

## Cambios en el ingreso no laboral e incentivos sobre la fecundidad

---

Cecilia Parada

**INSTITUTO DE ECONOMÍA**

Serie Documentos de Trabajo

Abril, 2021

DT 03/2021

ISSN: 1510-9305 (en papel)

ISSN: 1688-5090 (en línea)

Agradezco al Ministerio de Desarrollo Social, a la Universidad de la República de Uruguay y al Centro de Investigaciones Científicas y Técnicas de Argentina por hacer posible esta investigación. A María Laura Alzúa, Guillermo Cruces, Leonardo Gasparini, Noemí Katzcowicz, Ivone Perazzo, Cecilia Velazquez y Andrea Vigorito por comentarios y sugerencias. Todos los errores son responsabilidad de la autora.

Forma de citación sugerida para este documento: Parada, C. (2021) “Cambios en el ingreso no laboral e incentivos sobre la fecundidad”. Serie Documentos de Trabajo, DT 03/2021. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

# Cambios en el ingreso no laboral e incentivos sobre la fecundidad

Cecilia Parada\*

## Resumen

En este trabajo se examina la relación entre el ingreso no laboral proveniente de transferencias públicas por hijo y las decisiones de maternidad. Se emplea una base novedosa que se construye a partir de registros nominales de mujeres de entre 15 a 49 años que pertenecen a hogares postulantes al programa de Asignaciones Familiares – Plan de Equidad entre 2008 y 2009, así como información del registro nacional del Certificado de Nacido Vivo, que cuenta con todos los nacimientos ocurridos en Uruguay entre 2003 y 2016. A partir de un diseño de regresión discontinua, no se observan resultados estadísticamente significativos que den cuenta un efecto de la transferencia sobre las decisiones de tener hijos, tanto cuando se considera al total de mujeres como cuando se reduce la muestra únicamente a las mujeres postulantes. Tampoco se encuentran efectos del programa cuando se consideran a las mujeres más jóvenes, a quienes si es posible conocer toda su trayectoria reproductiva. Finalmente, si bien se observan algunos efectos significativos dependiendo del tramo etario de las mujeres, si tienen o no un hijo en los años previos a postularse al programa y en el cuidado del embarazo, estos no son robustos a las distintas especificaciones estimadas.

Palabras clave: Fecundidad, Ingreso no laboral, Transferencias públicas

Código JEL: J13 - J18 - I38

(\*) Instituto de Economía (Iecon), Universidad de la República, Uruguay.  
cparada@iecon.ccee.edu.uy

## Abstract

This paper examines the relationship between the non-labour income and the women's childbearing behaviour. A novel basis is used, built from nominal records of women between 15 and 49 years old, who applied to the program Asignaciones Familiares – Plan de Equidad between 2008 and 2009, as well as information from the National Registry of Birth Certificate, with all of the births taken place in Uruguay between 2003 and 2016. From a discontinuous regression design, there are no statistically significant results that account for the effect of the transfers on the childbearing behaviour. Neither are effects of the program when younger women are considered separately. Even though there are some significant effects depending on the age range of women, whether they do have a child or not during the years before applying to the program and the pregnancy care, are not robustness to the different specifications estimated.

Keywords: Fertility \_ Non-labour income \_ Public transfers

JEL Classification: J13 - J18 - I38

## 1. Introducción

Son múltiples los factores involucrados detrás de la decisión de tener o no un hijo. Cambios en estos factores alteran desde el bienestar individual hasta el tamaño de una población, lo cual es un elemento clave al momento de diseñar políticas y planificar el gasto público para un gobierno. Uruguay se caracteriza por ser un país con una baja tasa global de fecundidad (TGF<sup>1</sup>) y, al igual que varios países de la región y el mundo, ha experimentado durante las últimas dos décadas una caída adicional en la fecundidad que lo coloca en niveles inferiores a los necesarios para el reemplazo de su población<sup>2</sup>. En este contexto, existen algunas políticas que indirectamente pueden estar afectando las decisiones reproductivas de las personas. En particular, los Programas de Transferencias Condicionadas (PTC), que constituyen una de las políticas principales de combate a la pobreza y la desigualdad en la región, son señalados muchas veces por tener posibles efectos indirectos en el comportamiento reproductivo de los individuos.

Este trabajo se centra en evaluar empíricamente la relación entre los incentivos financieros y la fecundidad. Debido al vínculo bidireccional que existe entre el nivel de ingresos y número de hijos que deciden tener las familias, no resulta sencillo poder realizar estimaciones causales de un fenómeno sobre el otro. Con el objetivo de lograrlo, se explota la transformación del régimen de Asignaciones Familiares ocurrida en Uruguay a partir de 2008 para estudiar cómo los incentivos financieros producidos por el programa pueden haber afectado las decisiones de fecundidad de las familias beneficiarias respecto a la situación previa a la política. El nuevo sistema de Asignaciones Familiares – Plan de Equidad (AFAM-PE) consiste en un programa de transferencias condicionadas de ingresos no contributivo que se otorga a los hogares con niños y adolescentes en situación socioeconómicamente vulnerable. Si bien el objetivo específico del programa consiste en aliviar la pobreza de aquellos hogares con menores de 18 años, podría inducir a las mujeres a alterar sus decisiones reproductivas debido al efecto ingreso y precio que se produce. En concreto, en base a lo que predice la teoría clásica, podría esperarse un aumento del número de hijos total o un adelantamiento en el calendario gestacional de las mujeres. Al ser un monto variable por número de hijos y nivel educativo de los mismos, tiene potencialmente un mayor efecto sobre la fecundidad frente a un programa de iguales características pero que implique una transferencia fija.

Entre la literatura previa que se ha preocupado por analizar los determinantes de la fecundidad y, en particular, la relación entre ingreso y número de hijos, se encuentran un conjunto de

---

<sup>1</sup>La TGF consiste en el número de hijos que en promedio tendría una mujer de una cohorte hipotética de mujeres que durante su período fértil tenga hijos de acuerdo a las tasas de fecundidad por edad durante un determinado período de estudio y no estuviera expuesta a riesgo de mortalidad desde su nacimiento hasta el final de su período fértil.

<sup>2</sup>En concreto, la TGF se situó en 1.71 por mujer en edad reproductiva (MSP, 2019).

trabajos enfocados a analizar este fenómeno en contextos de baja natalidad. En esta dirección, algunos estudios se han concentrado en evaluar efectos de políticas pronatalistas, como Millingan (2005), quien encontró un aumento en las tasas de fecundidad en Quebec como resultado de la introducción de una política de transferencias, donde se realizaba un pago a las familias que tuviesen hijos. En el mismo sentido, Cohen, Dehejia y Romanov (2013), observan una caída en la probabilidad de tener un hijo adicional como resultado de la reducción del beneficio mensual que se otorga por hijo marginal en Israel. Por su parte, Laroque y Salanie' (2013) encuentran que los incentivos financieros han tenido efectos significativos en las decisiones de fecundidad en Francia, mediante el análisis de la variación de los salarios y los efectos que esto tiene sobre los beneficios y créditos fiscales.

Para Estados Unidos, si bien no cuenta con políticas explícitamente pronatalistas, existe una amplia literatura que analiza los efectos sobre la fecundidad que pueden tener las políticas sociales o impositivas a pesar de no haber sido diseñadas para ello. La evidencia encontrada no es concluyente. Por un lado, se han observado impactos positivos y significativos sobre la tasa de nacimientos del sistema de exenciones impositivas (Whittington y otros, 1990) y del programa de asistencia alimentaria a las familias (Currie, J., E. Moretti, 2008). Por otro lado, a pesar de reconocer los potenciales incentivos sobre el comportamiento reproductivo de los individuos, no se encuentran efectos de las políticas o los resultados no son robustos a distintas especificaciones (Acs, 1996; Fairlee y London, 1997; Moffitt, 1998; Grogger, Karoly y Klerman, 2002; Joyce, Kaestner y Korenman, 2003; Kearny, 2004).

En los países en desarrollo la evidencia tampoco es terminante. Como ejemplos de resultados contrapuestos, se han observado impactos positivos de programas de transferencia sobre la natalidad para India (Nandi y Laxminarayan, 2015) y nulos, o incluso negativos para algunos grupos específicos en Zambia (Palermo y otros, 2015). Para América Latina, el estudio de los efectos de los programas de transferencias monetarias condicionadas sobre la fecundidad también ha arrojado resultados diversos (Stecklov y otros, 2007; Signorini y Queiroz, 2011; Todd, Winters y Stecklov, 2012; Amarante y otros, 2016; Garganta y otros, 2016). Mientras en Honduras y Argentina se registraron incentivos positivos sobre la natalidad, no se encontraron efectos para Brasil, México y Nicaragua, de hecho, Todd y otros (2012) observan un incentivo negativo de estas políticas sobre la procreación para este último país. Estas diferencias podrían explicarse, en parte, por los distintos diseños de los programas, tanto por el monto de la transferencia que se realiza, como si guarda relación o no con el número de integrantes y por la población objetivo de las políticas. Concretamente, para Uruguay Amarante y otros (2016) estudian los patrones de fecundidad de las mujeres solicitantes del PANES (Plan de Asistencia Nacional a la Emergencia

Social). Luego de un estudio detallado del comportamiento pre y pos programa, obtienen resultados de magnitudes pequeñas y no significativas sobre la fecundidad cuando comparan mujeres alrededor del umbral de elegibilidad.

En este trabajo se adoptará una metodología no experimental de regresión discontinúa con el fin de evaluar si el programa AFAM-PE tiene efectos sobre las decisiones de maternidad de las mujeres una vez que reciben la transferencia. La estrategia se apoya en el hecho de que la asignación al programa depende de un índice de carencias que se construye a partir de un conjunto de características del hogar previo a participar del programa. El índice es continuo y creciente con la vulnerabilidad de los hogares y, los mismos deben obtener un valor superior a cierto umbral, preestablecido y desconocido por estos, para participar. Esto permite trabajar como si la asignación al programa fuese aleatoria alrededor de dicho umbral de elegibilidad y, de esta forma, obtener estimaciones causales de AFAM-PE.

Se trabaja con una base de datos novedosa y no explotada anteriormente que se conforma a partir de dos fuentes de información. Por un lado, se cuenta con registros administrativos de todos los hogares postulantes al programa entre 2008 y 2009. Por otro lado, se cuenta con los registros del Certificado de Nacido Vivo (CNV) de Uruguay entre 2003 y 2016, pudiendo aproximarse con gran exactitud el momento de la concepción, ya que se conoce la información respecto a la fecha de nacimiento del niño y la cantidad de semanas de embarazo. Ambos registros cuentan con la identificación de los individuos, lo cual permite construir un panel con el fin de evaluar sus comportamientos reproductivos en el corto plazo. Debido a que no se tiene información acabada acerca del comportamiento reproductivo de las mujeres a lo largo de toda su vida fértil, sino para una ventana en el tiempo, los resultados no son sobre la fecundidad global sino que se evalúan los efectos pos programa.

La evidencia encontrada sugiere que el aumento del ingreso no laboral producido por la transferencia no tuvo efectos, ni sobre la probabilidad de tener al menos un hijo pos programa, ni sobre la cantidad de hijos pos programa que tienen las mujeres beneficiarias en su conjunto. Se encontraron efectos heterogéneos, no robustos a las distintas especificaciones, según si las mujeres hubiesen tenido o no un hijo en el período entre 2003 y el momento de solicitar el programa, observándose una incidencia negativa de la política sobre la probabilidad de tener al menos un hijo cuando las mujeres habían dado a luz en el período mencionado. Por otra parte, se observan efectos positivos del programa sobre la probabilidad de tener al menos un hijo pos programa para las mujeres que tienen entre 15 y 19 años y entre 20 y 24 años al momento de solicitar la transferencia. Sin embargo, estos efectos no siempre son significativos y desaparecen cuando se reduce la muestra para aquellas mujeres jóvenes a quienes es posible conocer toda su

trayectoria reproductiva. Complementariamente, se observa una mejora en algunos indicadores de cuidado del embarazo que podrían estar explicando parte del aumento en el número de niños nacidos vivos. Nuevamente, las dimensiones donde se observaron resultados significativos son de magnitudes pequeñas y no robustos a distintas especificaciones.

