



Tesis de Doctorado en Economía

Facultad de Ciencias Económicas

Universidad Nacional de La Plata

Políticas públicas y sus efectos sobre el comportamiento de los individuos.

Estudios empíricos para Uruguay.

Cecilia Parada

Director: Dr. Guillermo Cruces

Enero de 2019

Políticas públicas y sus efectos sobre el comportamiento de los individuos.

Estudios empíricos para Uruguay.

Cecilia Parada

Agradecimientos

A lo largo del tiempo en el que participé del programa de doctorado han sido muchas las personas con las que me he encontrado y han enriquecido mi formación, académica y personal. Me gustaría en esta etapa agradecerles a todas ellas, particularmente a quienes han estado más cerca durante los últimos años. En primer lugar, agradecerle a mi director de tesis, Guillermo Cruces, por su orientación, paciencia y respaldo a lo largo de todo el proceso. También agradecerle a Leonardo Gasparini, quien fue mi director de tesis de maestría y me abrió las puertas del CEDLAS para llevar a cabo mi investigación. Gracias a él y a Leopoldo Tornarolli por todo lo que he aprendido participando en distintos proyectos en el CEDLAS.

Este trabajo se benefició del intercambio con compañeros del doctorado y con otros colegas, a través de seminarios, la exposición en congresos y de la lectura de distintas versiones de los capítulos. Quisiera agradecer en este sentido a: Javier Alejo, María Isabel Egas, Santiago Garganta, Noemí Katzkowicz, Alina Machado, Ivone Perazzo, Joaquín Serrano, Cecilia Velázquez y Joan Vilá, así como a los demás compañeros del CEDLAS y del IECON por sus contribuciones y ayuda. También le agradezco a Andrea Vigorito y Marcelo Bérgholo por su disposición a recibirme con mis variadas consultas.

Agradecerle a mi familia, mi madre, Patricia, mi padre, Daniel, mis hermanas y hermano: María, Tamara, Ana Inés y Pablo, a mi abuela, Chichi, y a mis sobrinos: Emilia, Camilo, Juan Manuel, Inés y Piero, por todo el impulso y el amor con el que nos acompañamos. A mis amigas, Cecilia y Natalia que tantas veces me escucharon y aconsejaron para seguir adelante.

A Diego y Alfonso, por su amor, ternura y paciencia infinita.

Índice

1. Introducción	1
2. Efectos sobre la oferta de trabajo de la extensión del seguro de salud a los cónyuges de los trabajadores formales.	6
2.1. Introducción	7
2.2. Revisión de la literatura	10
2.2.1. Incentivos de las políticas y empleo	10
2.2.2. Seguro de salud y oferta de trabajo	13
2.3. El Seguro de Salud en Uruguay y la extensión del beneficio a los cónyuges de los trabajadores formales	15
2.3.1. El Seguro de Salud en Uruguay	15
2.3.2. Extensión de la cobertura de salud y mercado de trabajo	18
2.4. Estrategia de estimación	21
2.4.1. Datos	21
2.4.2. Metodología	22
2.5. Resultados	24
2.5.1. Efecto de la extensión del Seguro de Salud sobre las decisiones de empleo.	24
2.5.2. Validez de la estrategia de identificación	28
2.6. Conclusiones	29
2.7. Tablas y Figuras	32
2.8. Referencias bibliográficas	42
2.9. Apéndice	46
3. Transferencias de ingresos y decisiones dentro del hogar.	54
3.1. Introducción	55
3.2. Revisión de la literatura	58
3.2.1. Transferencias de ingresos y decisiones al interior del hogar	59
3.2.2. Trabajos antecedentes sobre los efectos del PANES	62
3.3. Descripción del PANES	65

