Social de Nicaragua** (RPS) funcionó entre 2000 y 2006 con apoyo financiero del BID y ofrecía dos tipos de transferencias monetarias condicionadas sobre nutrición/ salud y educación a las familias pobres que cumplieran con un conjunto de condiciones. En el componente educación se entregaban transferencias monetarias, apoyo en materiales escolares e incentivos a la oferta educativa. En el componente salud - nutrición se proporcionaron transferencias en dinero, educación nutricional y de salud, un paquete básico de atención en salud para niños menores de cinco años de edad e incentivos a la oferta de salud. El programa RPS emplea una aproximación tipo transferencias condicionadas: de esta manera, las familias pierden los beneficios del programa sí: a) sus hijos presentan seis o más días de inasistencias injustificadas a la escuela, b) sus hijos no alcanzan el objetivo de promoción de grado escolar y, c) no asisten regularmente a los controles preventivos de salud y a las actividades de educación en salud primaria y nutrición.³ En

³Consulta en internet: <https://dds.cepal.org/redesoc/portal/proyectos/ficha/?id=198>

2007 fue reemplazado por el Gobierno de Reconciliación y Unidad Nacional con nuevos programas con orientación productiva.

Vale la pena mencionar algunos programas que se llevan a cabo en la región y que son importantes debido a que cubren una gran parte de los sectores más desprotegidos de la sociedad. Consisten en un conjunto de bonos destinados a diferentes poblaciones cuyos beneficios y requisitos para acceder a ellos varían de acuerdo al tipo de bono.

El Programa Bolsa Familia se origina en 2003 en Brasil. Es el programa de transferencias condicionadas más grande de la región en cuanto a cobertura. Desde 2012 incorpora un beneficio para la superación de la extrema pobreza, que cubre la diferencia entre el ingreso per cápita familiar y el valor de la línea de extrema pobreza (ingreso mensual per cápita de hasta R\$85).⁴ En cuanto a las condicionalidades en el área de educación se debe cumplir con la asistencia escolar mínima de 85% para niños/as y adolescentes entre seis y quince años y en lo referente a salud: cumplimiento del calendario de vacunaciones y controles de crecimiento y desarrollo para niños/as menores de siete años, asistencia a controles pre natales y acompañamiento de madres lactantes.

El programa **Seguridades y Oportunidades (SSyOO)** en Chile comenzó en 2012 y combina transferencias condicionadas y no condicionadas. Fue diseñado sobre tres pilares fundamentales: 1) el pilar de dignidad, que contempla transferencias no condicionadas a todas las personas que se encuentren en situación de extrema pobreza; 2) el pilar de deberes, que comprende transferencias condicionadas para familias en situación de extrema pobreza cuyos hijos se encuentren con sus controles de

⁴Consulta en internet: <https://dds.cepal.org/bpsnc/programa?id=6>

salud al día y cumplan con la asistencia escolar; 3) el pilar de logros, que prevé transferencias condicionadas dirigidas al 30% de las familias de menores ingresos; los logros que se premian son el rendimiento escolar y el trabajo de la mujer.⁵

También existen programas de menor envergadura pero no por eso dejan de ser importantes como políticas de protección social, ya que promueven a que las familias y personas accedan a mejores condiciones de vida, a través de la superación de la pobreza extrema y vulnerabilidades sociales que les afecten.

Más Familias en Acción en Colombia es un programa que se compone de dos bonos, uno de nutrición y otro de educación, hasta un máximo de tres beneficiarios por familia. Se dan transferencias mayores para ciudades grandes y niveles educativos mayores. Entro en vigencia en el año 2001 y a partir de 2006 forma parte de un sistema de articulación de diversos componentes del sistema de protección social. En 2011 se rediseñaron los criterios de focalización, los montos de las transferencias por zonas geográficas y grado educativo, y las reglas de salida. Este programa también se destaca por la inclusión de las familias desplazadas por la violencia interna.⁶

A partir de 2003 Ecuador puso en marcha el programa **Bono de Desarrollo Humano**. El programa incluye a familias con niñas y niños menores de dieciséis años, así como a adultos mayores y personas con

⁵Consulta en internet: <https://dds.cepal.org/bpsnc/programa?id=61>

⁶Consulta en internet: <https://dds.cepal.org/bpsnc/programa?id=12>

discapacidad. Consiste en un beneficio por familia dependiendo del número de menores en el hogar pero con un máximo de USD 150.⁷

En Guatemala entra en vigencia en el año 2012 el programa **Bono Social**, es un programa de transferencias monetarias condicionadas coordinado por el Ministerio de Desarrollo Social (MIDES), dirigido a las familias que viven en condiciones de pobreza y extrema pobreza, con el cual se busca incrementar la tasa de escolaridad de los niños/as, así como mejorar su estado de salud y nutrición. Este programa apoya la Estrategia Nacional para la Prevención de la Desnutrición Crónica.⁸ Este programa forma parte del pacto "Hambre Cero" del gobierno guatemalteco y consiste en una transferencia por familia mensual.

Otros programas que se lanzaron a partir del año 2000 y que continúan vigentes en la actualidad, vinculan las familias en condición de pobreza a transferencias condicionadas y promueven el acceso a los servicios y bienes del estado y cuyo objetivo es mejorar la calidad de vida de sus participantes.⁹ Estos programas en general tienen las mismas características en cuanto a las corresponsabilidades y población objetivo, sin embargo se diferencian en la modalidad del beneficio, algunos implican una transferencia plana por familia mientras que en otros el monto percibido por las familias receptoras depende de la composición familiar.

Los programas de transferencias monetarias condicionadas mencionados anteriormente tienden a tener un impacto significativo sobre las situaciones de pobreza e indigencia y, al mismo tiempo, estimulan la

⁷Consulta en internet: <https://dds.cepal.org/bpsnc/programa?id=15>

⁸Consulta en internet: <https://dds.cepal.org/bpsnc/programa?id=56>

⁹Como los programas: Juntos en Perú (2005), Tekoporâ en Paraguay (2005), Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social (PANES) en Uruguay (2005), Red de Oportunidades en Panamá (2006), Progresando con Solidaridad en República Dominicana (2012).

permanencia de niños y jóvenes en el sistema educativo formal, o bien, su retorno al mismo en caso de deserción escolar.

3.- Literatura Existente

Cuando se evalúa el impacto de estos programas de transferencias monetarias sobre diferentes indicadores macroeconómicos, una cuestión que resulta de gran interés es si éstos inducen a las mujeres a tener un mayor número de hijos, especialmente aquellos programas que otorgan un beneficio que varía de acuerdo a la cantidad de hijos menores en el hogar. Es por ello que diversos estudios se han realizado para evaluar el efecto sobre la fertilidad de los distintos programas de transferencias de dinero llevados a cabo por los gobiernos en varios países, principalmente en los de medianos y bajos ingresos.

En la literatura existente se han encontrado efectos mixtos, débiles o no significativos de los subsidios infantiles, los cuales dependen de las características de cada programa.

Stecklov et al. (2007), utilizando datos de panel de programas de transferencias monetarias condicionadas en tres países latinoamericanos (Honduras, México y Nicaragua), realizaron un estudio comparativo donde evalúan los efectos no intencionados de programas de pobreza sobre la maternidad. Sus hallazgos muestran que el programa en Honduras creó grandes incentivos para la maternidad y elevó la fertilidad entre dos y cuatro puntos porcentuales.¹⁰

¹⁰ STECKLOV, Guy y otros, Unintended effects of poverty programmes on childbearing in less developed countries: Experimental evidence from Latin America, en *Population Studies*, Año 2007, Volumen 61, Número 2, pág. 125.

Los programas de TMC en los otros dos países, México y Nicaragua, no tenían los mismos incentivos no intencionados para la maternidad (los beneficios percibidos por los hogares incluidos en el programa son por familia, independientemente del número de hijos menores), y en estos países no se encontró un impacto significativo en la fertilidad.

Milligan (2005), explotó la introducción de una política de transferencia pro-natalista en la provincia canadiense de Quebec (que pagó hasta C\$ 8.000 a las familias que tienen un hijo) para estudiar su impacto sobre la fertilidad y encuentra un fuerte efecto de la política; un aumento del 25% en la fertilidad para las familias elegibles en relación al monto total. Además estima que un aumento de C\$ 1.000 en los beneficios del primer año aumenta la probabilidad de tener un hijo en 16.9%.¹¹ Esta evidencia respalda la hipótesis de que los precios son importantes para las decisiones de fertilidad familiar.

Cohen, Dehejia, y Romanov (2013), investigan empíricamente el efecto de los incentivos financieros de un programa implementado por el gobierno de Israel en las decisiones de fertilidad, tomando como referencia para su análisis un trabajo realizado por Becker (1960), quien argumenta que los niños deben ser analizados como bienes durables de consumo y producción. Dentro del marco de Becker, la demanda de niños responde a los cambios en el precio de un niño marginal. Los autores evalúan esta hipótesis, así como la conjetura de Becker sobre el efecto limitado de cambios de ingresos en la fertilidad. Explotan la variación en el subsidio infantil marginal, el cual depende del número de hijos en el hogar, para identificar el impacto de los cambios en el precio de un niño marginal en la

¹¹ MILLIGAN, Kevin, Subsidizing the stork. New evidence on tax incentives and fertility, en Review of Economics and Statistics, Año 2005, Volumen 87, Numero 3, pág. 26.

fertilidad y encuentran un efecto positivo que varía a través de distintos subgrupos religiosos, étnicos, económicos y de edad. Un incremento mensual de 150 NIS (aproximadamente USD34) en el subsidio infantil marginal produce un aumento de 0.99 puntos porcentuales en la probabilidad de embarazo. De acuerdo con la conjetura de Becker (1960), encuentran que la magnitud del efecto ingreso sobre la fertilidad es uniformemente pequeña, en comparación con los efectos en los precios.¹²

En general, los resultados sugieren que las políticas que cambian el precio de un niño marginal pueden ser un instrumento eficaz para los gobiernos que buscan influir en la tasa de fertilidad.

Por el contrario, Palermo et al.(2015) utilizando datos del *Zambian Child Grant Program (CGP)*, un programa de transferencias monetarias incondicionales a gran escala dirigido a hogares con niños menores de cinco años, estudian si influye significativamente sobre la fertilidad. El objetivo general del CGP es reducir la pobreza extrema y romper la transmisión intergeneracional de la pobreza proporcionando una transferencia mensual fija de aproximadamente USD12 (independientemente del tamaño de la familia) a todos los hogares que califican en las áreas del programa.¹³ Los resultados obtenidos indican que no hay evidencia significativa de un impacto del programa en la fertilidad.

Desde una perspectiva política, estos hallazgos son importantes porque demuestran que un programa de protección social dirigido a familias

¹² COHEN, Alma, DEHEJIA, Rajeev y ROMANOV, Dimitri. *Financial incentives and fertility*. en *Review of Economics and Statistics*, Año 2013, Volumen 95, Número 1, pág. 2.

¹³ PALERMO, Tia y otros, *Unconditional government social cash transfer in Africa does not increase fertility*, en *Innocenti Working Paper*, (UNICEF Office of Research, Florencia, Año 2015), Número 9, pág 7.

con niños pequeños no necesariamente crea la consecuencia involuntaria de una mayor fertilidad.

Por otro lado, M. E. Khan, Avishek Hazra, Aastha Kant, y Moazzam Ali hacen una revisión sistemática de trabajos publicados entre 1994 y 2016 que trataron el uso anticonceptivo o la fertilidad solo como resultados indirectos o no intencionados y sintetizan la evidencia del impacto de transferencias monetarias condicionadas y no condicionadas sobre la fecundidad en países de medianos y bajos ingresos. Los estudios fueron de siete países: Honduras, Kenya, Malawi, México, Nicaragua, Sudáfrica y Zambia, con siete diferentes programas TMC o TMNC.¹⁴

Los estudios revisados mostraron que dichos programas fueron usados para mejorar la educación y la salud materno infantil, al mismo tiempo que aumentan la calidad de vida de los niños. Stecklov (2007) argumentó que los programas de TMC, mediante sus efectos sobre el ingreso y los precios, tienen el potencial de afectar la relación entre calidad y cantidad de niños y así, sobre la fertilidad¹⁵

De los trabajos revisados, dos documentaron un impacto significativo de estos programas sobre los resultados de fertilidad y mostraron un incremento en la cantidad de nacimientos (Stecklov et al. 2007; Arena et al. 2015). Cuatro estudios mostraron un impacto negativo sobre la fertilidad medido a través de un incremento en el espacio entre los partos de una mujer y una reducción en la probabilidad de embarazo (Todd et al. 2012; Handa et al. 2015; Rosenberg et al. 2015; Palermo et al. 2016). Tres estudios no encuentran evidencia de un efecto en los indicadores de fertilidad (Stecklov

¹⁴KHAN, M.E, y otros, Conditional and unconditional cash transfers to improve use of contraception in low and middle income countries: A systematic review, en Studies in Family Planning (Diciembre, 2016), Volumen 47, Número 4, Pág. 375.