Con esta investigación se busca aportar a la literatura empírica que se ocupa por estudiar los efectos de los incentivos financieros sobre la fecundidad, la cual, hasta el momento, ha arrojado resultados controvertidos. Con este objetivo, se pretende testear empíricamente las predicciones teóricas que establecen cambios en el comportamiento reproductivo como resultado de alteraciones en el ingreso. Asimismo, se busca brindar elementos para quienes elaboran las políticas públicas sobre los posibles efectos no buscados por estas y la importancia de considerarlos en su diseño, en particular en una dimensión donde existe poca evidencia en la región. Para lograrlo se trabaja con dos fuentes de registros administrativos, siendo la primera vez que se emplean en forma conjunta. También se busca contribuir con este trabajo mediante el análisis de los potenciales incentivos que el programa AFAM-PE pudo haber tenido sobre la planificación familiar de los hogares, con sus respectivos efectos demográficos. Ello no ha sido estudiado con profundidad hasta el momento y podría aportar al diseño de la política.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En el segundo apartado, se presenta en detalle el programa y sus potenciales incentivos. En el tercer apartado se especifica la metodología adoptada, mientras que en el cuarto apartado se presentan los resultados a los cuales se alcanza. Finalmente, en el quinto apartado se resumen los principales hallazgos de la investigación.

## **2. Descripción del programa y sus posibles incentivos sobre la fecundidad**

### **2.1. Régimen de Asignaciones Familiares – Plan de Equidad (AFAM-PE)**

A partir del 1° de enero de 2008 quedó establecido por ley en Uruguay el nuevo sistema de AFAM-PE. Este programa forma parte de un conjunto de políticas permanentes que se proponen combatir la pobreza y la desigualdad y que conforman lo que se denomina, precisamente, Plan de Equidad. En concreto, las AFAM-PE consisten en una transferencia monetaria mensual no contributiva en beneficio de niños, niñas y adolescentes (0 a 17 años inclusive). Si bien en Uruguay el régimen de Asignaciones Familiares es de larga data<sup>3</sup>, con la reforma del mismo se expande notablemente el número de beneficiarios y se incrementa el monto de la transferencia. De esta

---

<sup>3</sup>El detalle de la historia del régimen de Asignaciones Familiares en Uruguay puede encontrarse en Mariño, Noboa y Parada (2009). Para un análisis de la evolución del sistema de asignaciones familiares en Uruguay véase Arim et al. (2009).



forma, las AFAM-PE se constituyen como la principal política de asistencia social, focalizándose en el beneficio de niños, niñas y adolescentes que pertenezcan a hogares pobres o se encuentren institucionalizados a tiempo completo en establecimientos a cargo del Estado. Los objetivos específicos de las Asignaciones Familiares consisten en aliviar la pobreza de aquellos hogares con menores de 18 años y fomentar la asistencia escolar de los mismos (Bérgolo y otros, 2016).

Los beneficiarios de la prestación son los menores de 18 años que residen en el territorio nacional y viven en hogares en situación de vulnerabilidad socioeconómica. Los hogares deben cumplir con dos condiciones para que sus miembros sean beneficiarios: percibir ingresos inferiores a determinado umbral preestablecido (el cual no es de público conocimiento), y obtener un puntaje del Índice de Carencias Críticas (ICC<sup>4</sup>) superior al determinado umbral, en cual varía de acuerdo al lugar de residencia. Adicionalmente, los beneficiarios deben cumplir con un conjunto de condicionalidades dependiendo de su edad. En todos los casos deben realizar el número de controles médicos correspondientes a su etapa vital, pudiéndose concretarse en la órbita pública o privada, y asistir al sistema educativo <sup>5</sup>.

Los requisitos que refieren a la situación de vulnerabilidad socioeconómica del hogar, son corroborados al momento de la inscripción al programa, mientras que los ingresos formales son chequeados por el Banco de Previsión Social (BPS) en forma regular, suspendiéndose a aquellos beneficiarios que pertenezcan a hogares que superen el umbral. Para quienes cumplen con todas las condicionalidades se mantiene la transferencia hasta que alcanzan la mayoría de edad, con excepción de aquellos beneficiarios con discapacidad a quienes se les mantiene el beneficio una vez alcanzados 18 años debiendo asistir a revisión médica cada tres años.

Un aspecto clave del programa a los efectos de este trabajo es que, la prestación monetaria es percibida por el adulto a cargo del beneficiario, siendo las mujeres quienes tienen preferencia como receptoras (representan el 90 % de los postulantes). El beneficiario no es el hogar sino el menor, por lo cual en aquellos hogares en que reside más de un menor, que cumple con los requisitos, se transfiere un monto por cada uno de ellos, el cual se ajusta de acuerdo a una escala de equivalencias. Además, con el objetivo de fomentar la asistencia al ciclo medio de enseñanza, la transferencia aumenta cuando los beneficiarios pasan a dicho nivel. Finalmente, el monto que se transfiere a cada hogar surge a partir de la siguiente fórmula:

$$AFAM - PE_h = M_b totalmenores^{0,6} + (M_s - M_b) menoressec^{0,6}$$

Donde  $M_b$  es el monto básico de la transferencia y  $M_s$  es el monto correspondiente a quienes

---

<sup>4</sup>El ICC consiste en un índice resumen que valora características de los integrantes de cada hogar, elementos de la vivienda y el acceso a ciertos bienes y servicios.

<sup>5</sup>En el caso de beneficiarios discapacitados debidamente acreditados las exigencias educativas no son operativas.

se encuentran en el nivel educativo secundario, *totalmenores* es el número de menores en el hogar que cumplen con los requisitos para ser elegibles y *menoressec* es el número de menores que asisten a enseñanza secundaria. El valor de los montos de la transferencia quedó establecido por ley y se ajustan por el Índice de Precios al Consumo (IPC) en el mismo momento en que se ajustan los salarios de los funcionarios de la Administración Central. A precios de enero de 2016, el monto básico ascendía a \$U 1.299 (U\$S 43) y el complemento para quienes asistían a secundaria a \$U 557 (U\$S 19).

En los hechos, en enero de 2008 el AFAM-PE realizó transferencias a hogares por, aproximadamente, 230.000 beneficiarios, mientras que a diciembre de 2016 el total de beneficiarios ascendió a cerca de 390.000, lo cual representa el 45 % de los menores de 18 años residentes en Uruguay. En términos de hogares, cerca de 190.000 familias con hijos recibía la transferencia en 2016<sup>6</sup>.

La dimensión y cobertura del programa conlleva impactos en términos de reducción de la pobreza, indigencia y la desigualdad. En particular, se ha documentado un importante efecto en la reducción de la pobreza extrema (Colafranceschi y Vigorito, 2013). Asimismo, se ha estudiado acerca de los efectos sobre decisiones dentro del hogar, tanto en términos de oferta laboral como de acuerdos matrimoniales (Bérgolo y Cruces, 2018; Bérgolo y Galván, 2018; Failache y otros, 2016). Sin embargo, a pesar de que el programa tiene potenciales incentivos que podrían alterar la planificación familiar de los individuos, los posibles efectos sobre factores demográficos no han sido analizados en profundidad hasta el momento.

## 2.2. Incentivos del programa sobre la fecundidad

La economía neoclásica, a partir de Becker (1960), propone considerar a los niños como bienes normales. De esta forma, al igual que con otros bienes de consumo, un aumento del ingreso de los individuos conduciría a un incremento en su demanda. Esta hipótesis ha sido criticada, principalmente, ante la evidencia de que a medida que los países aumentan sus niveles de ingresos han disminuido sus tasas de fecundidad, y por el hecho de que los hogares de mayores recursos tienen un menor número de hijos promedio. Sin embargo, el propio Becker concilia estos hechos estilizados con la teoría, al proponer junto con Lewis (Becker y Lewis, 1973) el modelo de calidad-cantidad. A partir de allí, la literatura teórica sobre planificación familiar ha descrito ampliamente los efectos de una transferencia monetaria por hijo en dos dimensiones: la cantidad y la calidad de los mismos, existiendo un trade-off entre ambas (Becker, 1960; Becker y Lewis, 1973; Schultz, 1997).

---

<sup>6</sup>De acuerdo con datos del observatorio social del MIDES.

De este modo, siguiendo a Hotz y otros (1997), el enfoque económico que busca explicar el comportamiento de la fecundidad no es más que una aplicación de los modelos neoclásicos de la demanda del consumidor. En estos modelos, los padres son los consumidores que eligen la cantidad de niños que maximizan su utilidad, sujeto a su restricción presupuestaria. Un supuesto importante que tiene esto detrás, es que, más allá de la restricción presupuestal, los padres no tienen otros obstáculos para elegir el número de hijos, por ejemplo problemas de fertilidad.

Este trabajo se apoya en el modelo teórico de cantidad-calidad elaborado por Becker y Lewis (1973), en el cual los autores buscaron conciliar la proposición malthusiana de que los aumentos en los ingresos traen consigo incrementos en la fecundidad con el hecho de que el ingreso familiar está inversamente relacionado con la misma (Hotz y otros, 1997). A pesar de las críticas que ha recibido este modelo<sup>7</sup>, el mismo sirve de base para motivar el problema que está detrás del vínculo entre el ingreso y las decisiones de fecundidad. En el modelo de cantidad-calidad, los padres tienen preferencias tanto por el número de hijos como por la calidad de cada niño, en términos de las inversiones en salud y educación que pueden realizar por cada uno.

En este marco, una transferencia monetaria o subsidio contra la pobreza podría generar efectos en la cantidad, calidad o ambos factores. El potencial impacto de la política dependerá de qué efecto se encuentre más operativo, el ingreso puro o el sustitución. De acuerdo con evidencia encontrada para otros países, los efectos finales estarían sujetos, al menos, al monto de la transferencia, la estructura de los beneficios y las características demográficas de cada país. De todos modos, como fue mencionado anteriormente, no hay evidencia concluyente al respecto. Incluso para el mismo país, se han encontrados resultados diversos. En este sentido, si bien existe evidencia empírica sobre efectos positivos del programa de Ayuda para Familias con Hijos Dependientes en EEUU, muchos estudios no encuentran efectos o son de magnitudes variables (Acs, 1996; Fairlee y London, 1997; Moffitt, 1998; Joyce, Kaestner y Korenman, 2003). De la misma forma, Stecklov y otros (2007) al analizar los efectos de los programas de transferencias condicionadas para un conjunto de países latinoamericanos encuentran resultados heterogéneos.

La determinación económica del número de hijos ha sido criticada por otras disciplinas, principalmente debido a que las decisiones de fecundidad dependen de un conjunto de factores y eventualidades que exceden la racionalidad económica (Schultz, 2001). Para Uruguay UNFPA (2017), a partir de los datos de la ENCoR, encuentra que entre quienes tienen hijos la principal razón que adjudican hombres y mujeres para no tener más hijos es que “ya tiene el número que desea” (58.8 % y 56.7 %, respectivamente) y, en segundo lugar, aparecen “condiciones económicas o de tiempo” (34.8 % hombres y 36.5 % mujeres). Un porcentaje pequeño plantea “querer man-

---

<sup>7</sup>Una sistematización de las limitaciones del modelo puede encontrarse en Barrera Gutiérrez (2011).

tener mi nivel de vida actual” (7.6 % hombres y 6.2 % mujeres), y se adjudican “otras razones” una proporción considerable de individuos (23.2 % hombres y 36.2 % mujeres). De esta forma, la reducción de los costos de cada hijo podría comportarse como un incentivo, en la medida en que reduce una de las principales limitaciones que han descrito los uruguayos. A partir de la ECH, Colafranceschi y Vigorito (2013) estiman el peso de las AFAM en los distintos deciles de ingreso, encontrando que en ningún caso supera el 20 % de los ingresos de los hogares, decreciendo su importancia en los hogares pertenecientes a los deciles de ingreso más alto. Si se consideran solo los ingresos formales al momento de solicitar la transferencia, la misma representa aproximadamente el 40 % de los mismos, en promedio. No obstante, la transferencia podría significar un incremento del ingreso del hogar, o podría implicar un efecto sustitución entre ingreso laboral y no laboral, traduciéndose en una mayor cantidad de tiempo disponible de las madres. Nuevamente, el mayor tiempo de ocio podría significar un aumento de la fecundidad o de las horas invertidas en los cuidados de cada hijo.

En primer lugar, al recibir un monto monetario por cada hijo, se reduce el costo del mismo y aumenta el beneficio de tenerlo, aumentando la utilidad relativa versus la inexistencia de la transferencia. A pesar de que en Uruguay los montos estipulados son decrecientes con el número de hijos, la transferencia que se realiza es un monto por hijo y no por hogar, al igual que en Argentina y Nicaragua y a diferencia México y Ecuador. Esta distinción en lo que se considera la unidad receptora del beneficio podría generar efectos disímiles, en particular en lo que refiere a la fecundidad. Siguiendo lo planteado Garganta y otros (2016), la AFAM-PE podría generar un mayor incentivo a aumentar el número de hijos respecto a un programa de características similares, pero donde la transferencia no dependa del número de menores, sino que sea un monto fijo.