3.4.	Algunas características de los hogares uruguayos	67
3.5.	Efectos esperados del programa	69
3.6.	Estrategia empírica	72
3.6.1.	Fuentes de información	72
3.6.2.	Metodología	73
3.7.	Resultados	75
3.7.1.	Evidencia gráfica	75
3.7.2.	Estimaciones por RD	75
3.7.3.	Efectos heterogéneos	77
3.7.4.	Efectos significativos en divorcio y variación de los integrantes	79
3.7.5.	Validez de los resultados	81
3.8.	Conclusiones	82
3.9.	Tablas y figuras	84
3.10.	Referencias bibliográficas	93
4.	Cambios en el ingreso no laboral e incentivos sobre la fecundidad.	99
4.1.	Introducción	100
4.2.	Fecundidad en Uruguay	104
4.3.	El programa y sus incentivos	106
4.3.1.	Régimen de Asignaciones Familiares – Plan de Equidad	106
4.3.2.	Incentivos del programa sobre la fecundidad	109
4.4.	Estrategia empírica	113
4.4.1.	Fuentes de información	113
4.4.2.	Estrategia de estimación	114
4.5.	Resultados	116
4.5.1.	Evidencia gráfica	116
4.5.2.	Estimaciones por RD	117
4.5.3.	Efectos heterogéneos	119
4.5.4.	Efectos en la calidad de los embarazos	122
4.5.5.	Validez de los resultados y ejercicios de robustez	123
4.6.	Conclusiones	124
4.7.	Tablas y Figuras	127
4.8.	Referencias bibliográficas	147

4.9. Apéndice	152
-------------------------	-----

1. Introducción

A lo largo de las últimas dos décadas, en América Latina en general, y en particular en Uruguay luego de 2005, comenzó a implementarse una nueva ola de reformas en materia de protección social. Si bien, dependiendo del país, los programas han seguido diferentes esquemas, las reformas surgen como respuesta al aumento de la pobreza en la región a comienzos de siglo y buscan mejorar las condiciones de vida de los individuos. Uruguay tiene la particularidad de haber realizado modificaciones en su sistema de protección social, tanto en lo vinculado al régimen contributivo como a expandir el esquema no contributivo. Además, existen en este país diversas fuentes de información que han permitido evaluar el funcionamiento de estas políticas. De esta forma, se han constatado efectos en disminución de la pobreza y de la desigualdad, así como en dimensiones que no eran objeto directo de los programas (por citar algunos ejemplos: Amarante y otros (2009), Amarante y otros (2016), Colafranceschi y Vigorito (2013), Bérigolo y Cruces (2014), Bérigolo y otros (2016)).

La pregunta acerca de en qué medida las políticas públicas, en particular aquellas que tienen como objetivo modificar los regímenes de protección social, afectan el comportamiento y bienestar de los individuos resulta crucial para la economía, a cuya respuesta ha buscado aportar desde distintos enfoques y a lo que se pretende contribuir con esta investigación. En esta dirección existen algunos esfuerzos para la región, observándose resultados heterogéneos en los distintos países, en particular en materia laboral (Alzúa, Cruces y Rapani, 2013) y demográfica (Stecklov y otros, 2007).

Considerando entonces la puesta en marcha de un conjunto de políticas que tienen como fin ampliar el régimen de protección social en Uruguay, este trabajo se propone evaluar empíricamente en qué medida dichas políticas, que pretenden mejorar el bienestar de una población, pueden tener efectos no buscados e, incluso, no deseados por estas. Poder identificar la presencia de estos efectos y cuál es la magnitud y relevancia práctica es particularmente importante en países en desarrollo. Este trabajo no se limita a evaluar las políticas, sino que se propone investigar acerca de cómo reaccionan los seres humanos frente a incentivos económicos que les son exógenos. El objetivo último será testear, de alguna forma, predicciones económicas acerca de cómo responden individuos racionales ante determinadas eventualidades.

Para ello se explota, concretamente, la puesta en marcha de tres reformas implementadas en Uruguay. Con ello se pretende contribuir no solo a entender los procesos de decisión que siguen las personas sino a mejorar el diseño de las políticas que se llevan adelante por los gobiernos, buscando contribuir al debate con evidencia empírica para América Latina donde la misma es aún escasa y no concluyente.

Esta investigación se centra en analizar los efectos que las políticas puedan arrojar sobre distintos miembros del hogar. En concreto, se analiza la extensión del Seguro de Salud (SNS) a los cónyuges de los trabajadores formales, la implementación del Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social (PANES) y la extensión de régimen de Asignaciones Familiares - Plan de Equidad (AFAM-PE). Dado que los hogares están compuestos por diferentes personas, cuyas preferencias no siempre pueden ser representadas por un único agente racional, al momento de explicar las decisiones al interior del hogar, los modelos unitarios suelen no ser suficientes y, en estos casos, los modelos colectivos o de negociación sirven de apoyo a las hipótesis que se quieren estudiar. En el primero de estos, los unitarios, se supone un agente representativo que toma las decisiones por todos los miembros del hogar. Por lo tanto, al considerar al hogar como objeto de estudio, que tiene sus propias preferencias, éstas pueden ser representadas por una sola función de utilidad. Por su parte, en el segundo tipo de modelos, los colectivos o de negociación familiar, se levanta el supuesto del agente representativo y se pasa a considerar las distintas preferencias de los miembros del hogar y el proceso de negociación que se da al interior de éste (Iza, 2009).