¹⁵ STECKLOV, Guy y otros, Loc.Cit., pág.127.

et al. 2007; Darney et al. 2013; Baird et al. 2010; Baird, Craig, and Ozler 2011) y tres mostraron un impacto positivo sobre el uso de anticonceptivos (Lamadrid-Figueroa et al. 2008; Feldman et al. 2009; Palermo et al. 2016).

Una cuestión clave en la manifestación de incentivos no intencionales dentro de los programas puede estar vinculada a las reglas de inscripción y extensión del programa. Si los beneficiarios conocen los objetivos y las reglas en torno a la calificación del programa, especialmente si éstos se fijan en la inscripción sin la posibilidad de aumentar los beneficios al aumentar posteriormente el número de niños en el hogar (la cantidad transferida es el principal incentivo para influenciar el comportamiento de los miembros del hogar), los programas pueden ser más capaces de proteger contra incentivos no deseados.¹⁶

¹⁶PALERMO, Tia y otros, Loc.Cit., pág. 20.

CAPITULO II

Transferencias Monetarias: El caso de Argentina

Sumario: 1.-Revisión de la bibliografía; 2.- Asignación Universal por Hijo.

1.- Revisión de la bibliografía

En relación a la AUH y su posible impacto sobre las tasas de fertilidad son pocos los estudios que se llevaron a cabo hasta el momento. En parte debido a la escasez de datos que contienen información sobre los beneficiarios de la asignación universal por hijo.

Los primeros autores que estudiaron el Impacto de la Asignación Universal por Hijo sobre la Tasa de Fecundidad fueron Pacharoni Víctor y Ronconi Lucas, quienes usando como variable dependiente la tasa de fecundidad, analizan su evolución en el tiempo y observan que desde 2003 hasta 2009 la tendencia de la tasa de fecundidad tenía un comportamiento decreciente y que transcurrido un año de la implementación de la AUH, la tasa de fecundidad aumenta bruscamente en el primer trimestre de 2010. Este salto de la tasa de fecundidad de aproximadamente 25% se lo atribuyen a la asignación como efecto de corto plazo, que luego se estabiliza en un 10%.¹⁷

Además por medio de un modelo de efectos fijos con una tendencia lineal, relacionan dicha tasa con la probabilidad de recibir la AUH y

¹⁷PACHARONI, Víctor y RONCONI, Lucas, El Impacto de la Asignación Universal por Hijo sobre la Tasa de Fecundidad, en Anales AAEP. (Noviembre 2014), passim.

encuentran que ésta no es homogénea entre las mujeres sino que varía sustancialmente dependiendo de sus características socioeconómicas.

En 2015 Garganta, Gasparini, Marchionni y Tappatá, utilizando datos de panel evalúan el efecto de las transferencias de dinero sobre la fertilidad para Argentina y observan si la susceptibilidad de recibir la AUH afecta a la probabilidad de tener un hijo. Las estimaciones sugieren un impacto significativo del 2% en hogares con al menos un hijo, pero ningún efecto sobre los hogares sin hijos.¹⁸

Por último, Mejail y Tejeda (2016) analizan empíricamente si la posibilidad de recibir la AUH influye significativamente en la probabilidad de tener un nuevo hijo. Encuentran un impacto de 1,07% pero este efecto no es homogéneo, es mayor para mujeres de entre veintiséis y treinta y seis años, con educación baja, en hogares con ambos padres y con menos de cinco hijos.¹⁹

Estos trabajos utilizan una metodología de diferencias en diferencias para lo cual requieren datos del momento antes y después de la implementación de la AUH para evaluar su impacto. Es por ello que todos utilizaron como base de datos la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). Esta encuesta no permite identificar a los beneficiarios de la AUH, por lo tanto implementan la estrategia de Intention to Treat (ITT) para realizar el análisis. Específicamente separan por grupos de tratamiento y control de acuerdo a las características de los padres que los hacen elegibles o no para percibir la asignación.

¹⁸GARGANTA, Santiago y otros, The Effect of Cash Transfers on Fertility: Evidence from Argentina, en Population and Research Policy Review (Octubre2017), Número36, pág 1.

¹⁹MEJAIL y TEJEDA, Asignación universal por hijo y fertilidad, trabajo de seminario, Facultad de Ciencias Económicas, UNT, (Tucuman, 2016), passim.

2.- Asignación Universal por Hijo

En diciembre de 2009, mediante el Decreto 1602/09, el gobierno nacional argentino anunció la implementación del subsistema no contributivo de Asignación Universal por Hijo para Protección Social (AUH), destinado a aquellos niños, niñas y adolescentes menores de 18 años (o sin límite cuando se trate de discapacitados) que pertenezcan a grupos familiares que se encontraban desprotegidos por el sistema contributivo de la seguridad social, ya sea por estar desocupados o con empleo informal. Su objetivo fue mejorar la calidad de vida y el acceso a la educación de niños, niñas y adolescentes.

La AUH es uno de los pilares de la política social argentina destinada a los niños y adolescentes más vulnerables. Según los cálculos de Cruces y Gasparini en 2009, del total de la población pobre, más del 40% eran niños/as menores de quince años y más del 60% eran menores de veinticinco años.²⁰

Tabla 1: Distribución etaria de la pobreza monetaria

Distribución etaria	Pobres	No pobres	Diferencia
0-15 años	41%	22%	19***
16-25 años	20%	17%	3,6***
26-40 años	20%	24%	-4,3***
41-64 años	17%	26%	-8,9***
Mayores de 65 años	2%	12%	-9,4***
Total	100%	100%	

Nota: ***: diferencia significativa al 1%.

Fuente: Elaboración de Cruces y Gasparini (2010) sobre la base de EPH 2009.

²⁰ GASPARINI, Leonardo y CRUCES, Guillermo, Las Asignaciones Universales por Hijo: Impacto, Discusión y Alternativas, en Revista Económica, Año 2010, Número 56, pág. 6.

La AUH es un programa de transferencia monetaria condicionada, mediante la cual se otorga una suma de dinero por cada hijo menor de dieciocho años hasta un máximo de cinco hijos. Los titulares del beneficio perciben mensualmente el 80% de monto²¹, mientras que el 20% restante se acumula y es accesible una vez al año solo a quienes hayan presentado la Libreta de Asignación Universal que acredite la asistencia a la escuela y los controles de salud de los niños. La concentración etaria de la pobreza en la niñez, adolescencia y juventud temprana justifica que exista una política que transfiera ingresos a las familias con hijos menores.

Al momento de su implementación, el beneficio consistía en una cuota mensual de \$180 por hijo menor de dieciocho años. De acuerdo a los valores de Marzo de 2021, la cuota total es de \$4.017 por hijo menor de dieciocho años y por embarazo y \$13.090 por hijo con discapacidad lo que representa un gasto total de \$242.150.000.000 (incluido en este gasto total se encuentra la ayuda escolar anual).²²

Entre 2010 y 2011 se amplió el alcance de la AUH a los empleados de casas particulares, trabajadores de temporada, monotributistas sociales y mujeres embarazadas (que consistió de un nuevo programa, la Asignación por Embarazo para Protección Social), esta última contribuye a la disminución de la mortalidad infantil en menores de un año y a mejorar la calidad del proceso de embarazo, parto y puerperio de las mujeres.

²¹El monto varía de acuerdo a la zona geográfica, las personas que residen en la región definida como Zona 1 que comprende a las provincias de La Pampa, Chubut, Neuquén, Río Negro, Santa Cruz, Tierra del Fuego, Antártida e Islas del Atlántico Sur y el Partido de Patagones, provincia de Buenos Aires, cobran un monto mayor en relación con el resto de las provincias

²²Consulta en internet: https://www.economia.gob.ar/onp/presupuesto_ciudadano/

En 2015 inicia la Ayuda Escolar Anual, por medio de la cual se entrega al titular del beneficio una cantidad equivalente al monto del beneficio mensual por cada hijo en edad escolar al inicio del ciclo lectivo.

Sin embargo, la creciente cobertura no ha sido acompañada por una reducción significativa de la pobreza medida por ingresos en la niñez. Según los últimos datos publicados por el Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF) en diciembre de 2018, un 42% de los niños, niñas y adolescentes viven bajo la línea de pobreza (5,5 millones) y un 8,6% vive en hogares que no alcanzan a cubrir la canasta básica de alimentos. Por su parte, el 48% de los niños, niñas y adolescentes (6,3 millones) sufren al menos una privación en sus derechos básicos y fundamentales, de los cuales el 20% corresponden a privaciones severas.²³ De este modo, resulta relevante analizar la suficiencia del nivel de los beneficios otorgados por la AUH y su efectividad como herramienta para romper la reproducción intergeneracional de la pobreza.

Con respecto al impacto directo de las transferencias monetarias de la AUH sobre la pobreza y la desigualdad, en un informe realizado en 2017 por la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Buenos Aires, el Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales de la Universidad Nacional de La Plata, el Consejo Nacional de Coordinación de Políticas Sociales, el Ministerio de Desarrollo Social y la ANSES, se ha estimado que, en el año de su implementación, la AUH generó una mejora de casi un 30% en el ingreso promedio de los percentiles más bajos de la distribución,

²³PAZ, Jorge y otros, Pobreza monetaria y privaciones no monetarias en Argentina, Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia, (Noviembre de 2018), passim.

mientras que no hubo cambios para el más rico.²⁴ Además, dicho informe revela que a seis años de su implementación, ese efecto se mantuvo aunque algo más suavizado.

En consecuencia, se comprueba que el impacto social es significativo, aunque dista de ser determinante en términos de eliminar la pobreza o reducir fuertemente la desigualdad. El impacto del programa es ligeramente superior en 2015, respecto del primer año de su implementación (2010). Esta diferencia responde a un subsidio por hijo algo mayor en términos reales y una cobertura del programa más extendida. La transferencia monetaria asociada a la AUH implica un aumento del ingreso familiar, que en algunos casos es suficiente para elevar el ingreso del hogar por sobre el umbral de la línea oficial de pobreza. En contraste, en familias de menores recursos, la AUH no cambia el estatus de pobreza, aunque contribuye a reducir la distancia a la línea. Así, el mayor impacto de la AUH surge de incrementar el ingreso de los pobres de menores recursos, lo cual contribuye al aumento en su nivel de vida, aunque no a la superación de su estado de pobreza.²⁵

Como el beneficio que se otorga es por hijo, se establece una relación directa entre el tamaño de la asignación y la cantidad de hijos menores de dieciocho años en el hogar beneficiario, lo cual podría generar incentivos no intencionados en las parejas a tener un mayor número de hijos. Estos resultados indirectos se podrían contraponer con los objetivos del programa, de romper con el ciclo intergeneracional de la pobreza a largo

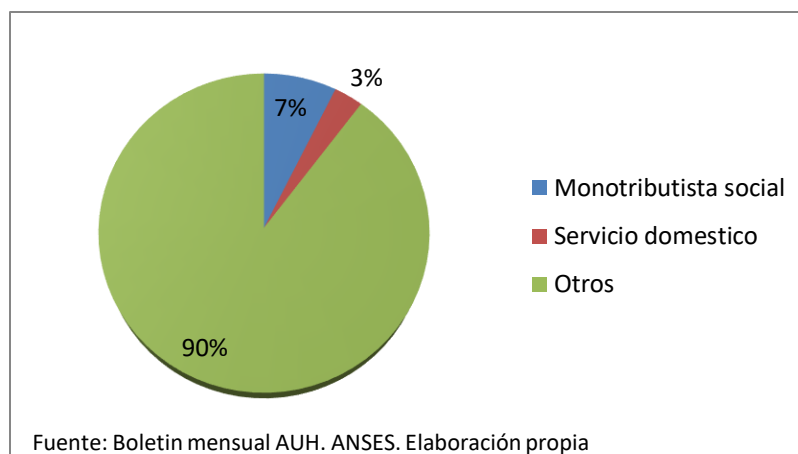
²⁴Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF), ANSES, Ministerio de Desarrollo Social de la Nación, Consejo de Coordinación de Políticas Sociales, Análisis y propuestas de mejoras para ampliar la Asignación Universal por Hijo 2017. (Diciembre 2017), Número 1, pág. 251.