Los posibles efectos que se perciben que tendría el programa AFAM-PE podrían ser de carácter transitorio o permanente. Si bien el programa forma parte de un conjunto de políticas que el gobierno propone estables, los hogares beneficiarios pueden entender que el mismo depende de la coyuntura política y, por lo tanto, considerar que la transferencia sea de carácter temporal o, en su defecto, incierta. De este modo, podría generarse una alteración de las decisiones de procrear adelantando el calendario reproductivo o incrementando el número total de hijos al final del período fértil, dependiendo de cómo se perciba la transferencia.

En segundo lugar, la calidad de los hijos podría verse afectada, entendiéndose esta como el precio de cada uno de los hijos. En este sentido, al cambiar la restricción presupuestaria del hogar, puede que no se altere el número de hijos deseados, pero sí que se modifique la demanda en la calidad de los mismos. Esto sería coherente con un escenario donde a medida que aumentan

los ingresos del hogar disminuye el número de hijos.

### **3. Estrategia empírica**

#### **3.1. Fuentes de información**

Los datos utilizados en esta investigación provienen de dos fuentes de información. En primer lugar, se cuenta con el registro administrativo del programa AFAM-PE. Este registro contiene información al momento de la solicitud de ingreso al programa de cada hogar y sus integrantes. Se considera a las personas que integran los hogares solicitantes entre enero 2008 y diciembre de 2009, limitando el análisis a aquellos individuos que nunca cambiaron de estatus en el programa, es decir, siempre fueron beneficiarios o nunca lo fueron. En total, se cuenta con 999.151 individuos que pertenecían a hogares postulantes entre 2008 y 2009, siendo un 80 % postulantes en 2008. El registro cuenta con información del hogar, como ingresos y lugar de residencia, e información de los individuos, como características demográficas, educativas y laborales. Además, es posible identificar quien es el postulante al programa y el o los generante/s del beneficio.

En segundo lugar, se utilizan datos provenientes de los registros nacionales del CNV entre 2003 y 2016. Los nacimientos ocurridos en este período ascienden a 672.247, correspondientes a aproximadamente 440.000 madres. Debido a que se cuenta con la fecha exacta en que ocurren los nacimientos y la cantidad de semanas de gestación, es posible estimar la fecha de concepción y, de este modo, conocer si ocurre antes o después de que la mujer sea beneficiaria del programa.

Ambas bases pueden unirse a través de la identificación de las madres. De esta forma, para todas las mujeres que integran hogares postulantes a AFAM-PE, además de conocer la información contenida en el dicho registro administrativo, se sabe su historia reproductiva entre 2003 y 2016. Las variables de resultado de interés serán: si la mujer tuvo al menos un hijo nacido y gestado luego de postularse al programa y cantidad de hijos nacidos y gestados luego de postularse al programa. Aquellas mujeres que no se encuentren en el CNV es porque no han dado a luz en el territorio uruguayo durante el período de análisis.

La población objetivo está compuesta por las mujeres integrantes de los hogares postulantes que tienen entre 15 y 49 años de edad al momento de la solicitud. En total, la muestra asciende a 269.371 mujeres, de las cuales 170.790 son postulantes al programa, es decir, potenciales administradoras del beneficio. Estas mujeres son las responsables del 42,7 % de los nacimientos ocurridos en Uruguay entre 2008 y 2016, de acuerdo con los registros del CNV<sup>8</sup>.

---

<sup>8</sup>Entre 2008 y 2016 hubo 429.804 nacimientos, de los cuales 183.374 son los hijos de madres pertenecientes a hogares postulantes a AFAM-PE.

### 3.2. Estrategia de estimación

La probabilidad de que a un hogar se le adjudique el beneficio presenta una discontinuidad en el ICC de los hogares. Este índice actúa como instrumento de focalización y consiste en una variable continua que se puede observar, pero de la cual los hogares desconocen su construcción. A los efectos del análisis, se trabaja con el índice estandarizado, esto es, se resta al valor que se le adjudica al ICC de cada hogar el umbral predeterminado para acceder al programa según región y momento del tiempo. Aquellos hogares con un ICC estandarizado (en adelante ICC) superior a 0 son potenciales beneficiarios, mientras los hogares con un ICC negativo no formarían parte de la población objetivo de la política. Como puede observarse en la figura 1, la asignación al programa depende casi determinantemente del valor que adquiere el ICC. Esto permite trabajar con una metodología de evaluación de regresión discontinua tipo sharp, la cual, si bien no es experimental, es posible considerar como si los hogares se asignaran aleatoriamente alrededor del umbral. Esto implica que las diferencias encontradas en la variable de resultado pueden adjudicarse en forma causal al programa.

De este modo, siguiendo a Lee y Card (2007), Imbens y Lemieux (2008) y Lee y Lemieux (2010), la estrategia consiste en estimar el siguiente modelo de regresión básico:

$$y_i = \alpha + \beta 1(N_i > 0) + f(N_i) + u_i \quad (3.1)$$

Donde  $y_i$  es la variable de resultado de interés para el hogar  $i$ ;  $1(N_i > 0)$  es una variable indicativa que vale 1 para aquellos hogares cuyo ICC estandarizado supera el umbral de elegibilidad y 0 en caso contrario, o sea que vale 1 cuando el hogar es elegible; y,  $f(N_i)$  es una función suavizada de la variable de selección y, por lo tanto, captura el efecto del ICC estandarizado sobre la variable de resultado.

Finalmente, el coeficiente asociado a la variable indicativa del grupo de tratamiento,  $\beta$ , permite identificar el impacto promedio del programa sobre la variable de interés en el entorno del punto de corte. La principal variable de resultado de interés consiste en una dummy que vale 1 si la mujer tuvo al menos un hijo que gestó entre la fecha de postulación al programa y marzo de 2016 y 0 en caso contrario. Adicionalmente, se distinguen efectos sobre la cantidad total de hijos gestados entre que se postula al programa y 2016, la probabilidad de quedar embarazada hasta un año después de solicitado el programa, dos años después, o tres años o más. Por último, se estiman efectos heterogéneos dependiendo de la edad del último hijo y la edad de la mujer.

Debido a que el efecto estimado del programa depende de cómo se estima la función  $f(\cdot)$ , se utilizarán distintas especificaciones de la misma. Siguiendo a Gelman e Imbens (2017), se considerarán formas polinómicas lineales y cuadráticas y, adicionalmente, se estimará con y sin

controles de la línea de base.

Con el objetivo de otorgar mayor robustez a los resultados, siguiendo a Calonico y otros (2014 y 2017) y Cattaneo y otros (2018), se estima también mediante especificaciones no paramétricas, considerando ponderaciones de Kernel uniforme y epanichekov alternativamente.

Para todos los casos, además se consideran distintos anchos de banda alrededor del umbral, en particular, los que surgen de lo propuesto por Calonico y otros (2014).

La correcta estimación de los efectos de interés depende de que se verifique un supuesto de identificación clave, esto es: que las variables de resultado sean una función monótona del puntaje en la línea de base. De esta forma, cualquier discontinuidad en la variable alrededor del umbral de elegibilidad puede interpretarse como el efecto causal de la política. Para que esto sea válido es necesario que no exista manipulación de los individuos respecto a la variable de asignación al programa (ICC) y que dicha asignación dependa del puntaje obtenido. Existen distintas formas de testear este supuesto de identificación.

En primer lugar, se realiza un análisis de correlación entre ser beneficiario de AFAM-PE y un conjunto de características de la línea de base. Los coeficientes estimados que resultan significativos implican que existen diferencias entre elegibles y no elegibles previo a la aplicación del programa. Como se observa en la tabla A4.1 del anexo, cuando se considera un ancho de banda de  $[-0.15; 0.15]$  solo se encuentran diferencias para la educación del jefe de hogar, mientras que para el ancho de banda  $[-0.07; 0.07]$  (un promedio de los sugeridos por Calonico y otros, 2014), también se observan diferencias con distintos niveles de confianza para: edad al momento de la postulación y años de educación (al 90%), educación del jefe de hogar (95%) y edad del jefe de hogar (99%). La incorporación de estas variables como controles permitirá considerar estas diferencias.

En segundo lugar, se realiza el test de McCrary para la densidad de la variable de asignación al tratamiento alrededor del punto de discontinuidad. El gráfico de McCrary se presenta junto con el histograma del ICC considerando el mayor ancho de banda propuesto y el que surge de la metodología de Calonico y otros (2014) (ver figuras 3 y 4). Estas figuras ilustran la continuidad de la función de densidad del instrumento de focalización, contribuyendo con evidencia acerca de la no manipulación de los individuos y dando validez al hecho de considerar que los individuos se distribuyen aleatoriamente alrededor del umbral, conclusión a la que también abordan los estudios previos sobre efectos de AFAM-PE.

A pesar de que la metodología RD permita obtener estimaciones de impacto creíbles del programa, tiene la desventaja de que consiste en un estimador local. En este sentido, el potencial efecto encontrado será el efecto de la política alrededor del umbral en el cual se esté analizando

(Bernal y Peña, 2011). De todos modos, constituye nueva evidencia acerca de los efectos que un shock de ingresos puede tener sobre las decisiones de fecundidad de las mujeres, en particular, para las mujeres de la muestra.

## 4. Resultados

### 4.1. Resultados principales

A partir de una primera aproximación gráfica, se observa la probabilidad de tener al menos un hijo y la cantidad de hijos luego de implementada la política, para el total de mujeres de 15 a 49 años y restringiendo la muestra para las solicitantes. En la figura 2 se pueden observar los resultados según el valor del ICC del hogar al que pertenecen, donde a la izquierda del cero se ubican las mujeres pertenecientes a hogares no elegibles mientras a la derecha las pertenecientes a hogares elegibles. Mientras en el primer gráfico de la figura se observa una leve diferencia negativa entre las mujeres potencialmente beneficiarias y las no beneficiarias en la probabilidad de tener al menos un embarazo, al reducir la muestra a las mujeres postulantes cambia el signo de esta diferencia, observándose una mayor tasa de mujeres que tuvieron al menos un embarazo a la derecha del punto de corte. Sin embargo, en los dos casos las estimaciones a uno y otro lado del umbral se encuentran comprendidas dentro de los intervalos de confianza de la otra, lo cual da un indicio acerca de la ausencia de resultados significativos de la transferencia.

En la derecha de la figura se grafican el comportamiento de la variable cantidad total de hijos gestados luego de postularse al programa, observándose resultados análogos a los encontrados para la variable dicotómica. A partir del análisis de estos gráficos, no se puede establecer un resultado esperado para la mayoría de las variables, dado que en todos los casos las estimaciones a uno y otro lado del umbral quedan comprendidas dentro de los intervalos de confianza de las estimaciones del otro lado del punto de corte. En particular, cuando se trabaja con el total de mujeres de 15 a 49 años, sin restringir a postulantes, las variables de resultado tienen un comportamiento muy similar a lo largo de los distintos valores del ICC.

La implementación del enfoque de RD requiere que se elijan tres elementos: el ancho de banda, la ponderación de las observaciones (función kernel) y el orden del polinomio con el cual va a estimarse (Skovron y Titiunik, 2015). A los efectos de testear la sensibilidad y robustez de los resultados, se repiten las estimaciones considerando distintas alternativas. En esta sección se presentan los principales resultados considerando distintos anchos de banda, kernel uniforme y polinomios de segundo orden. En la sección 4.4 se analiza la validez de los resultados, estimando para distintos anchos de banda, kernel alternativos y polinomios de primer orden. En todos los



casos, se parte de un ancho de banda de  $[-0.15; 0.15]$ , el mayor intervalo donde las características de la línea de base se encuentran balanceadas a ambos lados del punto de corte, y, además de considerar dos intervalos de menor magnitud, se incluyen en las columnas 4 y 8 de cada tabla las estimaciones realizadas para los intervalos obtenidos según metodología de Calonico y otros (2014). Las columnas 1 a 4 de cada tabla muestran los resultados de las estimaciones sin considerar covariables o variables de control, y en las columnas 5 a 8 se reproducen los resultados considerando covariables.