Las políticas que implican transferencias de ingresos a los hogares, muchas veces parten de la hipótesis de que otorgar recursos económicos a las mujeres tiene un efecto distinto que si se otorga a los hombres, presuponiendo mejores resultados en términos de consumo del hogar cuando las mujeres son las receptoras de las transferencias (Bérgolo y otros, 2016). Así mismo, los modelos de negociación, prevén que el aumento del ingreso de uno de los miembros del hogar aumente su poder dentro del mismo, por lo cual, no es inocuo quien termine por actuar como receptor de las transferencias. Sin embargo, actuar como receptor de los programas y administrador de los beneficios suele estar acompañado por un aumento de la carga de trabajo intrahogar, debido a la necesidad de cumplir con las condicionalidades de

los programas (Molyneux, 2006). En este sentido, la evidencia para América Latina brindada por Amarante y otros (2009) no es concluyente en lo que refiere al impacto que los programas pueden tener sobre el bienestar y autonomía de las mujeres. Por tal motivo, en esta investigación se intentará analizar, no solo si las políticas pueden arrojar efectos no deseados sobre los individuos, sino además observar si estos efectos son distintos entre hombres y mujeres y, por lo tanto, si contribuyen a perpetuar los estereotipos de género o a eliminarlos.

De esta forma, para cumplir con el objetivo planteado se realizaron tres trabajos de investigación que, si bien son independientes, se complementan en búsqueda de dar respuesta al problema general. En el capítulo 2 se busca entender en qué medida una política que amplía los beneficios de la seguridad social puede generar incentivos sobre los individuos en lo que respecta a su inserción laboral. En concreto, se estima el efecto sobre las elecciones de formalidad y empleo de la incorporación de los cónyuges de los trabajadores formales al SNS a partir de diciembre de 2010. Para ello, se sigue un enfoque de diferencias en diferencias, logrando tener estimaciones causales sobre las variables de interés. Los resultados sugieren que la expansión del seguro de salud introdujo incentivos a que las personas en pareja se muevan entre formalidad/informalidad y, en menor medida, entre el empleo/no empleo. En este capítulo se hace especial énfasis en los efectos heterogéneos que se producen entre hombres y mujeres, obteniéndose evidencia acerca de los diferentes roles que juega el género en el mercado de trabajo. Este último resultado es relevante en la medida en que da luz acerca de como el aumento de los beneficios de la seguridad social afecta en forma heterogénea a los integrantes de una pareja, siendo las mujeres las que ajustan en mayor medida su conducta. Finalmente, el trabajo aporta a una línea de investigación aún escasa en la región, que consiste en el estudio de la relevancia de los seguros de salud que brindan los empleos sobre las decisiones de oferta laboral conjunta en los hogares.

El capítulo 3 tiene por objetivo conocer si cambios en el ingreso no laboral pueden producir incentivos en un conjunto de decisiones dentro del hogar. En este trabajo se estiman los efectos de una política de transferencias de ingresos a hogares de bajos recursos en Uruguay (PANES) sobre la probabilidad de separación, cambios en la estructura de los hogares, distribución de las tareas domésticas y la probabilidad

de que las mujeres sean jefas de hogar. Además de complementar investigaciones previas acerca de los efectos de los programas de transferencias condicionadas, se busca indagar en dimensiones dentro del hogar, lo cual permite profundizar sobre los efectos en el bienestar de los individuos. Con este fin se explota la discontinuidad en la asignación al programa que resulta del indicador de elegibilidad (ICC) y se sigue una estrategia de estimación de diseño de regresión discontinua. Los resultados alcanzados sugieren que la asistencia social redujo la probabilidad de ser solteros para aquellas personas que se encontraban en pareja, mientras que para los solteros se encontró que aumentaba la probabilidad de que se mantuvieran en dicho estado, lo cual hace prevalecer la hipótesis de que la política contribuye a mantener el statu quo. Además, se observa que el programa introdujo estabilidad en el número de integrantes del hogar. Este último resultado podría guardar relación con la forma de construcción del índice de asignación al tratamiento, como se presenta en la investigación.