²⁵Ibidem, pág. 253.

plazo, ya que más niños van a nacer en entornos carenciados y al estar en desventaja contribuirá a una desigualdad cada vez mayor.

Según los datos actualizados del último boletín del ANSES, la AUH cubre a 4.359.317 niños y adolescentes²⁶ y a 2.468.309 titulares.²⁷ Además dentro de los beneficiarios se los puede distinguir de acuerdo a la situación del mayor asociado, como se muestra en el siguiente gráfico.

Gráfico 1: Beneficiarios de la AUH según situación del titular a cargo.



Por otro lado, se observa que los titulares de la AUH son en su mayoría mujeres y que además dentro de los rangos etarios la mayor parte de los titulares se concentran entre los veinte y veintinueve años. El 51.8% de esos titulares cobró la asignación por un solo hijo, el 28.1% por dos, y un 20.1% por tres hijos o más.²⁸

²⁶ ANSES, Asignación universal por hijo para protección social, (Diciembre 2020), pág 4.

²⁷ Ibidem, pág. 11.

²⁸ Consulta en internet: <https://www.anses.gob.ar/informacion/datos-abiertos-asignaciones-universales>

Grafico 2: Titulares de la AUH según sexo

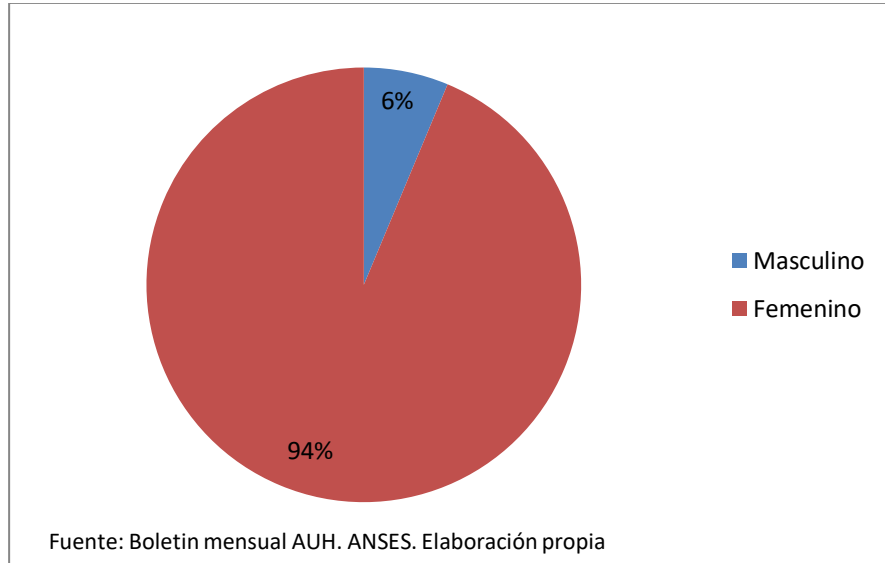
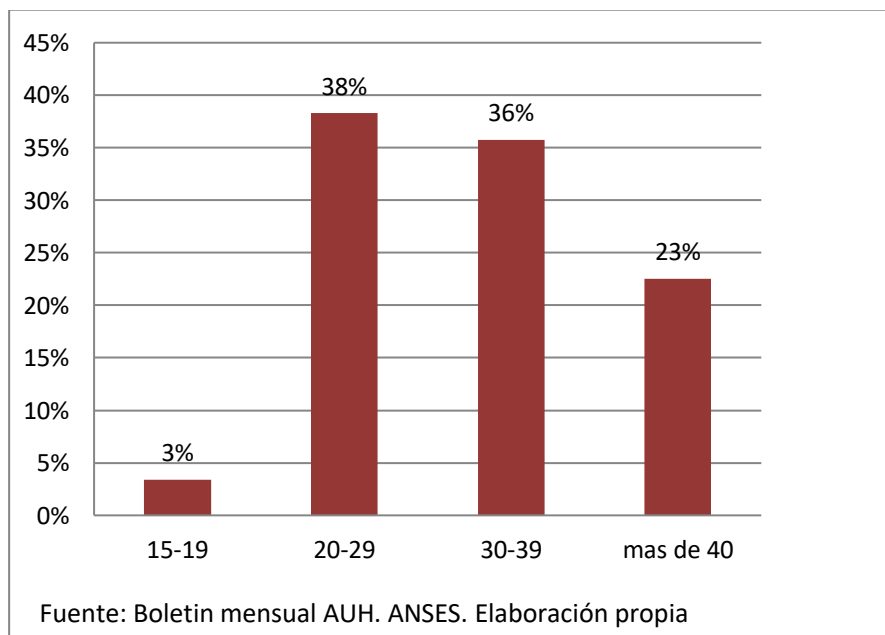


Grafico 3: Titulares de la AUH según edad



Además del género y los rangos etarios, es importante destacar el nivel de estudios alcanzado por los titulares, bajo la perspectiva de que la acumulación de capital humano contribuirá a reducir la pobreza intergeneracional: en la muestra de 2011 el 70% de las madres que perciben la asignación no alcanza el nivel secundario completo obligatorio mientras que en la muestra de 2015 dicho porcentaje bajó a 65%.

CAPITULO III

Datos

Sumario: 1.- Encuesta permanente de hogares; 2.- Encuesta de protección y seguridad social; 3.- Muestra; 4.- ITT vs Beneficiarios.

1.- EncuestaPermanentedeHogares

A pesar que no permite identificar a los beneficiarios de la AUH, la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) tiene algunas ventajas que la hacen particularmente útil. Por un lado, permite conocer las características socioeconómicas de la mujer y su núcleo familiar. Además tiene una gran cobertura a nivel país, y se disponen de series temporales de datos que comienzan en 2003 con su última actualización disponible en 2019. Esto permite el uso de datos de panel para el análisis empírico de relaciones causales entre las variables de interés, lo cual tiene la ventaja de poder controlar los efectos de ciertas características inobservables de los individuos que no varían en el tiempo.

2.- EncuestadeProtecciónySeguridadSocial

Para el presente trabajo se utilizan los microdatos de la Encuesta de Protección y Seguridad Social (ENAPROSS), es un relevamiento realizado por el Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social en 2011 y 2015, que analizó diferentes dimensiones relacionadas a la Protección Social.

La principal utilidad de la ENAPROSS es la de suministrar la información necesaria e imprescindible para la formulación de políticas eficientes de Protección y Seguridad Social a nivel del país, regiones y provincias.

El diseño de la encuesta trató de asegurar mayor tamaño de la muestra en áreas con probabilidad de tener, en el momento de la encuesta, una proporción más grande de hogares con privación material. La estrategia de distribución no proporcional de la muestra implica una mejor calidad de las estimaciones en aquellas variables que se presentan con mayor frecuencia en hogares de menores recursos, como es la Asignación Universal por Hijo (AUH).

Sin embargo es una encuesta urbana. La muestra es representativa de la población de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y de las localidades de 5.000 habitantes o más de las provincias de Buenos Aires, Córdoba, Mendoza, Santa Fe y Tucumán para el año 2011 y las provincias de Buenos Aires, Catamarca, Chaco, Rio Negro, Jujuy y Corrientes para el año 2015.

Una de las ventajas de esta base es que, además de brindar información sobre las características de los individuos que conforman el hogar, también permite identificar a los beneficiarios y titulares de la AUH.

Otro punto que vale la pena destacar de esta base es que proporciona información importante para el presente análisis ya que, a diferencia de la EPH, detalla quienes son hijos solo del jefe, solo del cónyuge y aquellos que son hijos de ambos.

Actualmente son muchas las familias ensambladas lo cual puede conducir a estimaciones sesgadas cuando se utilizan los datos de la

EPH. Como se mencionó anteriormente la utilización de ésta base requiere la implementación de la estrategia ITT, que identifica a los grupos de acuerdo a las características laborales de ambos padres. Dada la forma en la que se confeccionó ésta encuesta no es posible distinguir si los menores en el hogar son hijos del jefe o no, aumentando la probabilidad de cometer errores al momento de incluir al hogar dentro del grupo de tratamiento o control.

Sin embargo, la ENAPROSS que resulta muy valiosa porque permite identificar directamente a los perceptores de la AUH, solo brinda información de corte transversal exclusivamente para 2011 y 2015. Por ello, a partir de sus microdatos no es posible llevar a cabo ejercicios de diferencias dobles sino solo de diferencias simples para cada año. Además no es posible construir paneles que posibiliten un análisis dinámico.

3.- Muestra

Como lo que se quiere explicar es la cantidad de hijos que tiene una mujer y su (posible) relación con la AUH, utilizamos una muestra compuesta por todas mujeres en edad fértil (entre catorce y cuarenta y seis años de edad) que son jefas o cónyuges del hogar. Además, debido a que la respuesta de la variable AUH está disponible solo para aquellas mujeres que tienen al menos un hijo menor de dieciocho años, restringimos la muestra para que incluya solo a las madres que tengan al menos un hijo menor de dieciocho años.

Sin embargo, con el fin de determinar el efecto causal de la política, lo que interesa observar son solo aquellos niños que nacieron a fines de 2010 (considerando el tiempo de gestación), ya que si se tiene en cuenta la cantidad de hijos totales se estaría explicando todos los hijos que tiene una mujer sin tener en cuenta que la decisión de maternidad podría haberse

efectuado antes de la implementación de la AUH (2009), y en caso de existir algún efecto sobre la tasa de fecundidad, éste incluiría el impacto de otras variables que influyen en la fertilidad.

Para depurar el efecto, limitamos la variable dependiente al número de hijos que tuvo una mujer después de la implementación del programa, lo cual llevó a la necesidad de trabajar con las bases de cada año por separado. De este modo, con los datos de 2011 se observa si el hecho de recibir la asignación influye significativamente en el número de hijos menores de un año, mientras que en la muestra de 2015, se centra en el número de hijos menores de cinco años y luego comparamos los resultados.

En estos últimos casos se utilizó una muestra más acotada, compuesta solo por las mujeres fértiles que son madres y cuyos hijos son menores de dieciocho años. El motivo de trabajar únicamente con estas madres radica en que, en los datos, solo éstas responden a la pregunta de si recibe o no la asignación. Es decir, con esta muestra reducida se buscó aprovechar al máximo la importante ventaja de la ENAPROSS, dejando de lado la estrategia ITT.

4.- ITTvsBeneficiarios

A modo de establecer una relación entre los grupos definidos con el criterio ITT y quienes efectivamente reciben la asignación, se separó la muestra en grupos de acuerdo a las características de elegibilidad y luego se observó si los hogares incluidos dentro del grupo que cumple con los requisitos para acceder al beneficio son quienes de hecho lo reciben.

En base a los datos de 2015 se observa que el 35% de los hogares de la muestra que deberían recibir la asignación, no la reciben. Vale la pena

mencionar que sólo el 29% de estas familias realizaron el trámite pero no pudieron acceder al beneficio por distintos motivos, entre ellos, falta de la documentación requerida, alguno de los padres era monotributista o la percepción de otros planes incompatibles con la AUH.

Una cuestión interesante sería conocer las características de este grupo de hogares que, a pesar de cumplir con el criterio de elegibilidad y tener la posibilidad de ingresar al programa, quedaron excluidos por no haber realizado el trámite. De este modo, podríamos determinar si existen algunos factores que expliquen dicha exclusión, como la falta de información, nivel educativo, nivel de ingresos, la distancia, etc. Particularmente, saber si la exclusión se determina aleatoriamente o si existen algunos patrones específicos que estén causando que tales hogares no alcancen el beneficio, ya que si esto último ocurre, posiblemente, conducirá a un sesgo en las estimaciones hechas con la estrategia ITT.