La tabla 1 muestra los resultados que surgen de estimar mediante RD los efectos sobre la probabilidad de tener al menos un hijo luego de postularse al programa para el total de mujeres de entre 15 y 49 años de edad pertenecientes a hogares postulantes. No se encuentran resultados significativos para las mujeres elegibles en ninguna de las especificaciones estimadas. Es importante destacar que, además de la ausencia de la significatividad estadística, la magnitud de los coeficientes es muy reducida en todos los casos. En la tabla 2 se presentan los mismos resultados pero restringiendo la muestra a las mujeres postulantes. Si bien el shock de ingresos al hogar puede introducir incentivos en las decisiones de maternidad sobre todas las mujeres del hogar, o bien vía efecto ingreso o bien vía efecto sustitución, podría esperarse que los incentivos sobre la fecundidad se produzcan en mayor medida sobre quien administra el beneficio. Nuevamente, se destaca la ausencia de resultados significativos en todos los casos y la pequeña magnitud de los coeficientes. El hecho de trabajar con registros administrativos, permite inferir que, para esta muestra de mujeres, la transferencia monetaria no tiene efectos sobre la probabilidad de tener un hijo pos programa a los niveles habituales de significatividad estadística.

En las tablas 3 y 4 se muestran los resultados obtenidos luego de estimar los efectos del programa sobre la cantidad total de hijos que tienen las mujeres después de postularse. Nuevamente, los resultados sugieren que la transferencia monetaria no tiene efectos sobre las decisiones de fecundidad pos programa de las mujeres, ni cuando se considera al total de entre 15 y 49 años, ni cuando se restringe el análisis a las postulantes. Además, se realizaron las mismas estimaciones considerando diferencias en el los tiempos de exposición al programa y no se encontraron efectos significativos en ningún caso.

Como fue mencionado, los potenciales efectos analizados hasta el momento no son estrictamente sobre la fecundidad, dado que no se conoce el total de hijos que tienen las mujeres sino aquellos que nacieron luego de 2003. Sin embargo, es viable estimar los efectos sobre la fecundidad para aquellas mujeres más jóvenes a quienes si es posible seguir toda su trayectoria reproductiva hasta 2016. En concreto, es razonable pensar que las mujeres de hasta 14 años a abril de 2002 no hayan tenido hijos previamente y que, por lo tanto, los registros del CNV que

comienzan en enero 2003 guardan toda su historia reproductiva. En este sentido, se realizan las estimaciones considerando únicamente a este grupo de mujeres, que a diciembre 2016 (último registro de nacimientos) tenían entre 14 y 28 años. Debido a una limitación en el número de observaciones, se realizan las estimaciones considerando a todas las mujeres en ese tramo etario y no se restringe para las postulantes. Los resultados de la tabla 5 dan muestra que los efectos del programa sobre la fecundidad no son significativos para ninguna de las especificaciones consideradas. Este resultado se repite cuando se consideran el total de hijos que tienen pos programa (tabla 6). La ausencia de resultados significativos difiere de lo observado en Argentina donde existe un programa de características similares como la AUH (Garganta y otros, 20217). Un elemento importante, es que si bien en ambos países la transferencia varía con el número de beneficiarios, en Uruguay los montos se ajustan por economías de escala, disipando posibles incentivos a tener un hijo adicional como resultado del programa.

## 4.2. Efectos heterogéneos

Con el fin de estimar los efectos según si las mujeres tuvieron el último hijo nacido luego de 2003 y antes de postularse al programa, se estima la ecuación 3.1 pero partiendo la muestra de acuerdo a dicha condición. Los resultados se muestran en las figuras 5 y 6. Se encuentra que, entre quienes no tuvieron un hijo en los años previos a postularse al programa los efectos son positivos pero no significativos a los niveles usuales de confianza sobre la probabilidad de tener un hijo. Por su parte, entre las mujeres que tuvieron su último hijo luego de 2003 y antes de postularse al programa, se observan efectos negativos, los cuales son significativos cuando se estima con anchos de banda pequeños. El efecto encontrado ronda el 8.5 puntos porcentuales (pp), lo que estaría indicando una menor probabilidad de tener un hijo luego de ingresar al programa si tuvieron en los años inmediatos antes de ingresar. Esto podría explicarse porque aquellos hogares que tienen un hijo en el momento previo a solicitar la transferencia, tienen una mayor probabilidad de resultar beneficiarios, frente a hogares semejantes que tienen un hijo luego de solicitarla. Es decir, la diferencia entre beneficiarias y no beneficiarias en sus decisiones de maternidad podría estar vinculada a la construcción del ICC, como plantean Amarante y otros (2016) para el caso del PANES. Luego, cuando se analizan los efectos sobre la cantidad de hijos tenidos pos programa (figura 6), a pesar de que se observa un cambio en el signo de los coeficientes dependiendo de si tienen o no un hijo en el período previo a ingresar, los resultados no son significativos, independientemente del ancho de banda y especificación considerada.

Para estimar los efectos heterogéneos según la edad de la mujer al momento de ingresar al

programa se considera la siguiente ecuación:

$$y_i = \alpha + \beta 1(N_i > 0) + f(N_i) + \gamma_1 inter_1 + \gamma_2 inter_2 + \delta_1 dummy_1 + \delta_2 dummy_2 + u \quad (4.1)$$

Donde a las variables de la ecuación 3.1 se agregan dos dummy que indican si las mujeres se encuentran en el tramo de 15 a 19 (*dummy*<sub>1</sub>) o en el tramo de 20 a 24 años (*dummy*<sub>2</sub>) y, además, se incorporan dos variables: *inter*<sub>1</sub> e *inter*<sub>2</sub> que surgen de la interacción entre cada dummy y la variable indicativa de la elegibilidad de participar del programa. De esta forma, el efecto del programa para las mujeres de entre 25 a 49 años es captado mediante el coeficiente  $\beta$ , mientras que el efecto para quienes tienen entre 15 y 19 surge de  $\beta + \gamma_1$  y para las de 20 a 24 de  $\beta + \gamma_2$ .

A partir del análisis por grupos de edades, se encuentran efectos positivos en la probabilidad de tener al menos un hijo pos programa para las mujeres de 15 a 19 años y para aquellas entre 20 y 24 años, y efectos negativos para las mujeres más grandes. Los efectos para los tramos de edades jóvenes estarían indicando que recibir el programa incrementa en 5pp la probabilidad de tener al menos un hijo pos programa, mientras que para las mujeres entre 25 y 49 años implicaría una caída en la probabilidad de entre 3pp y 4pp. Sin embargo, estos efectos no son robustos a todas las especificaciones, al reducirse el ancho de banda considerado se reducen los coeficientes y dejan de ser significativos en términos estadísticos (figura 7). Resultados análogos se registran al estudiar los efectos heterogéneos por edad para el total de hijos que tienen las mujeres pos programa (figura 8). La presencia de efectos significativos solo al considerar anchos de banda más extensos podría esconder diferencias en las características de las mujeres entre los dos grupos que surgen al reducir la muestra.

### 4.3. Efectos en el cuidado de los embarazos y resultados al nacer

Con el fin de entender los canales que pudieran estar detrás del aumento en el número de hijos pos programa registrado para algunas estimaciones en los grupos de mujeres jóvenes, se indaga si existieron efectos en dimensiones de calidad de los embarazos que pudieran haber aumentado el número de nacimientos. Es esperable que mejores cuidados en el embarazo aumenten la probabilidad de sobre vida al momento del nacimiento. Las dimensiones analizadas son: peso al nacer, prematurez, cantidad de consultas, semana de la primer consulta y un indicador de atención prenatal adecuada basado en el índice de Kessner<sup>9</sup>. El análisis se realiza distinguiendo entre los grupos de edades trabajados anteriormente, los resultados pueden verse en la figura 9.

---

<sup>9</sup>El indicador de atención prenatal adecuada resume si la madre es captada en el primer trimestre y si realiza un mínimo de nueve controles a lo largo del embarazo. Está basado en el índice de Kessner y se toma de Balsa y Triunfo (2012).

Para el tramo de edad de las más jóvenes (de 15 a 19 años) se encuentran indicios de efectos positivos y significativos en el número de consultas y el indicador de atención prenatal adecuada. Por su parte, entre las mujeres de entre 20 y 24 años se observan efectos positivos y significativos en el número de consultas y, negativo y significativo en la semana de la primera consulta, lo cual señala una mejora en la captación del embarazo al reducirse la demora de la realización del primer control. Estos resultados podrían explicar parte del aumento observado en el número de hijos concebidos pos programa para estos grupos de edades, debido al mejor cuidado del embarazo. Al igual que en el análisis de los efectos heterogéneos por tramos de edades, debe mencionarse que los resultados son significativos cuando se consideran los anchos de banda más amplios y no así cuando se reduce a menos de 0.075. Esto podría deberse a diferencias en la composición de las muestras a uno y otro lado del umbral o a pérdida de potencia estadística por la caída en el número de observaciones.

En el caso de las mujeres de entre 25 y 49 años, en línea con lo observado al analizar efectos heterogéneos, no se encontraron efectos significativos en las dimensiones de calidad de los embarazos que pudiesen explicar cambios en la fecundidad.

#### **4.4. Validez de los resultados y ejercicios de robustez**

Es crucial que al estimar mediante regresión discontinua se cumplan ciertos supuestos que le dan validez a la estrategia. En primer lugar, que exista continuidad de la densidad del score alrededor del umbral que determina la elegibilidad al programa. Es decir, es necesario que no existan saltos alrededor del punto de corte, de existir estos saltos se sospecharía la existencia de manipulación para recibir el tratamiento. Las figuras 3 a 4 permiten observar la continuidad de la variable de score alrededor del umbral. En particular, del lado derecho de las figuras se representa la densidad de la variable de asignación al tratamiento alrededor del punto de discontinuidad. En ambos casos puede observarse la proporción de hogares con diferentes niveles del ICC estandarizado en entorno al umbral de elegibilidad. Esta prueba, propuesta por McCrary (2008) muestra que la log-diferencia entre la frecuencia a la derecha e izquierda del umbral no es estadísticamente significativa distinta del cero.

En segundo lugar, a uno y otro lado del umbral los individuos deben ser muy parecidos, excepto que unos son elegibles para participar (los que se encuentran a la derecha) del programa y los otros no (los que se ubican a la izquierda). Con el fin de corroborarlo, se realiza un test de diferencias de las características sociodemográficas de las mujeres en la línea de base. La tabla A4.1 permite observar la similitud de las mujeres que se están comparando. En la misma se estiman las posibles diferencias para dos anchos de banda distinto, empleando el más amplio

considerado en el análisis y el sugerido según metodología de Calonico y otros (2014).

En tercer lugar, se realiza un análisis de sensibilidad de los resultados a la forma funcional con la que se está trabajando. En este caso se estima para distintos anchos de banda considerando polinomios de primer orden ponderando en forma uniforme las observaciones y, alternativamente, con ponderaciones de tipo kernel epanechnikov. Los resultados para las principales variables de interés pueden verse en las tablas A4.2 a A4.5 del Apéndice. Las estimaciones están alineadas con lo observado anteriormente, no registrándose efectos significativos para los intervalos de confianza habituales y coeficientes estimados de magnitudes cercanas a cero.

Complementariamente, las figuras 10 y 11 muestran los resultados de estimar para la principal variable de interés, es decir, la probabilidad de tener al menos un embarazo luego de postularse al programa, considerando diferentes anchos de banda. Como se ve en todas las figuras, el cero queda incluido en los intervalos de confianza, y la estimación puntual es muy cercana a dicho valor, alternando entre guarismos positivos y negativos. A medida que se aumenta la amplitud del ancho a la derecha, es decir, que se consideran personas más vulnerables en términos de ICC, los resultados sobre los nacimientos se vuelven negativos. Ello podría deberse a un desincentivo que genera la política sobre las decisiones de tener un hijo o deberse a las diferencias entre los grupos de elegibles y no elegibles que se están comparando, sin embargo sirve para establecer que las estimaciones realizadas anteriormente no implican un piso de los efectos sobre las decisiones de maternidad pos programa.

## 5. Conclusiones

El objetivo de este trabajo consistió en analizar la relación entre ingresos y decisiones de fecundidad planteada por parte de la literatura económica. Para ello, se explotó la introducción de una política de transferencias que permitió evaluar causalmente sus efectos sobre las decisiones reproductivas de un grupo de mujeres socioeconómicamente vulnerables.