En el capítulo 4 se examina la relación entre el aumento de las transferencias por hijo y las decisiones de maternidad. Para ello, se explota la expansión del régimen de AFAM-PE ocurrido en Uruguay a partir de 2008, y se estudian los incentivos financieros que pueden, potencialmente, afectar las decisiones reproductivas de las familias beneficiarias respecto a la situación previa a la política. Con esta investigación se busca aportar a la literatura empírica que se ocupa de estudiar los incentivos financieros sobre la fecundidad. De esta forma, se pretende contribuir con evidencia al testeo de predicciones teóricas que establecen cambios en el comportamiento reproductivo como resultado de alteraciones en el ingreso. Para cumplir con el objetivo se adopta una estrategia de estimación de diseño de regresión discontinua. Al observar el comportamiento de personas elegibles por la política frente a no elegibles alrededor de determinados umbrales, se constata que, para el conjunto de mujeres afectadas por la política, la misma no tuvo efectos sobre la probabilidad de tener al menos un hijo pos programa ni sobre el total de hijos pos programa. Sí se encontraron efectos positivos y significativos de la transferencia sobre las variables de resultados para grupos de mujeres que tenían entre 15 y 19 años y entre 20 y 24 años al momento de solicitar el programa. Se observaron efectos heterogéneos dependiendo si las mujeres habían o no tenido un hijo en los años previos a solicitar la

transferencia. Entre las mujeres cuyo último hijo había nacido entre enero 2003 y el momento de postularse al programa, se registró un efecto negativo sobre la probabilidad de tener al menos un hijo y sobre la cantidad de hijos totales pos programa. Resta continuar indagando acerca de los canales que pueden estar operando detrás del aumento en el número de hijos pos programa entre las mujeres más jóvenes. Uno de los posibles canales que se analizó en este trabajo, pero que requiere seguir profundizando, es si, producto del programa, pueden existir mejoras en el cuidado del embarazo que generen una mayor sobre vida de los recién nacidos y, por lo tanto, afecten los resultados de fecundidad en el corto plazo.

A partir de la evaluación de los distintos programas a lo largo de los tres capítulos, se encuentra evidencia acerca de la presencia de efectos no buscados en el diseño original de las políticas. Esta tesis no tiene por objetivo realizar una valoración normativa de dichos efectos, pero busca contribuir al debate identificando estos fenómenos y la magnitud de los mismos a partir de cambios introducidos por tres políticas relevantes en Uruguay. Las reformas aquí presentadas han logrado cumplir con sus objetivos iniciales, en materia de protección social, reducción de la pobreza y desigualdad, resulta valioso entender en qué medida podrían estar limitadas por efectos de segundo orden que no fueron contemplados al momento de su implementación. Asimismo, se ha observado que los incentivos que generan las políticas son heterogéneos entre distintos grupos de individuos. En particular, se encontraron respuestas diferentes de las personas en función del sexo de las mismas. Este elemento resulta de gran relevancia práctica, debido a que en el diseño de algunas de las políticas se establece como preferentes beneficiarias a las mujeres. Parece conveniente pensar en diseños que contemplen a los distintos adultos del hogar al momento de asignar derechos y deberes.

2. Efectos sobre la oferta de trabajo de la extensión del seguro de salud a los cónyuges de los trabajadores formales.

Resumen

A partir de diciembre de 2010 el Seguro de Salud en Uruguay se extiende a los cónyuges de los trabajadores formales. Esta extensión podría modificar los incentivos laborales respecto a la ocupación y la formalidad de las personas en pareja, en particular, dependiendo del estatus de formalidad del cónyuge. Es decir, para aquellas personas con cónyuge formal, al disminuir la utilidad relativa de estar ocupado en el sector formal respecto a la situación previa a la política, se espera que tengan incentivos a no estar ocupados o a hacerlo sin estar registrados. Para las personas con cónyuge informal o no ocupado, se produce el efecto contrario, aumentando la utilidad relativa de estar ocupado en el sector formal respecto a la situación anterior y, por lo tanto, se esperarían incentivos positivos sobre la ocupación y formalidad. En este trabajo se estiman los posibles efectos comparando en el tiempo a las personas afectadas por la política con aquellos semejantes pero no afectados, mediante una metodología de diferencias en diferencias, a partir de datos de las Encuestas Continuas de Hogares de Uruguay. Los resultados sugieren que la expansión del seguro introdujo incentivos a que las personas en pareja se muevan entre formalidad/informalidad y, en menor medida, entre el empleo/no empleo, siendo las mujeres quienes ajustan en mayor magnitud sus decisiones de inserción laboral respecto a las características de la ocupación de su pareja.