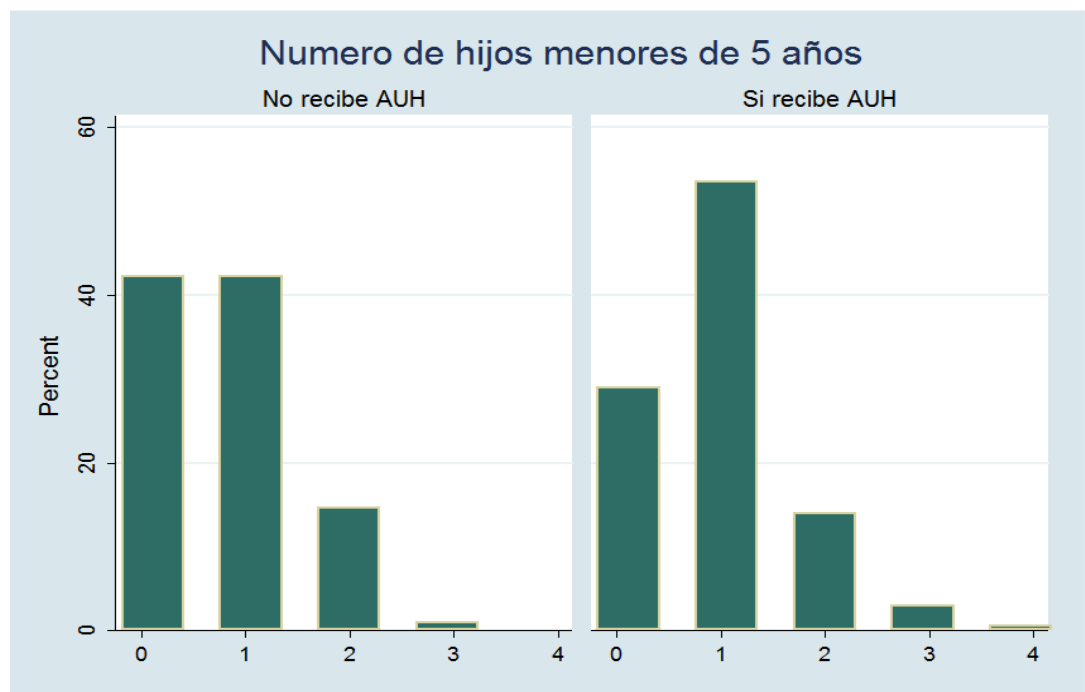
Una de las características más llamativas del total de hogares de la muestra que debería recibir la AUH y no lo hace, es que aproximadamente el 70% de ellos pertenece al primer quintil en la distribución de ingresos, mientras que el 87% de estos hogares se encuentran ubicados en los dos quintiles más pobres. Con respecto a las familias incluidas en la muestra que cumplen con los requisitos para acceder al beneficio y de hecho lo reciben, el 65% de éstas se encuentra en el quintil más pobre y el 90% en los dos quintiles más bajos.

En términos de educación, el 54% de las madres en los hogares excluidos no finalizó la escuela secundaria, mientras que el 85% alcanzó como máximo nivel educativo el secundario completo. Estos valores se contrastan con 69% y 91% respectivamente en el grupo de madres que si reciben la asignación. Para determinar si estas diferencias son significativas

se realizó el test de medianas de Wilcoxon, con el cual se concluye que si existen diferencias entre ambos grupos en materia de educación (ver resultados en el Apéndice; Tabla 6). Sin embargo, es difícil pensar que estas diferencias expliquen la exclusión ya que el grupo de madres que queda fuera del programa tiene, en promedio, menor nivel educativo relativo a aquellas madres que sí acceden al beneficio.

Observando la variable número de hijos menores de cinco años, se destaca que el 42% de las mujeres que no reciben la AUH, a pesar de que ya tenían hijos antes del 2009, no tuvieron más después de la implementación del programa, mientras que el 29% de las madres que si la recibe, no tuvieron más hijos después de 2009. Estos resultados se muestran en el siguiente gráfico.

Gráfico 4: Número de hijos menores de 5 años según grupo.



Llama la atención que la proporción de mujeres que no volvieron a dar a luz a partir de 2010 es menor en los hogares que no reciben la asignación. No obstante, este hecho puede atribuirse a las diferencias en educación de las madres. También podría estar relacionado con la edad o con la cantidad total de hijos. Sin embargo, no existen diferencias significativas en las edades promedio de las madres que reciben y no reciben AUH (treinta y cuatro años y treinta y seis años respectivamente) y que, a pesar de que ya tenían hijos antes de 2009, no volvieron a tener más luego de que el programa entró en vigencia. Tampoco se observan diferencias en relación a la cantidad total de hijos de estos dos últimos grupos, ya que en ambos, más del 60% de las parejas tuvieron un máximo de dos hijos.

En base a estas estadísticas se podría concluir, en principio, que la exclusión sí se determina aleatoriamente y que los estudios realizados mediante la estrategia ITT no conducen a estimaciones sesgadas. Para probar esta hipótesis se corre un modelo OLS restringiendo la muestra para que incluya solo a los hogares considerados “elegibles” y se observa si el hecho de recibir la asignación tiene un efecto significativo sobre el número de hijos menores de cinco años que tienen estas mujeres, controlando por educación y demás variables que influyen en la fertilidad. Los resultados muestran que las mujeres en este grupo tuvieron, en promedio, la misma cantidad de hijos independientemente de si reciben o no la asignación. De esta manera, las estimaciones obtenidas con el criterio ITT deberían ser similares a aquellas obtenidas utilizando como variable explicativa una dummy que indique la percepción de la AUH. Estos resultados se muestran en el Apéndice (Tabla 7).

CAPÍTULO IV

Metodología

Sumario: 1.- Estrategia Empírica; 2.-Modelo Probit; 3.- Modelo Poisson.

1.- Estrategia Empírica

Para estudiar el efecto de la AUH en la fertilidad, se trata de explicar el número de hijos nacidos a partir de 2010 mediante dos estrategias de estimación:

- 1) Por medio una variable dummy que se llama *AUH*, la cual indica la percepción o no del beneficio, se observa el número promedio de hijos que tiene una mujer que recibe AUH en relación a una que no recibe.
- 2) Utilizando una variable que mide la fracción que representa el monto total de la asignación relativo al ingreso total, se estima cómo cambia la cantidad promedio de hijos a medida que esta proporción se vuelve más importante.

Se estiman los modelos considerando cada una de estas variables por separado, controlando en ambos casos por ciertas variables referidas a las características individuales de las mujeres.

El vector de variables que servirán de control incluye: ingreso familiar pc (neto de la AUH para evitar problemas de endogeneidad), edad, edad al cuadrado, nivel educativo, convivencia y una serie de variables referidas a la historia de fertilidad de estas madres, como ser edad en la cual

la mujer tuvo su primer hijo, edad en la que tuvo su último hijo, número de hijos mayores de 1 año y menores de 5 años (sólo para 2011), número de hijos entre 5 años y 17 años y número de hijos mayores de 18 años.

Siguiendo los resultados obtenidos por Garganta y otros²⁹, se divide la muestra en dos grupos, incluyendo en uno de ellos a las mujeres que ya tenían hijos en 2009, y en otro, a las mujeres que fueron madres después de haberse implementado esta política y se estiman dos modelos a partir de los datos de estas muestras por separado.

Se estiman dos modelos (Probit y Poisson) que son apropiados dadas las características de la variable dependiente, la cual varía de acuerdo a los datos obtenidos en cada año (2011 y 2015). También se reportan los resultados para OLS. Luego se comparan los resultados obtenidos con aquellos encontrados por los otros autores arriba mencionados.

2.- Modelo Probit

Como ya se mencionó anteriormente, para tratar de obtener un efecto causal puro de la AUH se usa como variable dependiente el número de hijos menores a un año para el análisis de los datos de 2011. Dado que una mujer puede tener un solo parto por año, esta variable puede tomar el valor cero o uno. Se trata entonces de una variable binaria que indica la probabilidad de que en el hogar nazca un hijo o no. Un modelo apropiado para este tipo de variable dependiente es el modelo Probit.

Sin embargo, en este caso no es posible estimar el modelo para la muestra de mujeres que fueron madres a partir de 2010 (primerizas), ya que

²⁹Encuentran un efecto positivo de la AUH sólo en aquellos hogares que, al momento de su implementación, tenían al menos un hijo

para este grupo, la variable dependiente siempre toma el valor uno. Por lo tanto, el modelo Probit, a partir de los datos de 2011, se estima solo para la muestra de mujeres que al momento de implementarse la política, ya tenían al menos un hijo. La estimación de ambas muestras solo será posible a partir de los datos de 2015.

El modelo Probit se detalla a continuación:

$$y_i = \begin{cases} 1, & \text{si } y_i^* > 0 \\ 0, & \end{cases}$$

$$\begin{aligned} P_i &= P(y_i=1|X_i) = P(y_i^* > 0 | X_i) = P[u > -(\beta_0 + \gamma AUH_i + \beta X_i) | X] \\ &= 1 - G[-(\beta_0 + \gamma AUH_i + \beta X_i)] = G[(\beta_0 + \gamma AUH_i + \beta X_i)] \end{aligned}$$

Dónde:

- ❖ u se distribuye simétricamente en torno a cero.
- ❖ G es la función de distribución acumulada normal estándar.

3.- ModeloPoisson

Para trabajar con los datos de 2015 se usa como variable dependiente el número de hijos menores a cinco años. En este caso, la variable dependiente incluye tanto ceros como valores enteros positivos. En la muestra, el 47.7% de las mujeres no tuvo ningún hijo, mientras que el 42.4% tuvo un hijo, 9.1% dos hijos, 0.72% tres hijos y 0.08% cuatro hijos o más. De esta manera, se cree que estimar un modelo Poisson sería lo más apropiado dadas las características de esta variable dependiente limitada. La ventaja de estos modelos de recuento es que permite interpretar los resultados como porcentaje.

El modelo de Poisson asume que y_i tiene una distribución de Poisson y que la expectativa (y varianza) de y_i dado X_i es:

$$\lambda = E(y_i/X_i) = \exp(\alpha + \beta AUH_i + \theta X_i + u_i) \quad (1)$$

Tomando el logaritmo de la expresión anterior:

$$\text{Log} [E(y_i|X_i)] = X'\beta + u_i \quad (2)$$

Por lo tanto, el logaritmo del valor esperado es lineal y mediante las propiedades de aproximación de la función logaritmo se obtiene:

$$\% \Delta E(y|X) \approx (100 \beta_j) \Delta x_j \quad (3)$$

En otras palabras, $100\beta_j$ es el cambio porcentual aproximado en $E(y_i|X_i)$, dado un incremento de una unidad en x_j .

No obstante, para observar cambios discretos en el valor esperado $E(y_i|X_i)$, debemos mantener fijas todas las variables explicativas, salvo x_k , y sea x_k^0 el valor inicial y x_k^1 el valor subsiguiente, entonces el cambio proporcional en el valor esperado es:

$$\frac{[\exp(\beta_0 + x_{k-1}\beta_{k-1} + \beta_k x_k^1) / \exp(\beta_0 + x_{k-1}\beta_{k-1} + \beta_k x_k^0)] - 1}{\exp(\beta_x \Delta x_k)} - 1 \quad (4)$$

Debido a que (1) es no lineal en sus parámetros, la estimación se realiza por máxima verosimilitud. Cuando se usa la EMV de Poisson, pero no se supone que la distribución de Poisson sea completamente correcta, el análisis recibe el nombre de *estimación de cuasi máxima verosimilitud (ECMV)*. No obstante a menos que el supuesto de varianza de distribución Poisson se mantenga, se deben ajustar los errores estándar.

Un simple ajuste a los errores estándar está disponible cuando se supone que la varianza es proporcional a la media:

$$\text{Var}(y|X) = \sigma^2 E(y|X)$$

- Cuando $\sigma^2=1$, se obtiene el supuesto de la varianza de Poisson.
- Cuando $\sigma^2 > 1$, la varianza es mayor que la media para toda x (sobre-dispersión) debido a que la varianza es mayor que en el caso de Poisson.
- El caso de $\sigma^2 < 1$, llamado sub-dispersión, es menos común.

CAPÍTULO IV

Resultados

Sumario: 1.- Resultados con el modelo Probit; 2.- Resultados con el Modelo Poisson.