A priori, los efectos de un programa de las característica del que aquí se estudia no son claros, ni teórica ni empíricamente. Los resultados encontrados sugieren que el ingreso no parece tener un efecto sobre las decisiones de maternidad para el total de la muestra. No se registran cambios ni cuando se analiza la probabilidad de que las mujeres tengan al menos un hijo adicional luego de postularse al programa, ni al considerar la cantidad de hijos total luego de postularse al programa y hasta diciembre de 2016. Estos resultados son robustos a distintas especificaciones y se observan tanto para todas las mujeres del hogar, como cuando se reduce la muestra a las postulantes. Al reducirse la muestra a las mujeres más jóvenes, para quienes es posible conocer toda su trayectoria reproductiva al momento de esta evaluación y, por lo tanto, estimar efectivamente

efectos sobre la fecundidad, no se encontraron resultados significativos de la transferencia sobre la misma. Estos resultados están en línea con lo observado en países como Brasil y México cuando se estudiaron programas similares (Todd y otros, 2012).

Al estudiarse efectos heterogéneos según características de las mujeres, se registraron algunos resultados significativos que dan indicios de que la política pudo haber generado incentivos sobre poblaciones específicas, a pesar no registrarse un efecto general. En primer lugar, se observó que, aquellas mujeres que tuvieron su último hijo entre 2003 y el momento de ingreso al programa tienen desincentivos a tener un hijo adicional pos programa. Esto podría deberse a una diferencia temporal de las decisiones de fecundidad entre las elegibles y no elegibles. Las mujeres elegibles podrían encontrarse más cerca de terminar su etapa reproductiva frente a mujeres no elegibles. Dos familias con iguales características, pero donde una de ellas acaba de tener un nuevo hijo, por la forma de construcción del ICC es más probable que sea beneficiaria del programa que una familia similar que tendrá un nuevo hijo un año después, a pesar de que acaben con el mismo número de hijos.

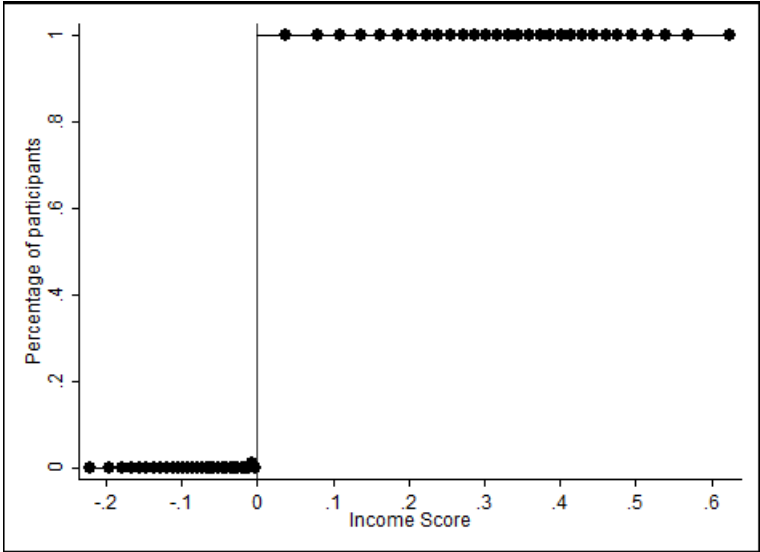
Cuando se distinguen efectos según el grupo de edad de las mujeres, se observó que las más jóvenes mostraron reaccionar incrementando tanto la probabilidad de tener al menos un hijo pos programa como el total de hijos pos programa. Sin embargo, los efectos son sensibles a los distintos intervalos considerados, perdiendo significatividad estadística al reducir la muestra. Se indagó asimismo sobre posibles efectos de la política sobre un conjunto de variables que indican la calidad del embarazo, observándose indicios de mejoras en el número de consultas, la semana de captación de la primera consulta y un indicador de cuidado adecuado del embarazo. Si bien estos resultados no son robustos a todas las especificaciones, están en línea con un aumento en el número de nacimientos, dado que los mejores cuidados incrementan las probabilidades de llegar a un embarazo a término. Queda pendiente un análisis más exhaustivo en esta dimensión, es decir, estudiar si el programa pudo haber tenido efectos en el cuidado del embarazo y la salud del recién nacido que expliquen el aumento en el número de nacimientos para algunos grupos.

Los principales resultados fueron sometidos a pruebas de robustez y la estrategia de estimación fue validada. Por lo tanto, a pesar de tener la limitante de estar estimando efectos locales, la política de transferencias no tuvo efectos sobre las decisiones de fecundidad en el conjunto de mujeres en edad reproductiva beneficiarias del programa. La ausencia de resultados positivos en términos generales podría deberse a la estructura y montos de la transferencia, así como a la existencia de fenómenos adicionales que actúan sobre las decisiones de fecundidad. Tal como plantean Steckolv y otros (2007), el diseño de un programa es importante y si se tiene en cuenta los incentivos que introducen, los programas de pobreza pueden implementarse con éxito sin

aumentar las tasas de fecundidad, como parece verificarse en Uruguay.

# Tablas y Figuras

Figura 1: Probabilidad de tener al menos un hijo según ancho de banda - todas.

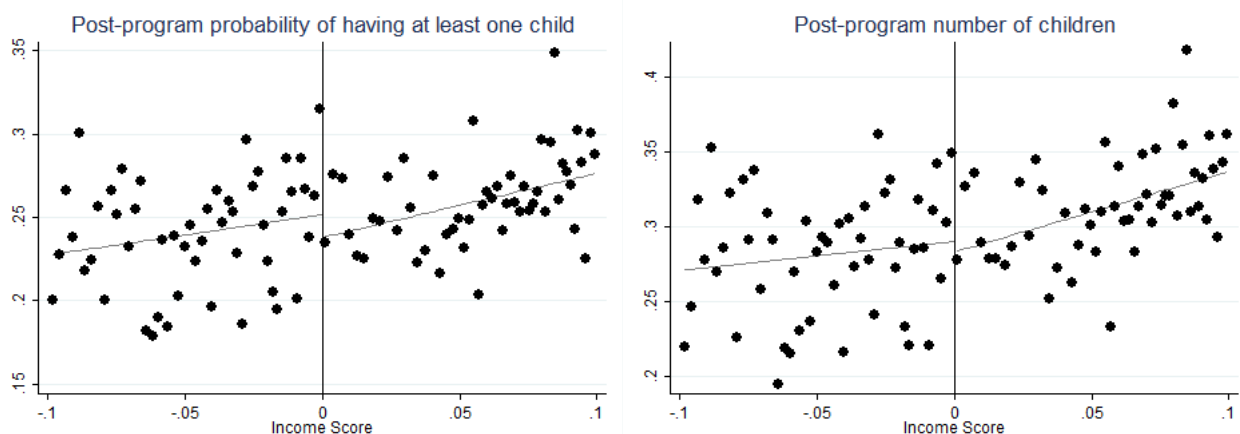


Source: administrative records of the AFAM-PE.  
Nota: La muestra incluye a todas las mujeres que viven en hogares postulantes y tenían entre 15 y 49 años de edad al momento de la postulación, entre enero 2008 y diciembre 2009. La línea azul vertical indica el ancho de banda sugerido a partir de la metodología de Calónico y otros (2014).

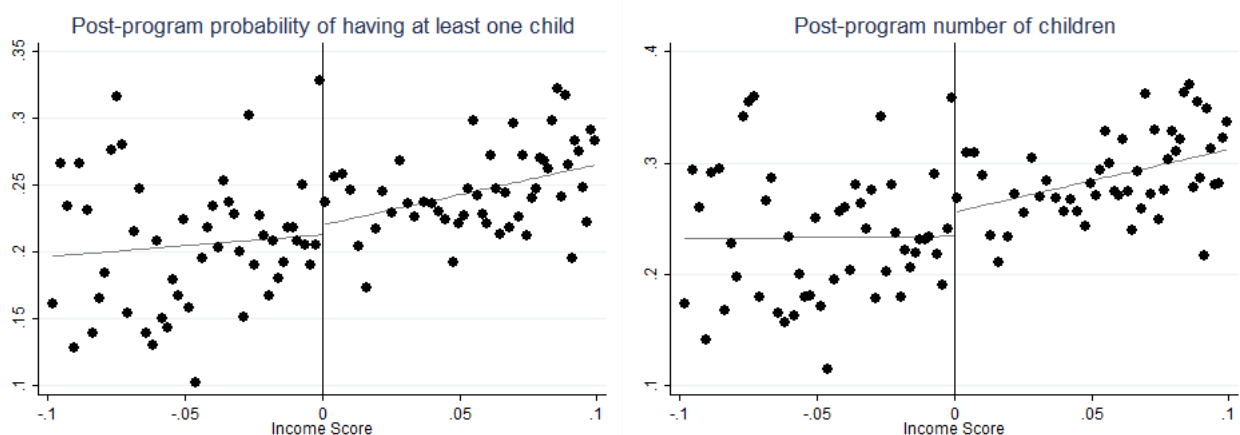


Figura 2: Resultados en las principales variables de interés.

Todas las mujeres de entre 15 y 49 años.



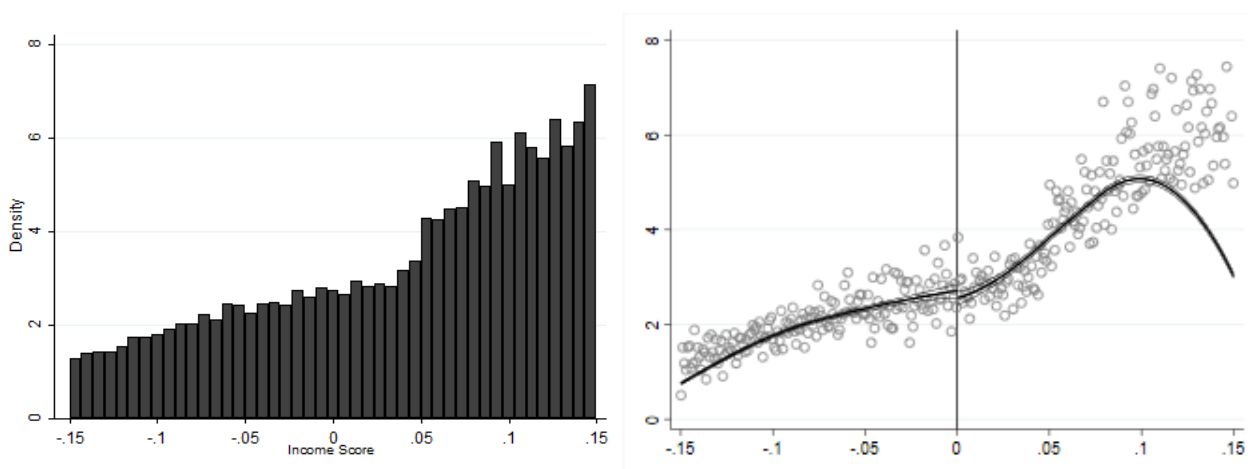
Mujeres solicitantes de entre 15 y 49 años.



Source: administrative records of the AFAM-PE and CNV.

Nota: La muestra incluye a todas las mujeres que viven en hogares postulantes y tenían entre 15 y 49 años de edad al momento de la postulación, entre enero 2008 y diciembre 2009.

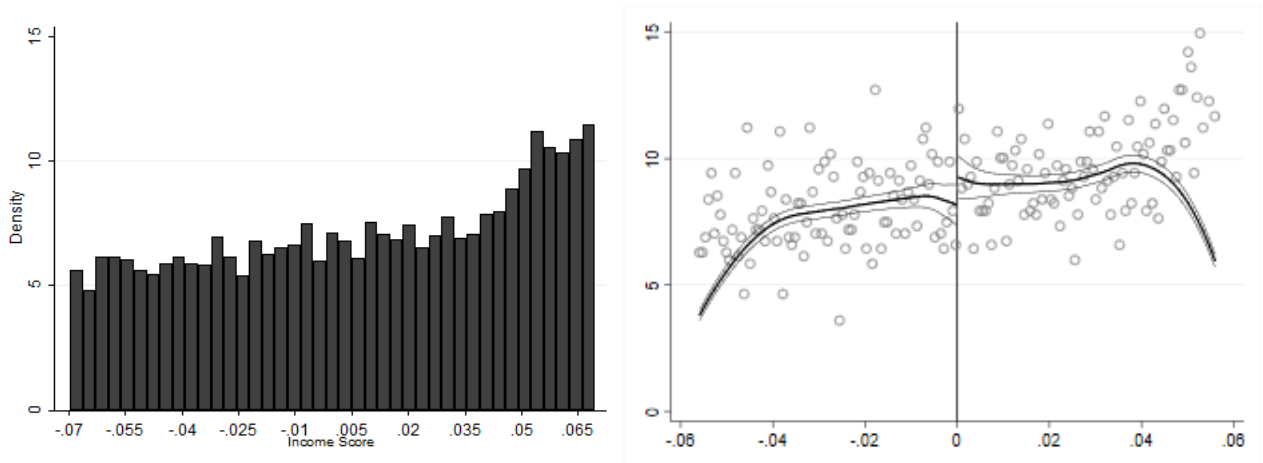
Figura 3: Distribución del índice de asignación y test de McCrary  $-[0.15; 0.15]$ .