2.1. Introducción

Los hombres y mujeres que se encuentran en pareja registran diferencias en su inserción laboral, tanto respecto a sus pares solteros como entre sí. En particular, en Uruguay, si bien las brechas en las tasas de actividad y empleo entre hombres y mujeres se han reducido significativamente en los últimos 50 años, los hombres continúan registrando mayores niveles de ocupación (tabla A2.1-Apéndice). En el caso de países en desarrollo, también se encuentran diferencias importantes en las tasas de la formalidad¹, en particular, entre personas en pareja y solteras para el promedio de los asalariados del sector privado (tabla A2.2-Apéndice).

Estudios sobre oferta laboral acerca de horas trabajadas y salario, observan para distintos países una relación positiva entre estas dos variables y encuentran que las mujeres casadas son el grupo con mayor sensibilidad a variaciones en los ingresos propios y de su pareja (reportan las mayores elasticidades relativas) (Tamm, 2009; Eissa y Honeys, 1999 y 2004; Espino y otros, 2014; Espino, Leites y Machado, 2009). Si bien en las últimas décadas la elasticidad de la oferta femenina respecto a su salario se ha reducido, así como la elasticidad respecto al salario del marido (Goldin, 2006; Blau y Kahn, 2005), en la mayoría de los trabajos empíricos se continúa hallando diferencias entre las elasticidades de acuerdo al sexo (Blundell y MaCurdy, 1999).

Al momento de analizar el comportamiento de hombres y mujeres en pareja en Uruguay Espino, Leites y Machado (2009) observan que los hombres no modifican significativamente sus elasticidades cuando se controla por la presencia de hijos, confirmando su rol de proveedor de ingresos en el hogar. La condición de estar casado sobre la probabilidad de participar en el mercado laboral ha evolucionado en forma diferente para hombres y mujeres en Uruguay. Mientras para los hombres, estar casado ha afectado positivamente la probabilidad de ser parte de la población económicamente activa (PEA) de forma estable durante los últimos años, para las mujeres estar casadas ha tenido siempre una incidencia negativa. Sin embargo, dicha incidencia ha disminuido considerablemente a lo largo del tiempo, reflejando el cambio que se observa en el comportamiento de la oferta laboral (mayor participación de las mujeres y estabilidad en las tasas de participación masculina).

¹Se entiende que un empleo es formal si se el trabajador se encuentra registrado en la seguridad social y realiza aportes jubilatorios.

Por lo tanto, a pesar de los cambios en el efecto ingreso y sustitución de la oferta laboral femenina, que han provocado un aumento de su participación laboral, cuando se analiza el comportamiento de hombres y mujeres en pareja continúan encontrándose diferencias en las tasas de participación asociadas a los roles de género².

Por otra parte, existe amplia evidencia acerca de los incentivos que generan sobre las decisiones de empleo los programas de protección social en países desarrollados (Bosch y Manacorda, 2012). Existe menor evidencia acerca de estos efectos en países en desarrollo y, en particular, acerca de incentivos que generan las políticas sobre las decisiones de empleo de trabajadores considerados secundarios en el hogar. Debido a que las mujeres se han incorporado al mercado laboral históricamente complementando los ingresos del jefe, es esperable que los incentivos sobre las decisiones de participación laboral afecten en forma heterogénea a los trabajadores de acuerdo al sexo.

Este trabajo se propone evaluar el impacto de Reforma de Salud sobre las decisiones de participación en el mercado laboral de los trabajadores uruguayos. Concretamente, se busca estimar el efecto sobre las elecciones de formalidad y empleo de la reglamentación que establece el ingreso de los cónyuges de los trabajadores formales al Seguro Nacional de Salud (SNS) a partir de diciembre de 2010. De esta forma, se busca contribuir a la literatura desde dos dimensiones. Por un lado, examinando los efectos en el mercado de trabajo que pueden originarse como resultado de la ampliación de los beneficios de la seguridad social. Por otro lado, se evalúan las potenciales diferencias entre hombres y mujeres en las respuestas ante los mismos incentivos. Con este objetivo, se empleará una estrategia de estimación basada en la metodología de diferencias en diferencias, donde los tratados serán las personas afectadas por la política (aquellos que viven en pareja y van siendo alcanzados por la extensión del seguro) y el grupo de control aquellos no afectados (quienes viven en pareja pero aún no han sido alcanzados por la extensión del seguro y los solteros). Se trabaja con datos provenientes de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) entre 2007 y 2014. De esta forma, se busca generar evidencia que permita evaluar si persisten las diferencias en los roles que juegan hombres y mujeres en el mercado

²La división sexual del trabajo ha conducido a una división de las tareas de acuerdo al sexo, donde las mujeres aparecen como “cuidadoras” y los hombres como “proveedores” dentro de los hogares.

laboral desde el punto de vista de la oferta de trabajo.