1.- Resultados con el modelo Probit

En la tabla 2 se presentan los principales efectos marginales, a partir de la base de datos de 2011, de los modelos Probit y OLS, que estiman la probabilidad de tener un hijo de las mujeres en edad fértil que ya tenían hijos en 2009. Solo se muestran los efectos de las dos variables de interés: *AUH* (que indica la percepción del beneficio) y *AUH/Ingreso* (que mide la proporción del monto de la AUH en el ingreso total). Las tablas de efectos marginales que incluyen además las variables de control se muestran en el Apéndice (Tablas 8 y 9).

Tabla 2: Resultados con Probit y OLS³⁰

<i>Variabes</i>	<i>MUESTRA (1)</i>			
	<i>PROBIT</i>		<i>OLS</i>	
<i>AUH</i>	0.023** (0.0085)	-	0.0301** (0.0129)	-
<i>AUH/Ingreso</i>	-	0.0663*** (0.0197)	-	0.1149** (0.0416)
<i>Características de la mujer y del hogar</i>	Si	Si	Si	Si
<i>Observaciones</i>	2576	2576	2576	2576
<i>Pseudo R2</i>	0.1114	0.1149	0.2428	0.2425
***p<0.001, **p<0.05, *p<0.1				

³⁰En la muestra (1) se incluye sólo a las mujeres que antes de 2009 tenían al menos un hijo (no primerizas). Los errores estándar se muestran entre paréntesis.

Estos resultados indican que la AUH tiene un efecto positivo y significativo en la fertilidad en las mujeres que al momento de la implementación de la política tenían al menos un hijo. En relación al modelo Probit que estima este efecto por medio de la variable *AUH*, se observa que la probabilidad de que una mujer tenga un hijo, dado que recibe AUH es, en promedio, 2.3% mayor que en una mujer que no la recibe. Para el caso de OLS tener la AUH aumenta la probabilidad esperada de tener un hijo en 0.03.

Sin embargo, el efecto marginal de la variable *AUH/Ingreso* tiene una interpretación diferente: los resultados del modelo Probit muestran que un incremento de 0.1 en la proporción que representa el monto en los ingresos totales aumenta, en promedio, 0.66% la probabilidad de tener un hijo. Dicho efecto asciende a 0.011 con el modelo OLS.

Como se mencionó anteriormente, dado que *todas las mujeres* que fueron madres recién a partir de 2010 (primerizas) tuvieron un hijo, no es posible estimar un efecto único para este grupo a partir de los datos relevados en 2.011.

2.- Resultados con el Modelo Poisson.

A continuación se reportan los resultados obtenidos con la muestra de 2015. Estas tablas también muestran solo los efectos marginales de nuestras dos variables de interés. Sin embargo, en este caso se estima el cambio en el número de hijos promedio que tienen las mujeres cuando cambian estas variables, a partir de modelos Poisson y OLS. Se deja para el Apéndice las tablas de resultados con todas las variables incluidas en los modelos. (Tablas 10, 11, 12 y 13)

En la tabla 3 se muestran los efectos obtenidos en base a la muestra de mujeres no primerizas. Estos resultados se contrastan con los de la tabla 4 que detallan tales efectos para el caso de las madres primerizas.

Tabla 3: Resultados con Poisson y OLS para no primerizas³¹

<i>Variables</i>	<i>MUESTRA (1)</i>			
	<i>POISSON</i>		<i>OLS</i>	
<i>AUH</i>	0.094* (0.056)	-	0.089** (0.037)	-
<i>AUH/Ingreso</i>	-	0.410** (0.15)	-	0.347** (0.111)
<i>Primeriza</i>	No	No	No	No
<i>Características de la mujer y del hogar</i>	Si	Si	Si	Si
<i>Observaciones</i>	1245	1245	1245	1245
<i>Pseudo R2 / R2</i>	0.42	0.42	0.59	0.59
***p<0.001, **p<0.05, *p<0.1				

Estos resultados evidencian nuevamente que la AUH impacta en las decisiones de fertilidad de las mujeres que, al momento de la implementación de la política, tenían al menos un hijo, debido a que los coeficientes estimados de nuestras dos principales variables son significativos en ambos casos (Probit y OLS). La estimación a partir del modelo Poisson indica que el hecho de recibir la AUH aumenta aproximadamente 10% [$(e^{0.094} - 1) * 100$] el número de hijos esperados. Por otro lado, el coeficiente de *AUH/Ingreso* indica que un incremento de 0.1 en dicha proporción aumenta el número de hijos esperados en 4.1% [$(0.41 * 0.1) * 100$].

³¹En la muestra (1) se incluye sólo a las mujeres que en 2009 tenían al menos un hijo (no primerizas). Los errores estándar se muestran entre paréntesis. Los errores estándar de Poisson se encuentran ajustados con σ .

En relación a las estimaciones obtenidas con OLS, el coeficiente de *AUH* muestra que una mujer que recibe AUH tiene, en promedio, 0.09 más hijos que una mujer que no la recibe. Por su parte, el coeficiente de *AUH/Ingreso* implica que si $\Delta(AUH/Ingreso)=0.1$, el número esperado de hijos asciende a 0.034.

Para comparar estos resultados con aquellos encontrados a partir de los datos de 2011, se divide el coeficiente obtenido en el modelo Probit para la variable *AUH* (0.249) en 2.5, lo cual da un valor de 0.1 y lo comparamos con 0.09 reportado en OLS (2.015). Por lo tanto, podemos concluir que el efecto sobre el número de hijos de recibir la AUH se mantuvo en el tiempo. Siguiendo el mismo procedimiento, se divide el coeficiente obtenido en el modelo Probit para la variable *AUH/Ingreso* (0.72) en 2.5, lo cual da un valor de 0.29 y comparamos con 0.35 reportado en OLS (2.015). Esto indica que el efecto de la fracción que representa la AUH en el ingreso total sobre el número de hijos es ligeramente menor en 2.015.

Tabla 4: Resultados con Poisson y OLS para primerizas³²

<i>Variables</i>	<i>MUESTRA (2)</i>			
	<i>POISSON</i>		<i>OLS</i>	
<i>AUH</i>	0.033 (0.027)	-	0.038 (0.035)	-
<i>AUH/Ingreso</i>	-	0.176** (0.083)	-	0.273* (0.156)
<i>Primeriza</i>	Si	Si	Si	Si
<i>Características de la mujer y del hogar</i>	Si	Si	Si	Si
<i>Observaciones</i>	381	381	381	381
<i>Pseudo R2 / R2</i>	0.047	0.047	0.68	0.68

³²En la muestra (2) se incluye sólo a las mujeres que fueron madres a partir de 2010 (primerizas). Los errores estándar se muestran entre paréntesis. Los errores estándar de Poisson se encuentran ajustados con σ .

De la tabla anterior podemos mencionar dos cuestiones interesantes. En primer lugar, cuando se trata de explicar diferencias en el número de hijos de las mujeres que fueron madres a partir de 2010, condicionando al hecho de recibir o no AUH, no se observan diferencias significativas en el número promedio de hijos. No obstante, en este grupo de mujeres podemos captar algún efecto por medio de la variable *AUH/Ingreso*, la cual resulta significativa en ambos modelos especialmente en Poisson. Relativo a este último, el coeficiente estimado implica que, si $\Delta(AUH/Ingreso)=0.1$, aumenta el número esperado de hijos aproximadamente 2% $[(0.176 * 0.1) * 100]$.

Vale la pena mencionar que, tanto para 2.011 como para 2.015, se reestiman los modelos (solo aquellos cuya variable de interés es *AUH*) agregando una interacción de *AUH* con una dummy que toma el valor uno en los hogares que se encuentran bajo la línea de pobreza y cero en los hogares que se ubican por arriba de ésta para tratar de captar un efecto diferencial entre éstos. Dicha interacción es no significativa en todos los modelos.

De igual manera, se reestimaron todos los modelos (solo aquellos cuya variable de interés es *AUH*) reemplazando la variable edad por tres dummies que indican los rangos etarios que van de catorce a veinte años, de veintiuno a treinta años y de treinta y uno a cuarenta años, dejando como grupo de comparación a las mujeres mayores de cuarenta años. También se agregaron tres interacciones de *AUH* por cada una de estas dummies de edad para tratar de identificar si el efecto de la AUH varía de acuerdo a los rangos etarios. Sin embargo, ninguna de estas interacciones resulta significativa.

3.- Robustez:

Como una medida de robustez se propuso realizar un *fake test* que tiene como principal objetivo ver si el efecto que se encuentra de la AUH en la fertilidad no está capturando en realidad cualquier otro efecto.

Se propone entonces modificar la muestra para los dos años en estudio y para los dos modelos correspondientes (probit para el año 2011 y poisson para el año 2015). Se define ahora a las mujeres fértiles como las mujeres que tiene entre 40 y 60 años de edad, esto se hace justamente porque se sabe que estas mujeres no están en edad fértil. Ésta es la esencia del fake test, establecer una edad distinta para ver qué es lo que ocurre con las variables de interés.

De acuerdo a los resultados obtenidos³³, se observa que las variables *AUH* (que indica la percepción del beneficio) y *AUH/Ingreso* (que mide la proporción del monto de la AUH en el ingreso total) no son significativas, por lo tanto se puede concluir que es correcto el efecto que se encuentra entre la AUH y la fertilidad. Si las variables de interés hubiesen sido significativas, ahí se podría decir que este efecto en realidad podría estar capturando cualquier otra cosa y no una relación (positiva en este caso) entre AUH y fertilidad.

³³ Las tablas con los resultados de las nuevas estimaciones se encuentra en el Apéndice en las tablas 14, 15 y 16.

CONCLUSIÓN

A partir de los modelos estimados se puede concluir que la AUH tiene un efecto positivo en la fertilidad. Sin embargo, tal efecto sólo se encuentra en el grupo de mujeres que, al momento de implementarse la AUH, ya tenían al menos un hijo. Esto es consistente a los resultados obtenidos por Garganta et al.

En relación a los datos de 2011, los efectos marginales obtenidos con un modelo Probit indican que la probabilidad de que una mujer tenga un hijo, dado que recibe AUH es, en promedio, 2.3% mayor que en una mujer que no la recibe y que un incremento de 0.1 en la proporción que representa la AUH en el ingreso total aumenta dicha probabilidad un 0.66%.

Las estimaciones a partir de los datos de 2015, mediante un modelo Poisson indican que el hecho de recibir la AUH aumenta aproximadamente 10% el número de hijos esperados y que un incremento de 0.1 en la fracción que representa la AUH en el ingreso total de los hogares aumenta el número de hijos esperados en 4%.

Los resultados obtenidos para la variable *AUH* en cada año son similares, indicando que tal efecto se mantuvo estable en el tiempo. No obstante, el efecto marginal de la variable *AUH/Ingreso* es ligeramente menor en 2015.

Los resultados obtenidos en este trabajo, a partir de datos que disponen de información sobre los beneficiarios de la AUH, son similares a aquellos que fueron obtenidos aplicando el criterio ITT y estimados con la EPH por los otros autores: Garganta et al estiman un efecto de 2% mientras que nuestras estimaciones implican un efecto de 2,3%.

APENDICE

Grafico 5: Distribución de la muestra

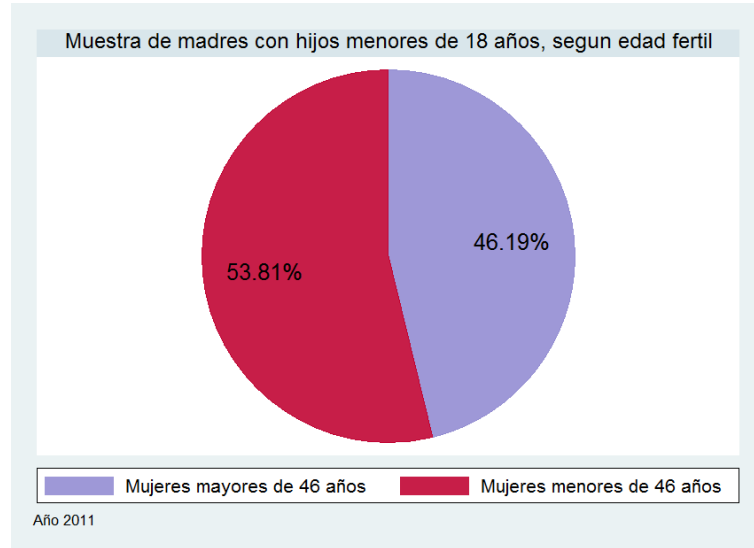


Grafico 6: Distribución de ingresos per cápita según recibe o no la AUH.