Source: administrative records of the AFAM-PE.

Nota: La muestra incluye a todas las mujeres que viven en hogares postulantes y tenían entre 15 y 49 años de edad al momento de la postulación, entre enero 2008 y diciembre 2009.

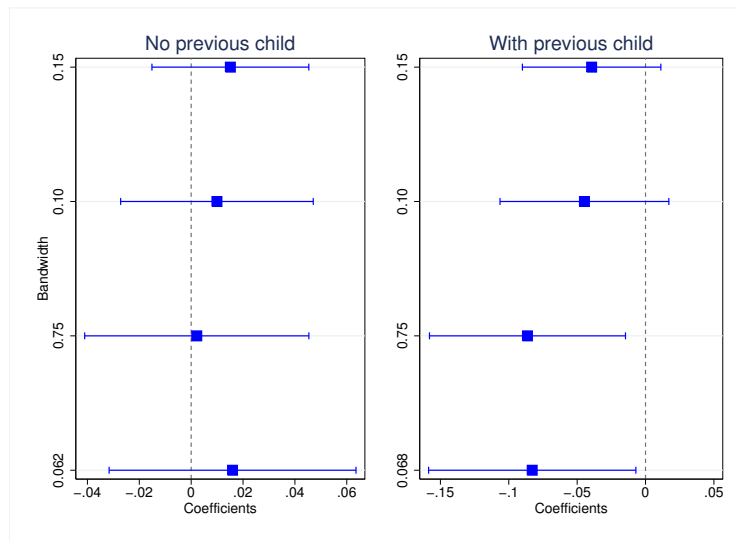
Figura 4: Distribución del índice de asignación y test de McCrary  $-[0.07; 0.07]$ .



Source: administrative records of the AFAM-PE.

Nota: La muestra incluye a todas las mujeres que viven en hogares postulantes y tenían entre 15 y 49 años de edad al momento de la postulación, entre enero 2008 y diciembre 2009.

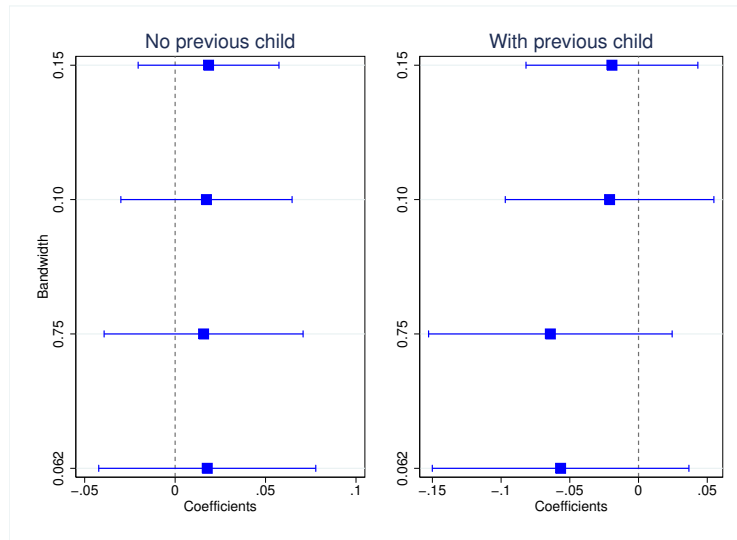
Figura 5: Probabilidad de tener al menos un hijo pos programa dependiendo de si tienen un hijo nacido después de 2003 y antes de ingresar - todas.



Source: administrative records of the AFAM-PE and CNV.

Each point in the graph identifies the estimated coefficient accompanied by a 90% confidence interval. The sample includes all women who live in applicant households and were between 15 and 49 years of age at the time of application. Covariates: age and age squared, education, occupation, per capita income, age of head of household, education of head of household, gender of head of household, residence, year of application and year of birth.

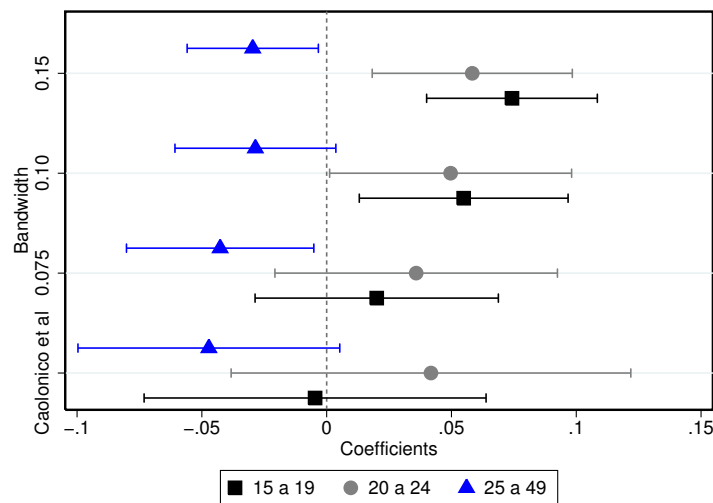
Figura 6: Efectos sobre el total de hijos pos programa dependiendo de si tienen un hijo nacido después de 2003 y antes de ingresar - todas.



Source: administrative records of the AFAM-PE and CNV .

Each point in the graph identifies the estimated coefficient accompanied by a 90% confidence interval. The sample includes all women who live in applicant households and were between 15 and 49 years of age at the time of application. Covariates: age and age squared, education, occupation, per capita income, age of head of household, education of head of household, gender of head of household, residence, year of application and year of birth.

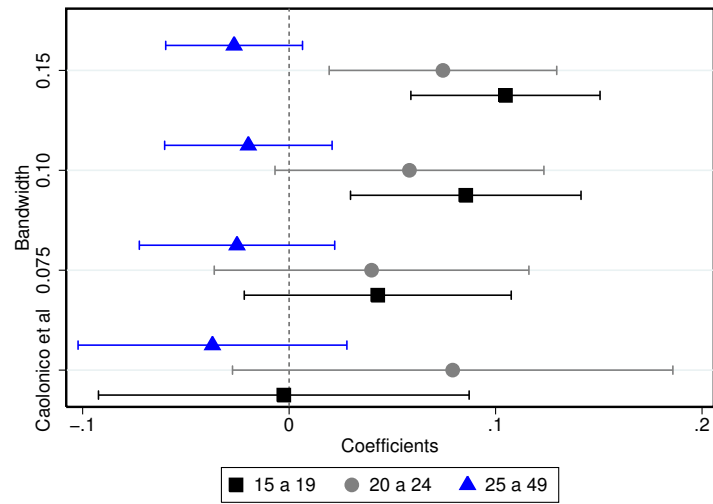
Figura 7: Probabilidad de tener al menos un hijo pos programa dependiendo de la edad de la mujer.



Source: administrative records of the AFAM-PE and CNV .

Each point in the graph identifies the estimated coefficient accompanied by a 90% confidence interval. The sample includes all women who live in applicant households and were between 15 and 49 years of age at the time of application. Covariates: previous pregnancy, number of children after 2003 and before admission, age and age squared, education, occupation, per capita income, age of head of household, education of head of household, gender of head of household, residence, year of application and year of birth.

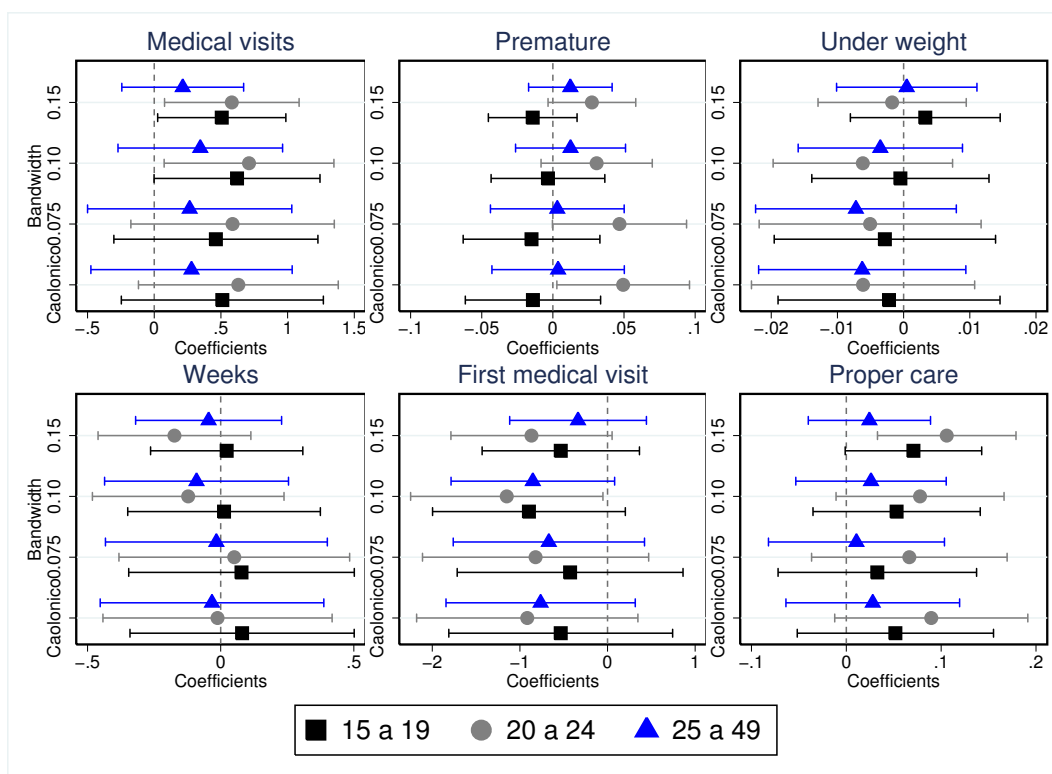
Figura 8: Efectos sobre el total de hijos pos programa dependiendo de la edad de la mujer..



Source: administrative records of the AFAM-PE and CNV .

Each point in the graph identifies the estimated coefficient accompanied by a 90% confidence interval. The sample includes all women who live in applicant households and were between 15 and 49 years of age at the time of application. Covariates: previous pregnancy, number of children after 2003 and before admission, age and age squared, education, occupation, per capita income, age of head of household, education of head of household, gender of head of household, residence, year of application and year of birth.

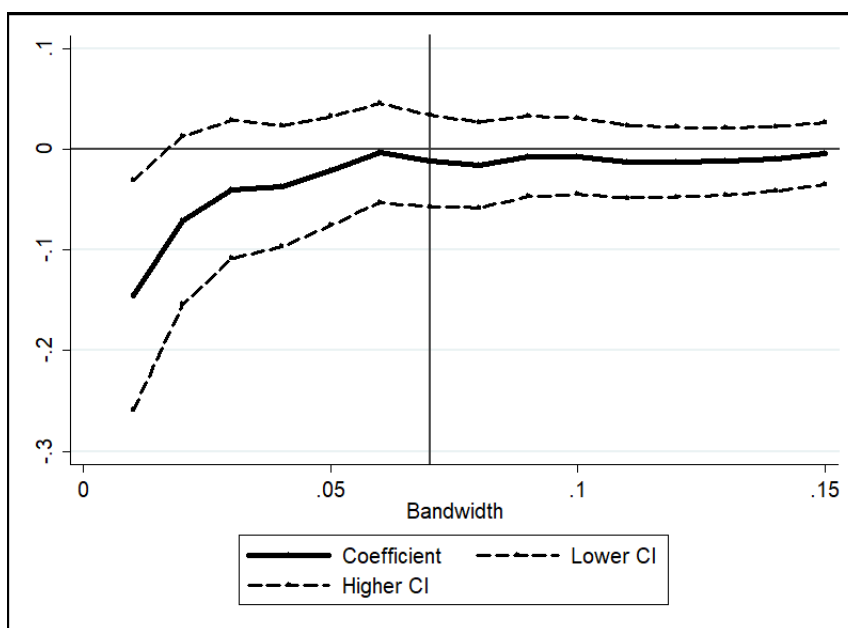
Figura 9: Efectos sobre el cuidado de los embarazos según edad de la mujer.