Los resultados sugieren que la expansión del seguro de salud introdujo incentivos a que las personas en pareja se muevan entre formalidad/informalidad y, en menor medida, entre el empleo/no empleo. Se registró una caída de la formalidad de 0.82 puntos porcentuales para el total de los asalariados privados, pero no resultó ser significativa. Sí se encontraron resultados negativos y estadísticamente significativos cuando se observa al total de la PEA, estimándose un efecto de -0.95 puntos porcentuales. Al analizar la presencia de efectos heterogéneos, se observaron diferencias según sexo, años de educación y condición de formalidad de la pareja. Ser mujer, tener menos de 12 de años de estudio y tener pareja formal inciden negativamente sobre la probabilidad de ser formal. El aumento de la informalidad se explica por un desplazamiento hacia empleos no registrados, teniendo poca incidencia el aumento de los no ocupados. En concordancia con la literatura previa, se observa que las mujeres ajustan en mayor medida sus decisiones de inserción laboral respecto a las características de la ocupación de su pareja.

El trabajo busca contribuir a la literatura que analiza la oferta laboral. En particular, aporta al estudio de los efectos de políticas públicas sobre el comportamiento de los individuos y su inserción en el mercado de trabajo. Adicionalmente, se provee de evidencia acerca de las diferencias existentes en las respuestas de hombres y mujeres que viven en pareja ante los mismos incentivos. Este último resultado es relevante en la medida en que da luz acerca como el aumento de los beneficios de la seguridad social afectan en forma heterogénea a los integrantes de una pareja, siendo las mujeres las que modifican en mayor medida su conducta. Finalmente, el trabajo aporta a una línea de investigación aún escasa en la región, que consiste en el estudio de la relevancia de los seguros de salud que brindan los empleos sobre las decisiones de oferta laboral conjunta en los hogares.

El capítulo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2.2 se realiza una revisión de la literatura enfocada al estudio de incentivos sobre el empleo, dentro de la cual se distingue aquella que trata sobre efectos de los seguros de salud. En la sección 2.3 se describe la política que se está analizando y se presenta un canal teórico de transmisión por el cual podría generar incentivos diferentes a los distintos miembros de una pareja. A continuación, en la sección 2.4, se detalla la estrategia

de estimación elegida para abordar el estudio. En la sección 2.5 se muestran los principales resultados obtenidos y, en la sección 2.6, se resumen las conclusiones del análisis.

2.2. Revisión de la literatura

2.2.1. Incentivos de las políticas y empleo

La mayor parte de los programas sociales, y diversas políticas públicas, tienen por objetivo contribuir a la mejora del bienestar de los individuos. Sin embargo, estas políticas pueden introducir nuevos incentivos sobre los agentes económicos que muchas veces no han sido deseados o buscados en el diseño original. En lo que respecta al mercado de trabajo, existe una gran variedad de artículos que analizan los efectos de ciertas políticas sobre la oferta de trabajo, la tasa de empleo y, en menor medida, los incentivos sobre la formalidad/informalidad.

De esta forma, a nivel internacional se ha encontrado evidencia de una disminución de la participación laboral de los individuos ante un aumento de la protección social. En esta dirección se encuentran estudios sobre modificaciones de los seguros de desempleo (Krueger y Meyer, 2002), beneficios por incapacidad (Bound y Burkhauser, 1999) y políticas de transferencias (Hoynes, 1996; Moffitt, 2002).