Año: 2011.

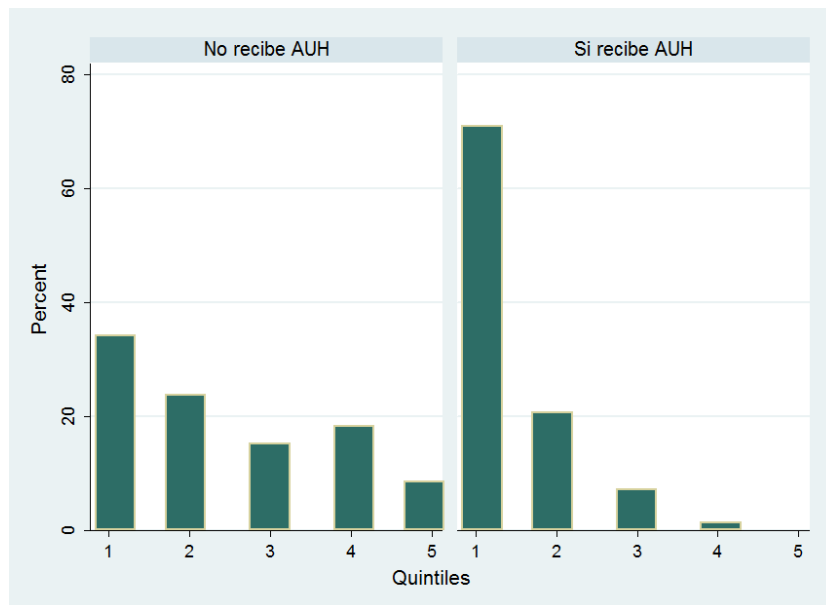


Grafico 7: Nivel educativo de la madre

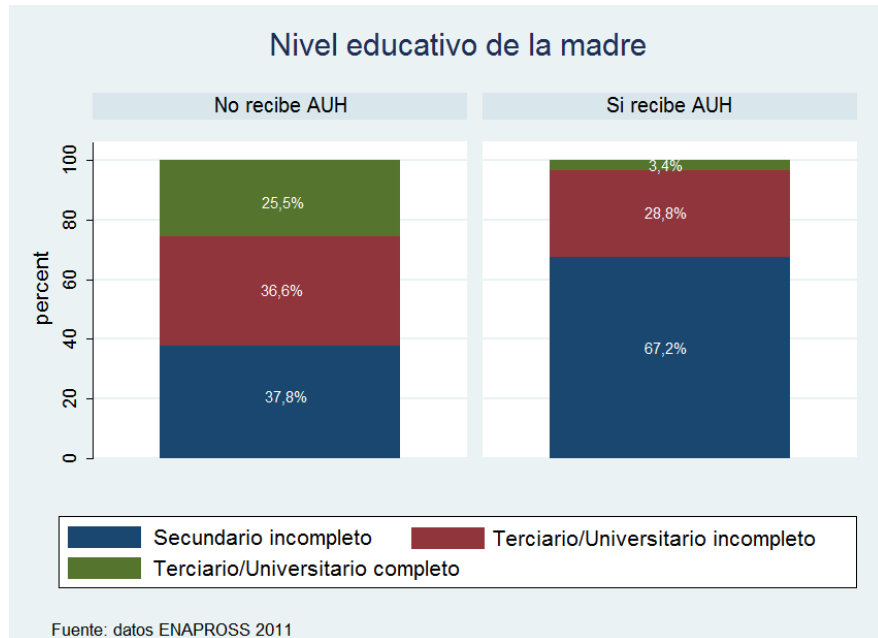


Grafico 8: Edad de la madre según grupo

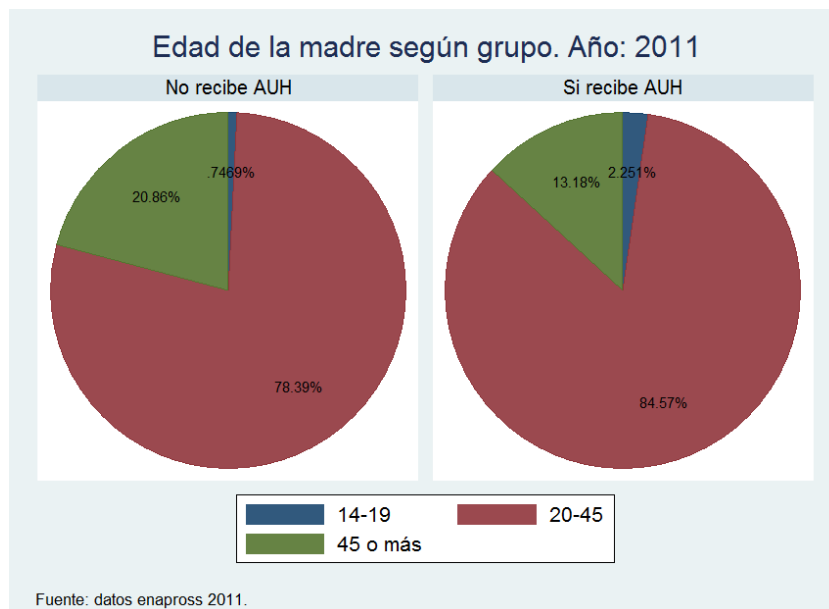


Tabla 5: Estadísticas descriptivas de la muestra, Año 2015.

	Muestra completa	1° Quintil	2° 3° y 4° Quintil	5° Quintil
Edad promedio de la mujer fértil	34,68 (7,21)	32,85 (7,59)	35,4 (6,84)	36,97 (5,98)
Edad promedio de la madre cuando tiene su primer hijo	23,76 (5,49)	22,01 (4,81)	24,33 (5,39)	28,12 (5,45)
Nivel educativo promedio	6,25 (1,91)	5,25 (1,40)	6,56 (1,85)	8,33 (1,52)
Nivel educ promedio	Secundario Completo	Secundario Incompleto	Secundario Completo	Terc/Univ incompleto
Número de hijos	2 (1,09)	2,42 (1,29)	1,83 (0,92)	1,49 (0,60)
Número de hijos 0-4	0,59 (0,69)	0,79 (0,77)	0,49 (0,63)	0,5 (0,56)
Número de hijos 5-13	1,03 (0,95)	1,21 (1,1)	0,96 (0,86)	0,71 (0,71)
Número de hijos 14-17	0,39 (0,63)	0,43 (0,70)	0,38 (0,6)	0,28 (0,53)
Número de hijos mayores de 18	0,28 (0,67)	0,27 (0,66)	0,29 (0,68)	0,06 (0,28)
Ingreso del hogar	3057,58 (3562,74)	1370 (797)	3583 (1897)	9330 (9336)
Participación de la AUH en el ingreso del hogar	5,6%	13%	1,70%	0,07%
Tamaño de la muestra	1626	481	812	107
como % de la muestra	100%	29,58%	49,93%	6,58%

Tabla 6: Test de Wilcoxon

<i>AUH</i>	<i>Obs</i>	<i>Ranksum</i>	<i>Expected</i>
0	109	18700	16895
1	200	29195	31000
Total	309	47895	47895
<i>Ho: nivel_educ (AUH=0) = nivel_educ (AUH=1)</i>			
<i>Z=2,513</i>			
<i>Prob> Z = 0,0120</i>			

Tabla 7: Resultados considerando solo las mujeres que están en el grupo de tratamiento.

<i>Variables independientes</i>	<i>Estimaciones Poisson</i>	<i>Estimaciones OLS</i>
AUH	0.09 (0.087)	0.034 (0.066)
Educ_l	0.042 (0.087)	0.034 (0.065)
Log_Ing_pc	-0.080* (0.039)	-0.066** 0.030
Edad	-0.157** (0.057)	-0.115*** (0.031)
Edad2	-0.002** (0.0009)	-0.00007 (0.0005)
Edad_hijo1	-0.039** (0.017)	-0.033** (0.016)
Edad_hijoult	0.306*** (0.021)	0.149*** (0.012)
N_hijo13	-0.163** (0.061)	-0.197** (0.074)
N_hijo17	-0.184 (0.128)	-0.054 (0.093)
N_hijo18	0.003 (0.156)	-0.045 (0.074)

Bs. As	0.043 (0.110)	0.037 (0.094)
Catamarca	-0.202 (0.149)	-0.193* (0.110)
Corrientes	-0.009 (0.128)	-0.052 (0.098)
Chaco	0.004 (0.149)	-0.046 (0.121)
Jujuy	-0.057 (0.134)	-0.007 (0.112)
Rio Negro	-0.171 (0.204)	-0.201 (0.126)
Constante	-0.379 (0.816)	1.874*** (0.480)
Pseudo R² / R²	0.2310	0.5748
Observaciones	287	287
***p<0.001, **p<0.05, *p<0.1		

Nota: Los errores estándar ajustados con σ se muestran entre paréntesis.

Tabla 8: Resultados de la muestra de no primerizas con la variable AUH

<i>Variables independientes</i>	<i>Estimaciones Probit</i>	<i>Estimaciones OLS</i>
AUH	0.023** (0.009)	0.03** 0.013
Educ_l	-0.002 (0.008)	-0.002 0.010
Log_Ing_pc	-0.014*** (0.003)	-0.017*** (0.05)
Edad	-0.005 (0.006)	-0.02** (0.009)
Edad2	-0.00005 (0.00009)	0.0001 (0.0001)
Convivencia	0.034** (0.011)	0.032*** (0.009)

Edad_hijo1	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)
N_hijo4	-0.015** (0.007)	-0.024** (0.009)
N_hijo13	0.010** (0.006)	0.005 (0.006)
N_hijo17	0.008 (0.008)	0.002 (0.007)
N_hijo18	0.003 (0.010)	0.011* (0.006)
Bs. As	-0.048* (0.025)	-0.047* (0.026)
Córdoba	-0.047* (0.026)	-0.046* (0.026)
Mendoza	-0.049* (0.026)	-0.045* (0.026)
Santa Fe	-0.037 (0.026)	-0.032 (0.027)
Tucumán	-0.035 (0.026)	-0.029 (0.026)
Constante	0.326 (0.999)	0.553*** (0.164)
Pseudo R² / R²	0.1114	0.2428
Observaciones	2576	2576
***p<0.001, **p<0.05, *p<0.1		

Nota: Los errores estándar se muestran entre paréntesis.

Tabla 9: Resultados de la muestra de no primerizas con la variable AUH/ Ingreso

<i>Variables independientes</i>	<i>Estimaciones Probit</i>	<i>Estimaciones OLS</i>
AUH / Ingreso	0.066*** (0.019)	0.115** 0.042
Educ_l	-0.001 (0.008)	-0.001 (0.010)

Log_Ing_pc	-0.011** (0.004)	-0.012** (0.005)
Edad	-0.006 (0.006)	-0.020** (0.009)
Edad2	-0.00004 (0.00008)	0.0001 (0.0001)
Convivencia	0.04*** (0.012)	0.037*** (0.009)
Edad_hijo1	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.001)
N_hijo4	-0.016** (0.007)	-0.025** (0.009)
N_hijo13	0.010* (0.006)	(0.004) (0.006)
N_hijo17	0.008 (0.009)	0.002 (0.007)
N_hijo18	0.003 (0.010)	0.012* (0.006)
Bs. As	-0.048* (0.025)	-0.047* (0.026)
Córdoba	-0.046* (0.026)	-0.047* (0.026)
Mendoza	-0.046* (0.026)	-0.043* (0.026)
Santa Fe	-0.038 (0.026)	-0.033 (0.027)
Tucumán	-0.034 (0.026)	-0.029 (0.026)
Constante	0.216 (1.02)	0.53*** (0.164)
Pseudo R² / R²	0.1149	0.2425
Observaciones	2579	2576
***p<0.001, **p<0.05, *p<0.1		

Nota: Los errores estándar se muestran entre paréntesis.