Source: administrative records of the AFAM-PE and CNV .

Each point in the graph identifies the estimated coefficient accompanied by a 90 % confidence interval. The sample includes all women who live in applicant households and were between 15 and 49 years of age at the time of application. Covariates: previous pregnancy, number of children after 2003 and before admission, age and age squared, education, occupation, per capita income, age of head of household, education of head of household, gender of head of household, residence, year of application and year of birth.

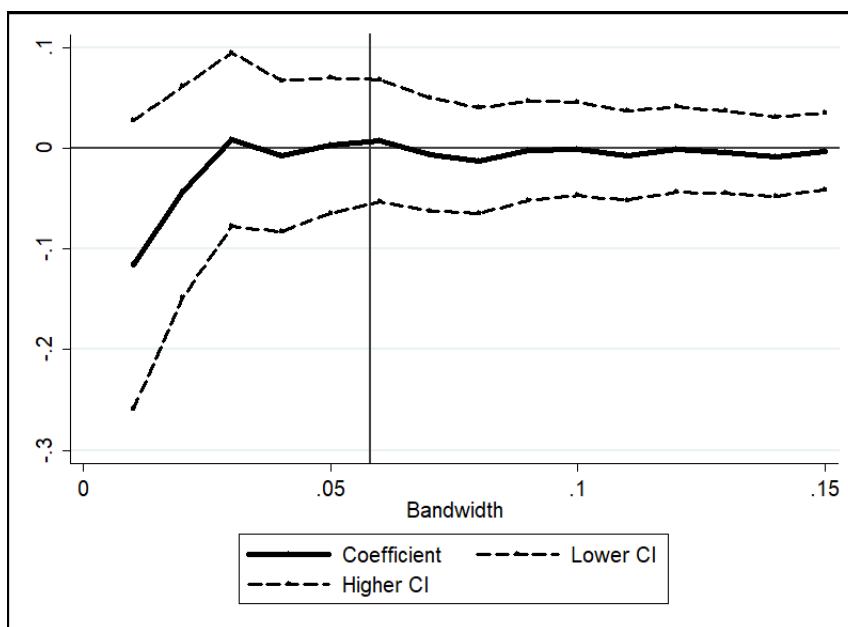
Figura 10: Probabilidad de tener al menos un hijo según ancho de banda - todas.



Source: administrative records of the AFAM-PE and CNV.

The sample includes all women who live in applicant households and were between 15 and 49 years of age at the time of application. The vertical line indicates the suggested bandwidth based on the methodology of Calónico and others (2014).

Figura 11: Probabilidad de tener al menos un hijo según ancho de banda - postulantes.



Source: administrative records of the AFAM-PE and CNV.

The sample includes all women who live in applicant households and were between 15 and 49 years of age at the time of application. The vertical line indicates the suggested bandwidth based on the methodology of Calónico and others (2014).

Tabla 1: Probabilidad de tener al menos un hijo pos programa - todas.

	Anchos de banda							
	0.15	0.1	0.075	0.070	0.15	0.1	0.075	0.070
Elegible	0.002 [0.017]	0.000 [0.021]	-0.007 [0.030]	0.001 [0.025]	-0.006 [0.016]	-0.008 [0.020]	-0.024 [0.028]	-0.014 [0.023]
Media no elegible	0.233	0.238	0.239	0.238	0.233	0.238	0.239	0.238
Covariables	-	-	-	-	Si	Si	Si	Si
Observaciones	28211	17508	12477	11465	28211	17508	12477	11465

Source: administrative records of the AFAM-PE and CNV.

Nota: Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Covariables: embarazo previo, números de hijos luego de 2003 y antes de ingresar, edad y edad al cuadrado, educación, ocupación, ingreso per capita, edad del jefe de hogar, educación del jefe de hogar, sexo del jefe de hogar, residencia, año de solicitud y año de nacimiento.

Tabla 2: Efectos sobre la probabilidad de tener al menos un hijo pos programa - postulantes.

	Anchos de banda							
	0.15	0.1	0.075	0.058	0.15	0.1	0.075	0.058
Elegible	0.028 [0.023]	0.025 [0.027]	0.015 [0.031]	0.042 [0.035]	-0.002 [0.020]	0.000 [0.024]	-0.019 [0.028]	0.006 [0.032]
Media no elegible	0.199	0.201	0.198	0.197	0.199	0.201	0.198	0.197
Covariables	-	-	-	-	Si	Si	Si	Si
Observaciones	17,827	10,637	7,365	5,365	17,827	10,637	7,365	5,365

Fuente: estimaciones propias.

Nota: Errores estandar robustos en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Covariables: embarazo previo, números de hijos luego de 2003 y antes de ingresar, edad y edad al cuadrado, educación, ocupación, ingreso per capita, edad del jefe de hogar, educación del jefe de hogar, sexo del jefe de hogar, residencia, año de solicitud y año de nacimiento.

Tabla 3: Efectos sobre el total de hijos pos programa - todas.

	Anchos de banda							
	0.15	0.1	0.075	0.070	0.15	0.1	0.075	0.070
Embarazos total	0.014 [0.021]	0.015 [0.026]	0.013 [0.030]	0.022 [0.032]	-0.003 [0.005]	-0.004 [0.007]	-0.001 [0.009]	0.001 [0.008]
Media no elegible	0.273	0.281	0.279	0.279	0.273	0.281	0.287	0.279
Covariables	-	-	-	-	Si	Si	Si	Si
Observaciones	28,222	17,509	12,477	11,465	28,222	17,509	12,477	11,465

Fuente: estimaciones propias.

Nota: Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Covariables: embarazo previo, números de hijos luego de 2003 y antes de ingresar, edad y edad al cuadrado, educación, ocupación, ingreso per capita, edad del jefe de hogar, educación del jefe de hogar, sexo del jefe de hogar, residencia, año de solicitud y año de nacimiento.

Tabla 4: Efectos sobre el total de hijos pos programa - postulantes.

	Anchos de banda							
	0.15	0.1	0.075	0.058	0.15	0.1	0.075	0.058
Embarazos total	0.048*	0.045	0.028	0.063	-0.011	-0.008	-0.013	-0.020
	[0.028]	[0.034]	[0.039]	[0.044]	[0.008]	[0.009]	[0.010]	[0.012]
Media no elegible	0.222	0.226	0.219	0.217	0.222	0.226	0.219	0.217
Covariables	-	-	-	-	Si	Si	Si	Si
Observaciones	17,827	10,637	7,365	5,365	17,827	10,637	7,365	5,365

Fuente: estimaciones propias.

Nota: Errores estandar robustos en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Covariables: embarazo previo, números de hijos luego de 2003 y antes de ingresar, edad y edad al cuadrado, educación, ocupación, ingreso per capita, edad del jefe de hogar, educación del jefe de hogar, sexo del jefe de hogar, residencia, año de solicitud y año de nacimiento.

Tabla 5: Probabilidad de tener al menos un hijo pos programa en mujeres de entre 0 y 14 años a abril 2002.

	Anchos de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.063	0.150	0.100	0.075	0.063
Elegible	0.013	0.020	0.030	0.061	0.003	0.006	-0.019	0.035
	[0.036]	[0.044]	[0.052]	[0.057]	[0.035]	[0.043]	[0.024]	[0.054]
Media no elegible	0.308	0.320	0.323	0.325	0.308	0.320	0.298	0.325
Covariables	-	-	-	-	Si	Si	Si	Si
Observaciones	8,293	5,207	3,751	3,112	8,293	5,207	3,751	3,112

Fuente: estimaciones propias.

Nota: Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Covariables: embarazo previo, números de hijos luego de 2003 y antes de ingresar, edad y edad al cuadrado, educación, ocupación, ingreso per capita, edad del jefe de hogar, educación del jefe de hogar, sexo del jefe de hogar, residencia, año de solicitud y año de nacimiento.



Tabla 6: Efectos sobre la cantidad de hijos pos programa en mujeres de entre 0 y 14 años a abril 2002.

	Anchos de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.065	0.150	0.100	0.075	0.065
Elegible	0.007 [0.050]	0.024 [0.061]	0.051 [0.071]	0.080 [0.078]	-0.007 [0.048]	0.002 [0.059]	-0.026 [0.033]	0.044 [0.075]
Media no elegible	0.388	0.403	0.406	0.416	0.388	0.403	0.374	0.416
Covariables	-	-	-	-	Si	Si	Si	Si
Observaciones	8,293	5,207	3,751	3,112	8,293	5,207	3,751	3,112

Fuente: estimaciones propias.

Nota: Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Covariables: embarazo previo, números de hijos luego de 2003 y antes de ingresar, edad y edad al cuadrado, educación, ocupación, ingreso per capita, edad del jefe de hogar, educación del jefe de hogar, sexo del jefe de hogar, residencia, año de solicitud y año de nacimiento.

## 6. Referencias bibliográficas

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

Amarante, V. y Perazzo, I. (2011). Cantidad de niños en los hogares uruguayos: un análisis de los determinantes económicos, 1996-2006. *Revista Estudios Económicos*, volumen 26, número 1, pp. 3-34.

Amarante, V., Manacorda, M., Miguel, E., Vigorito, A. (2016). Do cash transfers improve birth outcomes? Evidence from matched vital statistics, social security and program data. *American Economic Journal: Economic Policy*. Vol 8, N 2, pp. 1-43.

Arim, R. , Cruces, G., Vigorito, A. (2009). Programas sociales y transferencias de ingresos en Uruguay: los beneficios no contributivos y las alternativas para su extensión. Serie de Políticas Sociales 146. Santiago: U.N. Economic Commission for Latin America and the Caribbean, Social Development Division.

Balsa, A., y Triunfo, P. (2012). ¿Son los cuidados prenatales efectivos. Un enfoque con datos individuales de panel. Documento de Trabajo / FCS-DE; 06/12. UR. FCS-DE.

Barrera Gutiérrez, R. (2011). El vacío institucional del modelo de elección racional aplicado a la fecundidad. *Revista de Economía Institucional*, vol. 13, n.º 25, pp. 223-248.

Becker, G. (1960). An economic analysis of fertility. *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Universities-National Bureau, pp. 209 – 240.

Becker, G. (1974). A theory of marriage. *Economics of the family: Marriage, children and human capital*, UMI, pp. 299-351.

Becker, G. y Lewis, H.G. (1973). On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy* Vol. 81, No. 2, Part 2: New Economic Approaches to Fertility, pp. S279-S288

Bérgolo, M., Dean, A., Perazzo, I. y Vigorito, A. (2016). Evaluación cuantitativa del impacto de Asignaciones Familiares Plan de Equidad. Informe realizado para el MIDES.

Bérgolo, M. y Cruces, G. (2018). The Anatomy of Behavioral Responses to Social Assistance When Informal Employment Is High. Disponible en SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3229548> o <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3229548>.

Bérgolo, M. y Galván, E. (2018). Intra-household Behavioral Responses to Cash Transfer Programs. Evidence from a Regression Discontinuity Design. *World Development*, Elsevier, vol. 103(C), pp. 100-118.

Bernal, R. y Peña, X. (2011). Guía práctica para la evaluación de impacto. Publicado por Universidad de los Andes, Colombia.

Calonico, S., Cattaneo, M. y Titiunik, R. (2014). Robust data-driven inference in the regression-discontinuity design. *The Stata Journal* 14, Number 4, pp. 909–946.

Calonico, S., Cattaneo, M. Farrell, M. y Titiunik, R. (2017). *rdrobust: Software for regression-discontinuity designs*. *The Stata Journal* 17, Number 2, pp. 372–404.

Cattaneo, M., Idrobo, N. y Titiunik, R. (2018). *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Volume I y II*. Monografía preparada para Cambridge Elements: Quantitative and Computational Methods for Social Science Cambridge University Press <http://www.cambridge.org/us/academic/elements/quantitative-and-computational-methods-social-science>

Cohen, A., Dehejia, R. y Romanov, D. (2013). Financial incentives and fertility. *Review of Economics and Statistics*, 95 (1), pp. 1-20.

Colafranceschi, M., y Vigorito, A. (2013). Uruguay: evaluación de las políticas de transferencias. La estrategia de inclusión y sus desafíos. En *Hacia un Uruguay más equitativo. Los desafíos del sistema de protección social*. Editado por Rafael Rofman. Banco Mundial, pp.73-143.

Currie, J., Moretti, E. (2008). Did the Introduction of Food Stamps Affect Birth Outcomes in California? en R. Schoeni, J. House, G. Kaplan, and H. Pollack, (Eds.), *Making Americans Healthier: Social and Economic Policy as Health Policy*.