El fenómeno de la informalidad ha sido abordado por la literatura económica desde diferentes perspectivas. Por una parte, se encuentra un conjunto de trabajos que se apoyan en la existencia de una economía dual donde operan al mismo tiempo el sector formal y el informal. En este marco, la presencia de informalidad no responde necesariamente a decisiones de los trabajadores o empleadores, sino que es resultado de imperfecciones en el mercado laboral. Por otra parte, trabajos más recientes se han preocupado por analizar los factores que pueden estar incidiendo en las decisiones de los agentes. Esta discusión también se da bajo los términos de exclusión o escape (Perry y otros 2007). Al plantearse la informalidad como un fenómeno de exclusión, no se considera que los trabajadores tengan la capacidad de tomar decisiones acerca de en qué sector de la economía ubicarse, mientras que si se tratase de un fenómeno de escape, al menos algunos de los trabajadores elegirían voluntariamente en qué sector incorporarse evaluando las ventajas de cada uno. Perry y otros (2007) acaban por concluir la coexistencia de ambos fenómenos,

donde algunos trabajadores (asalariados informales) son afectados en mayor medida por la exclusión, mientras que otros (cuenta propia no registrados) son resultado de decisiones de escape.

A lo largo de esta investigación interesa analizar el fenómeno de la ocupación y la informalidad desde la perspectiva en la cual los agentes tienen la capacidad de tomar decisiones racionales acerca de en qué sector desempeñarse, evaluando los costos y los beneficios de cada uno.

Gran parte de la literatura empírica en América Latina da cuenta de efectos de programas no contributivos sobre la oferta de trabajo (Bosch y Manacorda, 2012), encontrándose poca evidencia de efectos sobre el empleo registrado. Más recientemente, como resultado del surgimiento de nuevos planes sociales, se han realizado investigaciones que analizan los posibles efectos sobre el empleo formal en la región. Sin embargo, los resultados a los que abordan las investigaciones no son todos coincidentes y, por tanto, no pueden extraerse tesis sólidas acerca de los efectos de los programas sobre los incentivos a la formalización.

Levy (2008), sugiere que en países como México, la ampliación de los programas de protección social no contributivos conduciría a un aumento de la utilidad del empleo informal respecto al formal, lo cual, en un contexto de libre movilidad entre los sectores, terminaría por inducir a un desplazamiento de trabajadores del sector formal al informal. Al igual que otros autores (Maloney, 1999 y 2004 y Perry y otros, 2007), el autor argumenta que, al menos, parte de los trabajadores eligen operar en el sector informal, se autoseleccionan, debido a que perciben que existe una mayor cantidad de beneficios en él.

Otros hallazgos respecto al impacto de programas sociales sobre la formalidad en países en desarrollo pueden encontrarse en Gasparini y otros (2009), Esquivel y Ordaz Diaz (2008), Bosch y Campos-Vázquez (2014), Ribas y Soares (2012), Amarante y otros (2011), Bérigolo y Cruces (2014) y Garganta y Gasparini (2015).

Esquivel y Ordaz Diaz (2008), testean las hipótesis de Levy (2008) para el caso particular de México. Su principal preocupación es discernir si el mercado laboral mexicano se encuentra integrado y es competitivo o si el mismo se encuentra segmentado y que, por lo tanto, existe un mercado laboral dual. Para ello comparan los ingresos de individuos con características similares que se encuentran trabajando en

uno y otro sector mediante el uso de técnicas semiparamétricas basadas en la metodología del propensity score matching. Los autores encuentran evidencia acerca de la existencia de una prima salarial en el sector formal, concluyendo que el mercado laboral mexicano se encuentra segmentado y que, en este marco, la extensión de los programas sociales no induciría a un aumento de la informalidad, evidenciando la falta de consenso en los hallazgos. También en México, Bosch y Campos-Vázquez (2014) estudian los efectos de la implementación del Seguro Popular durante comienzos de los 2000. Encuentran que la ampliación del seguro de salud a trabajadores por cuenta propia e informales alteró los incentivos a la formalización, provocando que el número de puestos de trabajo registrados creados luego de 2002 fuese menor al que hubiese ocurrido en ausencia del programa, confirmando las hipótesis planteadas por Levy (2008). Los resultados encontrados por los autores son importantes en mercados de trabajo reducidos, es decir, en pequeñas firmas y pequeños municipios de México.

En Argentina, Gasparini y otros (2009) estudian los efectos del programa Jefes de Hogar surgido en 2002, el cual realiza una transferencia de ingresos a los jefes de hogar desocupados y que se encuentran en una situación de vulnerabilidad social. Mediante el empleo de técnicas de matching concluyen que el programa desincentivó la búsqueda de empleo formal entre sus beneficiarios. Garganta y Gasparini (2015), encuentran desincentivos a la formalización en el programa de Asignación Universal por Hijo, como resultado del incremento de los beneficios de la informalidad que perciben los trabajadores al no estar registrados.