Tabla 10: Resultados para la muestra de primerizas con la variable AUH

<i>Variables independientes</i>	<i>Estimaciones Poisson</i>	<i>Estimaciones OLS</i>
AUH	0.033 (0.027)	0.038 (0.035)
Educ_l	0.045 (0.026)	0.078** (0.039)
Log_Ing_pc	-0.008* (0.010)	-0.006 (0.013)
Edad	0.033*** (0.004)	0.035* (0.019)
Edad2	0.0003 (0.00006)	0.00001 (0.0003)
Convivencia	-0.029** (0.009)	-0.043 (0.047)
Edad_hijo1	-0.358*** (0.004)	-0.362*** (0.018)
Edad_hijout	0.324*** (0.005)	0.328*** (0.020)
N_hijo13	-1.13*** (0.021)	-1.145*** (0.091)
Constante	0.953*** (0.056)	1.049*** (0.247)
Pseudo R² / R²	0.0467	0.6789
Observaciones	381	381
***p<0.001 , **p<0.05 , *p<0.1		

Nota: Los errores estándar ajustados con σ se muestran entre paréntesis.

Tabla 11: Resultados para la muestra de primerizas con la variable AUH/Ingreso

<i>Variables independientes</i>	<i>Estimaciones Poisson</i>	<i>Estimaciones OLS</i>
AUH / Ingreso	0.176** (0.083)	0.273* (0.156)
Educ_l	0.045* (0.025)	0.075** (0.037)
Log_Ing_pc	0.002 (0.012)	0.007 0.013
Edad	0.019 (0.017)	0.033* (0.018)
Edad2	0.0001 (0.0002)	0.00003 (0.003)
Convivencia	-0.010 (0.032)	-0.029 (0.044)
Edad_hijo1	-0.242*** (0.009)	-0.358*** (0.018)
Edad_hijoult	0.218*** (0.009)	0.324*** (0.020)
N_hijo13	-0.771*** (0.042)	-1.13*** (0.092)
Constante	0.054 (0.229)	0.953*** (0.249)
Pseudo R² / R²	0.0469	0.6833
Observaciones	381	381
***p<0.001, **p<0.05, *p<0.1		

Nota: Los errores estándar ajustados con σ se muestran entre paréntesis.

Tabla 12: Resultados para la muestra de no primerizas con la variable AUH

<i>Variables independientes</i>	<i>Estimaciones Poisson</i>	<i>Estimaciones OLS</i>
AUH	0.094* (0.056)	0.089** (0.037)
Educ_l	0.012 (0.048)	0.006 (0.024)
Log_Ing_pc	-0.031 (0.024)	-0.048*** (0.012)
Edad	-0.349*** (0.046)	-0.102*** (0.024)
Edad2	-0.0009 (0.0007)	0.0003 (0.0003)
Convivencia	0.108* (0.060)	0.033 (0.023)
Edad_hijo1	-0.030*** (0.009)	-0.030*** (0.004)
Edad_hijoult	0.429*** (0.011)	0.108*** (0.003)
N_hijo13	-0.019 (0.024)	-0.149** (0.020)
N_hijo17	-0.113** (0.050)	-0.0007 (0.023)
N_hijo18	-0.007 (0.064)	-0.099*** (0.022)
Constante	-0.035 (0.752)	1,831*** (0.424)
Pseudo R² / R²	0.4219	0.5865
Observaciones	1245	1245
***p<0.001 , **p<0.05 , *p<0.1		

Nota: Los errores estándar ajustados con σ se muestran entre paréntesis.

Tabla 13: Resultados para la muestra de no primerizas con la variable AUH/Ingreso

<i>Variables independientes</i>	<i>Estimaciones Poisson</i>	<i>Estimaciones OLS</i>
AUH/ Ingreso	0.410** (0.150)	0.346** (0.111)
Educ_l	0.017 (0.048)	0.012 (0.024)
Log_Ing_pc	0.004 (0.029)	-0.031** (0.012)
Edad	-0.353*** (0.046)	-0.104*** (0.024)
Edad2	-0.0009 (0.0006)	0.0003 (0.0003)
Convivencia	0.129** (0.061)	0,039* (0.022)
Edad_hijo1	-0.031*** (0.009)	-0.030*** (0.004)
Edad_hijoult	0.431*** (0.010)	.0108*** (0.003)
N_hijo13	-0.020 (0.244)	-0.150*** (0.020)
N_hijo17	-0.102** (0.050)	0.001 (0.023)
N_hijo18	-0.006 (0.064)	-0.095*** (0.021)
Constante	-0.244 (0.757)	1.739*** (0.440)
Pseudo R² / R²	0.4225	0.5886
Observaciones	1245	1245
***p<0.001 , **p<0.05 , *p<0.1		

Nota: Los errores estándar ajustados con σ se muestran entre paréntesis.

Tabla 14: Análisis de robustez para el año 2011

Variables	MUESTRA (1)			
	PROBIT		OLS	
<i>AUH</i>	0.00006 (0.0002)	-	0.004 (0.0080)	-
<i>AUH/Ingreso</i>	-	0.00016 (0.00049)	-	0.0094 (0.0205)
<i>Características de la mujer y del hogar</i>	Si	Si	Si	Si
<i>Observaciones</i>	1074	1074	1382	1382
<i>Pseudo R2 / R2</i>	0,2597	0,2607	0,0365	0,0364
***p<0.001, **p<0.05, *p<0.1				
<p><i>Nota: En la muestra (1) se incluye sólo a las mujeres que antes de 2009 tenían al menos un hijo (no primerizas). Los errores estándar se muestran entre paréntesis.</i></p>				

Tabla 15: Análisis de robustez para el año 2015 y madres no primerizas

Variables	MUESTRA (1)			
	POISSON		OLS	
<i>AUH</i>	-0.1661 (0,1373)	-	-0.01144 (0.0263)	-
<i>AUH/Ingreso</i>	-	0.3171 (0.5338)	-	-0.01383 (0.1214)
<i>Primeriza</i>	No	No	No	No
<i>Características de la mujer y del hogar</i>	Si	Si	Si	Si
<i>Observaciones</i>	847	846	846	846
<i>Pseudo R2 / R2</i>	0.5847	0.5845	0.5584	0.5583
***p<0.001, **p<0.05, *p<0.1				
<p><i>Nota: En la muestra (1) se incluye sólo a las mujeres que en 2009 tenían al menos un hijo (no primerizas). Los errores estándar se muestran entre paréntesis. Los errores estándar de Poisson se encuentran ajustados con σ</i></p>				

Tabla 16: Análisis de robustez para el año 2015 y madres primerizas

	MUESTRA (2)			
Variables	POISSON		OLS	
<i>AUH</i>	-0.0173 (0.3377)	-	-0.0499 (0.1223)	-
<i>AUH/Ingreso</i>	-	-0.3307 (3.5829)	-	-0.3706 (0.7291)
<i>Primeriza</i>	Si	Si	Si	Si
<i>Características de la mujer y del hogar</i>	Si	Si	Si	Si
<i>Observaciones</i>	21	21	21	21
<i>Pseudo R2 / R2</i>	0.0674	0.0674	0.7878	0.7876
*** $p < 0.001$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$				
<p><i>Nota: En la muestra (2) se incluye sólo a las mujeres que fueron madres a partir de 2010 (primerizas). Los errores estándar se muestran entre paréntesis. Los errores estándar de Poisson se encuentran ajustados con σ</i></p>				

ANEXO

Beneficiarios/as de la Asignación Universal por Hijo, por mes, según sexo

Periodo	Sexo		Total general
	Femenino	Masculino	
dic-16	1.948.270	2.019.355	3.967.625
dic-17	1.947.720	2.019.241	3.966.961
dic-18	1.978.628	2.045.536	4.024.164
ene-19	1.993.800	2.061.844	4.055.644
feb-19	1.924.852	1.987.490	3.912.342
mar-19	1.930.622	1.994.112	3.924.734
abr-19	1.951.954	2.017.009	3.968.963
may-19	1.929.081	1.993.959	3.923.040
jun-19	2.100.442	2.170.541	4.270.983
jul-19	2.015.225	2.083.403	4.098.628
ago-19	1.995.431	2.063.169	4.058.600
sep-19	2.047.163	2.116.349	4.163.512
oct-19	2.042.294	2.112.358	4.154.652
nov-19	2.058.110	2.130.624	4.188.734
dic-19	2.102.179	2.175.467	4.277.646
ene-20	2.094.146	2.166.250	4.260.396
feb-20	2.104.513	2.177.789	4.282.302
mar-20	2.118.797	2.193.113	4.311.910
abr-20	2.158.721	2.235.655	4.394.376
may-20	2.145.422	2.222.207	4.367.629
jun-20	2.149.966	2.226.907	4.376.873
jul-20	2.136.016	2.213.165	4.349.181
ago-20	2.115.457	2.192.046	4.307.503
sep-20	2.111.129	2.187.017	4.298.146
oct-20	2.138.222	2.215.500	4.353.722
nov-20	2.138.414	2.215.426	4.353.840
dic-20	2.140.921	2.218.396	4.359.317

Beneficiarios/as de la Asignación Universal por Hijo, por mes, según situación del mayor asociado

Periodo	Monotributista Social	Servicio Doméstico	Monotributista Social y Servicio Doméstico	Otro	Total
dic-16	328.379	117.872	1.748	3.519.626	3.967.625
dic-17	337.531	118.874	1.855	3.508.701	3.966.961
dic-18	320.705	121.144	1.435	3.580.880	4.024.164
ene-19	316.679	121.079	1.447	3.616.439	4.055.644
feb-19	307.140	116.038	1.431	3.487.733	3.912.342
mar-19	305.278	115.358	1.449	3.502.649	3.924.734
abr-19	302.895	114.905	1.431	3.549.732	3.968.963
may-19	301.454	117.236	1.573	3.502.777	3.923.040
jun-19	309.472	125.440	1.699	3.834.372	4.270.983
jul-19	303.143	120.992	1.685	3.672.808	4.098.628
ago-19	300.223	116.734	1.691	3.639.952	4.058.600
sep-19	317.134	124.117	1.846	3.720.415	4.163.512
oct-19	315.765	123.213	1.845	3.713.829	4.154.652
nov-19	317.287	122.896	1.818	3.746.733	4.188.734
dic-19	319.153	162.119	2.644	3.793.730	4.277.646
ene-20	318.774	158.553	2.561	3.780.508	4.260.396
feb-20	318.614	157.263	2.598	3.803.827	4.282.302
mar-20	319.058	151.966	2.560	3.838.326	4.311.910
abr-20	320.379	168.981	2.899	3.902.117	4.394.376
may-20	318.710	157.238	2.642	3.889.039	4.367.629
jun-20	317.707	151.673	2.446	3.905.047	4.376.873
jul-20	316.389	143.095	2.317	3.887.380	4.349.181
ago-20	315.314	133.246	2.217	3.856.726	4.307.503
sep-20	315.079	130.859	2.191	3.850.017	4.298.146
oct-20	319.149	132.693	2.274	3.899.606	4.353.722
nov-20	318.962	129.285	2.210	3.903.383	4.353.840
dic-20	320.024	128.618	2.280	3.908.395	4.359.317

Titulares de la Asignación universal por hijo, por mes, según sexo.

Período	Sexo		Total
	Femenino	Masculino	
dic-16	2.162.869	48.866	2.211.735
dic-17	2.170.945	45.617	2.216.562
dic-18	2.174.089	76.352	2.250.441
ene-19	2.187.261	79.670	2.266.931
feb-19	2.123.622	74.548	2.198.170
mar-19	2.131.312	76.411	2.207.723
abr-19	2.153.205	80.375	2.233.580
may-19	2.127.213	81.110	2.208.323
jun-19	2.268.661	138.424	2.407.085
jul-19	2.184.871	123.787	2.308.658
ago-19	2.168.747	108.849	2.277.596
sep-19	2.225.863	121.537	2.347.400
oct-19	2.221.092	123.184	2.344.276
nov-19	2.238.151	125.455	2.363.606
dic-19	2.272.354	143.426	2.415.780
ene-20	2.264.132	140.474	2.404.606
feb-20	2.280.725	140.739	2.421.464
mar-20	2.302.378	143.702	2.446.080
abr-20	2.329.895	163.168	2.493.063
may-20	2.320.873	158.694	2.479.567
jun-20	2.330.484	162.202	2.492.686
jul-20	2.315.834	155.800	2.471.634
ago-20	2.299.680	146.732	2.446.412
sep-20	2.294.001	147.761	2.441.762
oct-20	2.309.282	152.565	2.461.847
nov-20	2.311.772	153.161	2.464.933
dic-20	2.312.699	155.510	2.468.209

Titulares de la Asignación universal por hijo, por mes, según edad.