Failache, E., Giacobasso, M. y Ramírez, L. (2016). Transferencias de ingresos y mercado de trabajo: El impacto de Asignaciones Familiares Plan de Equidad sobre la informalidad laboral. Serie Documentos de investigación estudiantil, DIE 01/2016. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Fairlie, R.W. y London, R.A. (1997). The Effect of Incremental Benefit Levels on Births to AFDC Recipients. *Journal of Policy Analysis and Management*, 16(4), pp. 575-97.

Garganta, S., Gasparini, L., Marchioni, M. y Tappatá, M. (2016). The Effect of Cash Transfers on Fertility: Evidence from Argentina. *Population Research and Policy Review* 36 (1):1-24

Gelman, A. y Imbens, G. (2017). Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs, *Journal of Business & Economic Statistics*, DOI: 10.1080/07350015.2017.1366909.

Grogger, J., Karoly L. y Klerman A. (2002). *Consequences of Welfare Reform: A Research Synthesis*. Los Angeles, CA: The RAND Corporation.

Hotz, V.J., Klerman, J.A. y Willis, R. J. (1997). The Economics of Fertility in Developed Countries. *Handbook of Population and Family Economics*. Editado por M.R. Rosenzweig ay O. Stark. Elsevier Science B. V. pp. 276-347.

Imbens, G. y Lemieux. T. (2008). *Regression Discontinuity Designs: a Guide to Practice*. *Journal of Econometrics*, 142, pp. 615-635.

Joyce, T., Kaestner, R. y Korenman, S. (2003). *Welfare Reform and Non-Marital Fertility*

in the 1990s: Evidence from Birth Records. *Advances in Economic Analysis and Policy*, Vol. 3, Issue 1, Article 6.

Kearny, M. (2004). Is There an Effect of Incremental Welfare Benefits on Fertility Behavior? A Look at the Family Cap. *Journal of Human Resources*, Volume 39, pp. 295-325.

Laroque, G. y Salanié, B. (2014). Identifying the response of fertility to financial incentives. *Journal of Applied Econometrics*, 2014, vol. 29, issue 2, pp. 314-332.

Lee, D.S., Lemieux, T., (2010). Regression discontinuity designs in Economics. *Journal of Economic Literature*, vol. 48, pp. 281-355.

Lee, D. y Card, D. (2007). Regression discontinuity inference with specification error. *Journal of Econometrics* 142 (2008) pp. 655-674.

Mariño, N., Noboa, C., Parada, C. (2012). Las asignaciones familiares como salario indirecto: una aproximación a su incidencia distributiva en el largo plazo. Documento de Trabajo, FCS-DE; 11/12. UR. FCS-DE.

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

Moffitt, R. (1998). The Effect of Welfare on Marriage and Fertility: What Do We Know and What Do We Need To Know?. *The Family and Reproductive Behavior: Research Perspectives*, editado por Robert Moffitt. Washington: National Academy Press.

Nandi, A. y Laxminarayan, R. (2015). The unintended effects of cash transfers on fertility: evidence from the Safe Motherhood Scheme in India. *J Popul Econ*, 29: 457. <https://doi.org/10.1007/s00148-015-0576-6>.

Palermo, T., Handa, S., Peterman, Prencipe, L. y Seidenfeld, D. (2015). Unconditional Government Social Cash Transfer in Africa Does Not Increase Fertility. Innocenti Working Paper No.2015-09, UNICEF Office of Research, Florence.

Schultz, T.P. (1997). The demand for children in low-income countries. *Handbook of Population and Family Economics*, vol 1<sup>a</sup>, Chapter 8 (eds) M.R. Rosenzweig y O. Stark, Amsterdam: North Holland Pub.Co.

Schultz, T.P. (2001). The Fertility Transition: Economics Explanations. Center Discussion Paper No. 833, Economic Growth Center, Universidad de Yale.

Signorini, B. y Queiroz, B. (2011). The impact of Bolsa Familia Program in the beneficiary fertility. Texto para Discussao Nro. 439, CEDEPLAR, Universidade Federal de Minas Gerais.

Skovron, C. y Titiunik, R. (2015). A Practical Guide to Regression Discontinuity Designs in Political Science. En <https://www.semanticscholar.org/>.

Stecklov, G., Winters, P., Todd, J. y Regalia, F. (2007). Unintended effects of poverty pro-

grammes on childbearing in less developed countries: Experimental evidence from Latin America, *Population Studies: A Journal of Demography*, 61:2, 125-140, DOI: 10.1080/00324720701300396.

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

UNFPA (2017). Encuesta Nacional de Comportamientos Reproductivos (ENCoR).

Varela, C., Pollero, R. y Fostik, A. (2008). La fecundidad: evolución y diferenciales en el comportamiento reproductivo, en Carmen Varela Petito (coord.), *Demografía de una sociedad en transición: la población uruguaya a inicios del siglo xxi*, Montevideo, Trilce.

Varela, C., Pardo, I., Lara, C., Nathan, M. y Tenenbaum, M. (2014). La Fecundidad en el Uruguay (1996-2011): desigualdad social y diferencias en el comportamiento reproductivo. Fascículo 3, Ed. Trilce

Whittington, L., Alm, J. y Peters, H. (1990). "Fertility and the personal exemption- implicit pronatalist policy in the United States". *American Economic Review*, 80(3), pp. 545-556.

## Apéndice

Tabla A.1 Balance de covariables en línea de base.

	ancho [-0.15; +0.15]			ancho [-0.07; +0.07]		
	Promedio no beneficiarias	Estimación puntual	Observaciones	Promedio no beneficiarias	Estimación puntual	Observaciones
Edad	31.60	-0.384 [0.313]	32,013	31.47	-0.822* [0.451]	13,577
Dumy embarazo (desde abril 2002)	30%	0.003 [0.018]	32,013	30%	0.014 [0.026]	13,577
Embarazos (desde abril 2002)	0.33	0.018 [0.021]	32,013	0.32	0.021 [0.030]	13,577
Ocupado	44%	0.010 [0.019]	32,013	43%	0.010 [0.027]	13,577
Años educación	8.58	-0.147 [0.116]	32,013	8.41	-0.303* [0.164]	13,577
Sin educación	0%	-0.000 [0.003]	29,190	0%	-0.005 [0.003]	12,333
Primaria incompleta	18%	-0.019 [0.017]	29,190	20%	0.022 [0.024]	12,333
Primaria completa o más	82%	0.019 [0.017]	29,190	80%	-0.017 [0.024]	12,333
Jefe de hogar	51%	0.006 [0.018]	32,013	51%	-0.011 [0.026]	13,577
Log ing. per cápita	7.30	-0.051 [0.032]	32,013	7.27	-0.052 [0.046]	13,577
Edad jefe	27.26	-0.451 [0.306]	32,013	27.07	-1.183*** [0.442]	13,577
Educación jefe	8.07	-0.223** [0.101]	32,013	7.91	-0.348** [0.142]	13,577
Montevideo	38%	-0.002 [0.022]	32,013	37%	0.012 [0.032]	13,577

Fuente: estimaciones propias.

Nota: Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$

Tabla A.2 Ejercicio de robustez: Probabilidad de tener al menos un hijo pos programa - todas.

polinomio de orden 1 con ponderaciones uniformes								
	Ancho de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.061	0.150	0.100	0.075	0.061
Elegible	-0.010 [0.011]	-0.006 [0.014]	0.003 [0.016]	0.006 [0.022]	-0.014 [0.011]	-0.010 [0.013]	0.000 [0.015]	-0.004 [0.021]
Observaciones	28,222	17,515	12,479	6,053	28,222	17,515	12,479	6,053
polinomio de orden 1 con ponderaciones Kernel Epanechnikov								
	Ancho de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.061	0.150	0.100	0.075	0.059
Elegible	-0.004 [0.012]	-0.003 [0.015]	-0.000 [0.017]	0.004 [0.019]	-0.010 [0.011]	-0.008 [0.014]	-0.008 [0.016]	-0.006 [0.018]
Observaciones	28222	17515	12479	9900	28222	17515	12479	9523
Covariables	-	-	-	-	Si	Si	Si	Si

Fuente: estimaciones propias.

Nota: Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Covariables: embarazo previo, números de hijos luego de 2003 y antes de ingresar, edad y edad al cuadrado, educación, ocupación, ingreso per capita, edad del jefe de hogar, educación del jefe de hogar, sexo del jefe de hogar, residencia, año de solicitud y año de nacimiento.

Tabla A.3 Ejercicio de robustez: Probabilidad de tener al menos un hijo pos programa - postulantes.

polinomio de orden 1 con ponderaciones uniformes								
	Ancho de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.042	0.150	0.100	0.075	0.042
Elegible	0.016 [0.015]	0.019 [0.018]	0.026 [0.021]	0.037 [0.028]	-0.010 [0.013]	-0.007 [0.016]	0.006 [0.018]	0.004 [0.025]
Observaciones	17,848	10,650	7,375	3,648	17,848	10,650	7,375	3,648
polinomio de orden 1 con ponderaciones Kernel Epanechnikov								
	Ancho de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.063	0.150	0.100	0.075	0.064
Elegible	0.020 [0.015]	0.021 [0.019]	0.020 [0.022]	0.025 [0.024]	-0.007 [0.014]	-0.004 [0.017]	-0.005 [0.020]	-0.006 [0.021]
Observaciones	17848	10650	7375	5932	17848	10650	7375	6155
Covariables	-	-	-	-	Si	Si	Si	Si

Fuente: estimaciones propias.

Nota: Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Covariables: embarazo previo, números de hijos luego de 2003 y antes de ingresar, edad y edad al cuadrado, educación, ocupación, ingreso per capita, edad del jefe de hogar, educación del jefe de hogar, sexo del jefe de hogar, residencia, año de solicitud y año de nacimiento.

Tabla A.4 Ejercicio de robustez: cantidad de hijos pos programa -todas.

polinomio de orden 1 con ponderaciones uniformes								
	Ancho de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.039	0.150	0.100	0.075	0.039
Elegible	-0.002 [0.014]	0.004 [0.017]	0.003 [0.016]	0.024 [0.028]	-0.009 [0.014]	-0.001 [0.017]	0.000 [0.015]	0.010 [0.027]
Observaciones	28,222	17,515	12,479	6,053	28,222	17,515	12,479	6,053
polinomio de orden 1 con ponderaciones Kernel Epanechnikov								
	Ancho de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.072	0.150	0.100	0.075	0.068
Elegible	0.004 [0.015]	0.008 [0.019]	0.014 [0.021]	0.014 [0.022]	-0.003 [0.014]	0.002 [0.017]	0.003 [0.020]	0.004 [0.021]
Observaciones	28222	17515	12479	11974	28222	17515	12479	11119
Covariables	-	-	-	-	Si	Si	Si	Si

Fuente: estimaciones propias.

Nota: Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Covariables: embarazo previo, números de hijos luego de 2003 y antes de ingresar, edad y edad al cuadrado, educación, ocupación, ingreso per capita, edad del jefe de hogar, educación del jefe de hogar, sexo del jefe de hogar, residencia, año de solicitud y año de nacimiento.

Tabla A.5 Ejercicio de robustez: cantidad de hijos pos programa - postulantes.

polinomio de orden 1 con ponderaciones uniformes								
	Ancho de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.042	0.150	0.100	0.075	0.042
Elegible	0.031 [0.019]	0.039* [0.023]	0.046* [0.026]	0.059* [0.034]	-0.001 [0.017]	0.008 [0.020]	0.020 [0.023]	0.019 [0.030]
Observaciones	17,848	10,650	7,375	3,648	17,848	10,650	7,375	3,648
polinomio de orden 1 con ponderaciones Kernel Epanechnikov								
	Ancho de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.069	0.150	0.100	0.075	0.073
Elegible	0.035* [0.018]	0.042* [0.022]	0.038 [0.026]	0.038 [0.027]	0.002 [0.016]	0.010 [0.020]	0.006 [0.023]	0.005 [0.023]
Observaciones	17848	10650	7375	6688	17848	10650	7375	7131
Covariables	-	-	-	-	Si	Si	Si	Si

Fuente: estimaciones propias.

Nota: Errores estandar clusterizados en paréntesis.\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Covariables: embarazo previo, números de hijos luego de 2003 y antes de ingresar, edad y edad al cuadrado, educación, ocupación, ingreso per capita, edad del jefe de hogar, educación del jefe de hogar, sexo del jefe de hogar, residencia, año de solicitud y año de nacimiento.