Periodo	Edad													Total General
	15 - 19	20 - 24	25 - 29	30 - 34	35 - 39	40 - 44	45 - 49	50 - 54	55 - 59	60 - 64	65 - 69	Más de 70	Sin datos	
dic.-16	127.013	419.998	455.548	412.583	360.616	228.488	126.579	58.702	18.556	2.491	243	113	805	2.211.735
dic.-17	117.450	414.527	462.802	411.328	363.787	235.520	130.133	58.503	18.751	2.611	258	96	796	2.216.562
dic.-18	111.069	414.334	477.442	423.139	363.638	244.929	133.145	59.397	19.202	2.973	271	81	821	2.250.441
ene.-19	109.951	415.455	481.132	427.457	366.628	248.089	134.527	60.014	19.466	3.060	271	85	796	2.266.931
feb.-19	107.479	403.310	467.573	415.764	354.565	239.927	129.485	57.415	18.610	2.918	243	87	794	2.198.170
mar.-19	106.345	403.699	470.308	418.260	356.007	242.266	130.378	57.607	18.732	2.978	252	92	799	2.207.723
abr.-19	106.318	406.182	476.203	423.849	360.319	246.388	132.427	58.660	19.024	3.061	259	93	797	2.233.580
may.-19	105.628	403.795	472.599	417.630	353.637	243.191	130.774	58.033	18.881	3.059	238	86	772	2.208.323
jun.-19	108.032	421.944	508.676	457.344	391.870	275.674	149.470	66.724	22.067	3.879	330	106	969	2.407.085
jul.-19	101.384	414.105	490.893	436.712	371.501	261.927	142.071	63.743	21.152	3.757	334	104	975	2.308.658
ago.-19	104.645	406.546	487.630	431.953	364.528	256.881	138.632	61.731	20.237	3.439	298	93	983	2.277.596
sep.-19	109.687	417.923	501.237	445.436	376.200	265.190	143.211	63.602	20.769	3.536	314	121	174	2.347.400
oct.-19	107.757	416.305	501.970	446.200	374.828	264.995	143.248	63.898	20.900	3.544	322	126	183	2.344.276
nov.-19	104.101	414.797	505.447	450.758	379.513	270.269	147.017	65.540	21.819	3.681	325	135	204	2.363.606
dic.-19	102.969	418.238	516.495	462.762	389.213	279.372	151.922	67.610	22.659	3.848	336	143	213	2.415.780
ene.-20	101.333	415.178	515.513	461.319	386.200	278.518	151.455	67.685	22.744	3.887	356	177	241	2.404.606
feb.-20	99.585	415.452	518.955	465.452	389.455	282.453	153.927	68.566	22.983	3.923	365	171	177	2.421.464
mar.-20	96.546	414.346	525.184	472.188	394.940	288.014	157.041	69.595	23.355	4.065	404	168	234	2.446.080
abr.-20	93.381	420.222	539.408	483.508	402.672	294.236	159.958	70.613	23.737	4.114	402	649	163	2.493.063
may.-20	90.532	416.846	538.845	481.762	400.362	292.678	159.578	70.344	23.666	4.127	425	156	246	2.479.567
jun.-20	88.612	417.867	543.103	486.424	401.785	294.782	160.507	70.724	23.810	4.199	450	154	269	2.492.686
jul.-20	87.220	414.677	538.360	483.249	397.733	292.419	159.079	70.262	23.536	4.179	451	154	315	2.471.634
ago.-20	86.217	411.277	533.558	478.914	392.299	288.828	157.239	69.759	23.232	4.138	433	152	366	2.446.412
sep.-20	85.098	409.530	532.080	478.660	391.666	289.088	157.453	69.812	23.259	4.170	436	156	354	2.441.762
oct.-20	85.355	411.779	535.965	483.346	394.651	291.979	159.273	70.578	23.583	4.336	466	159	377	2.461.847
nov.-20	84.561	409.095	536.677	484.612	395.696	293.655	160.358	71.162	23.720	4.388	443	160	406	2.464.933
dic.-20	83.292	406.988	538.166	486.265	396.555	294.895	161.036	71.700	23.825	4.470	438	172	406	2.468.209

Montos de asignación universal por hijo y por embarazo para Marzo del 2021.

ASIGNACIÓN	GENERAL			ZONA 1		
	Total	80%	20%	Total	80%	20%
Embarazo	4.017	3.213,60	803,40	5.223	4.178,40	1.044,60
Hijo	4.017	3.213,60	803,40	5.223	4.178,40	1.044,60
Hijo con Discapacidad	13.090	10.472	2.618	17.017	13.613,60	3.403,40
Ayuda Escolar Anual	3.367	-	-	3.367	-	-

ÍNDICE BIBLIOGRÁFICO

a) General:

Acs, G. (1996). The impact of welfare on young mothers' subsequent childbearing decisions. Journal of Human Resources, 31(4), 898–915.

Badaracco, N., Gasparini, L., & Marchionni, M. (2016). Distributive implications of fertility changes in Latin America. International Journal of Population Research, 2016, Article ID 8717265.

Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility. In Demographic and economic change in developed countries (pp. 209–231), National Bureau of Economic Research. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Cohen, A., Dehejia, R., & Romanov, D. (2013). Financial incentives and fertility. Review of Economics and Statistics, 95(1), 1–20.

James Heckman, Rodrigo Pinto, and Peter Savelyev. (2013). Understanding the Mechanisms Through Which an Influential Early Childhood Program Boosted Adult Outcomes. American Economic Review, 103(6): 2052–2086

Kearny, M. (2004). Is there an effect of incremental welfare benefits on fertility behavior? A look at the family cap. Journal of Human Resources, 39, 295–325.

Khan, M.E., Avishek Hazra, Aastha Kant, and Moazzam Ali. 2016. Conditional and unconditional cash transfers to improve use of contraception

in low and middle income countries: A systematic review. *Studies in Family Planning* 47(4): 371–383.

Laroque, G., & Salanie, B. (2013). Identifying the response of fertility to financial incentives. *Journal of Applied Econometrics*, 29, 314–332.

Milligan, K. (2005). Subsidizing the stork. New evidence on tax incentives and fertility. *Review of Economics and Statistics*, 87(3), 539–555.

Palermo, T., Handa, S., Peterman, A., Prencipe, L., & Seidenfeld, D. (2015). Unconditional government social cash transfer in Africa does not increase fertility. Innocenti Working Paper, 2015-09 (UNICEF Office of Research).

Stecklov, G., Winters, P., Todd, J., & Regalia, F. (2007). Unintended effects of poverty programmes on childbearing in less developed countries: Experimental evidence from Latin America. *Population Studies*, 61(2), 125–140.

Todd, J., Winters, P., & Stecklov, G. (2012). Evaluating the impact of conditional cash transfer programs on fertility: The case of Red de Protección Social in Nicaragua. *Journal of Population Economics*, 25(1), 267–290.

b) Especial:

Agis, E., Cañete, C., & Panigo, D. (2010). El Impacto de la Asignación Universal por Hijo en Argentina. Colección de Textos del Bicentenario, CICCUS/CEIL-PIETTE.

ANSES. (2012). Boletín Cuatrimestral Asignación Universal por Hijo para Protección Social. III Cuatrimestre 2012. Observatorio de la Seguridad Social, Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES).

ANSES, Asignación universal por hijo para protección social.(Diciembre 2020).

Garganta, S., Gasparini, L., Marchionni M. y Tappata M. The Effect of Cash Transfers on Fertility: Evidence from Argentina. Population and Research Policy Review (2017) 36:1–24

Gasparini, L., & Cruces, G. (2010). Las asignaciones universales por hijo. Impacto, discusión y alternativas. Revista Económica. LVI, 1, 105–146.

MEJAIL y TEJEDA, Asignación universal por hijo y fertilidad, trabajo de seminario, Facultad de Ciencias Económicas, UNT, (Tucuman, 2016).

Pacharoni, V., & Ronconi, L. (2014). El impacto de la Asignación Universal por Hijo sobre la Tasa de Fecundidad. Anales AAEP

c) Otras publicaciones:

Bertrand, M., Duflo, E., & Mullainathan, S. (2004). How much should we trust difference-in-difference estimates? Quarterly Journal of Economics, 119(1), 249–275.

D'Elia, V., Calabria, A., Calero, A., Gaiada, J., & Rottenschweiler, S. (2010). Asignación Universal por Hijo para Protección Social: Una política de Protección para los más vulnerables. Revista del Centro Interamericano de Estudios de la Seguridad Social (CIESS) No 260.

D'Elia, V., & Navarro, A. (2011). The impact of the universal child allowance on Argentina's children schooling gap. Proceedings of the AAEP.

Edo, M., Marchionni, M., & Garganta (2015). Conditional cash transfer programs and enforcement of compulsory education laws. The case of Asignación Universal por Hijo in Argentina. CEDLAS Working Paper N. 190.

Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF), ANSES, Ministerio de Desarrollo Social de la Nación, Consejo de Coordinación de Políticas Sociales, Análisis y propuestas de mejoras para ampliar la Asignación Universal por Hijo 2017. (Diciembre 2017), Número 1.

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.

Garganta, S., Gasparini, L., Marchionni, M. Social Policy and Female Labor Force Participation: the case of AUH in Argentina. Anales AAEP (2015)

PAZ, Jorge y otros, Pobreza monetaria y privaciones no monetarias en Argentina, Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia, (Noviembre de 2018).

Puhani, P. (2012). The treatment effect, the cross difference and the interaction term in nonlinear difference-in-difference models. Economics Letters, 115(1), 85–87.

Signorini, B. A., & Queiroz, B. (2011). The impact of the Bolsa Familia program in the beneficiary fertility. Texto para Discussão 439, Cedeplar-Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).

Wooldridge, J (2001) Introducción a la econometría: un enfoque moderno. Thomson Learning.

Consultasen internet:

<https://dds.cepal.org/redesoc/portal/proyectos/ficha/?id=198> (Mayo 2019)

<https://dds.cepal.org/bpsnc/programa?id=18> (Mayo 2019)

<https://dds.cepal.org/bpsnc/programa?id=22> (Mayo 2019)

<https://dds.cepal.org/bpsnc/programa?id=6> (Mayo 2019)

<https://dds.cepal.org/bpsnc/programa?id=61> (Mayo 2019)

<https://dds.cepal.org/bpsnc/programa?id=12> (Mayo 2019)

<https://dds.cepal.org/bpsnc/programa?id=15> (Mayo 2019)

<https://dds.cepal.org/bpsnc/programa?id=56> (Mayo 2019)

<https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC5434941/> (Julio 2019)

https://www.economia.gob.ar/onp/presupuesto_ciudadano/ (Marzo 2021)

<https://www.anses.gob.ar/informacion/datos-abiertos-asignaciones-universales> (Marzo 2021)

INDICE ANALÍTICO

	Pág.
Resumen	1
Prólogo	2

CAPÍTULO I

Transferencias Monetarias

1- Programa de trasferencias monetarias condicionadas versus no condicionadas	4
2- Programa de trasferencias monetarias en América Latina.....	5
3- Literatura Existente	12

CAPÍTULO II

Transferencias Monetarias: El Caso de Argentina

1- Revisión de la literatura.....	17
2- Asignación universal por hijo.....	19

CAPÍTULO III

Datos

1-Encuesta permanente de hogares	26
2- Encuesta de protección y seguridad social	26
3- Muestra	28

4- ITT vs Beneficiarios.....	29
------------------------------	----

CAPITULOIV

Metodología

1- Estrategia Empírica	33
2- Modelo Probit	34
3- Modelo Poisson.....	35

CAPITULOV

Resultados

1- Resultados con modelo Probit.....	38
2- Resultados con el Modelo Poisson	39
3- Robustez	43

Conclusiones.....	44
-------------------	----

Apéndice	45
----------------	----

Anexo	59
-------------	----

Índice bibliográfico.....	64
---------------------------	----

Índice analítico.....	69
-----------------------	----