Los impactos del programa brasileiro Bolsa Familia han sido analizados en diferentes dimensiones³, Ribas y Soares (2012) distinguen los efectos sobre el empleo de acuerdo a las zonas de residencia, encontrando que el programa aumentó la informalidad en las zonas rurales y que tuvo efectos negativos sobre la tasa de actividad en áreas metropolitanas, si bien estos últimos resultados no son concluyentes.

Para Uruguay, Amarante y otros (2009) y Bérigolo y Cruces (2014), a partir del análisis del PANES (Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social) y de la Reforma de Salud en su etapa inicial, respectivamente, encuentran que los trabajadores uruguayos responden a los incentivos no buscados de las políticas, moviéndose entre

³Un resumen de los distintos trabajos que analizan Bolsa Familia puede encontrarse en Soares (2012).

el sector formal y el informal en función de los beneficios que perciben por operar en cada uno de ellos.

Ahora bien, los incentivos que enfrentan los trabajadores dependen no solo de sus características sino también de las características del hogar en el que viven (Eissa y Hoynes, 1999; 2004). De esta forma, las políticas pueden afectar sus decisiones a través de modificaciones en la función de utilidad agregada de los distintos miembros del hogar. Galiani y Weinschelmbaum (2012) elaboran un modelo simple para ilustrar de qué forma la ampliación de los beneficios de la seguridad social, como puede ser la extensión del seguro de salud a los cónyuges, pueden afectar las decisiones de empleo de los individuos, en particular la elección acerca de en qué sector de la economía desempeñarse. Los autores estiman un modelo probit bivariado recursivo con el fin de analizar en particular cuáles son los incentivos a formalizarse que tienen los trabajadores secundarios. Los resultados que obtienen para un conjunto de países de América Latina indican que la probabilidad de ser formal del trabajador secundario disminuye cuando el trabajador principal es formal.

2.2.2. Seguro de salud y oferta de trabajo

Los cambios en los beneficios de la seguridad social pueden arrojar efectos sobre el comportamiento de los trabajadores. En particular, diversos trabajos se han ocupado de estimar los impactos que puede tener modificaciones en la cobertura sanitaria de los países. Gruber y Hanratty (1995), estudian los efectos sobre el empleo de la introducción del Seguro Nacional de Salud (NHI por sus siglas en inglés) en Canadá, explotando el hecho de que el mismo fue introducido escalonadamente entre las distintas provincias del país. En materia de empleo, en general, los autores encontraron un efecto positivo. Sin embargo, al comparar las provincias en las que se financió el seguro de salud con impuestos generales versus aquellas donde se debía pagar primas de suma fija, se observó que en las primeras la tasa de crecimiento de empleo fue menor, destacándose la importancia que tienen las distintas formas de financiamiento.

Gruber y Madrian (2002) realizan una revisión crítica de alrededor de 50 artículos que se encuentran enfocados a analizar el vínculo entre los seguros de salud, la oferta de trabajo y la movilidad de los individuos entre el empleo formal y el informal. En

particular, uno de los grupos de individuos en los que centran su análisis es el de las personas que viven en pareja. Los autores destacan que los trabajos basados en datos de Estados Unidos han arrojado evidencia robusta acerca de que las decisiones de empleo y la cantidad de horas trabajadas de las mujeres casadas dependen de si acceden al seguro de salud a través del trabajo de su cónyuge o no. En este sentido, Buchmueller and Valletta (1999) estiman que la participación laboral de las mujeres casadas se reduce entre un 6% y 12% cuando tienen disponible el seguro de salud a través de sus esposos. Olson (1998) encuentra una reducción de entre 7-8% de la misma variable, Schone and Vistnes (2000) estiman una caída de 10 puntos porcentuales en la participación laboral de las mujeres casadas y Wellington y Cobb-Clark (2000) son quienes encuentra el mayor efecto; una reducción de 20 puntos porcentuales en la participación laboral. En la misma línea se encuentran los hallazgos sobre los efectos en las horas trabajadas. En todos los casos se verifica una caída en la cantidad de horas que las mujeres casadas destinan al trabajo fuera del hogar.

Sin embargo, Gruber y Madrian (2002) advierten que posiblemente se esté ante la presencia de endogeneidad entre la decisión de empleo de las esposas y la provisión del seguro por parte del empleador de los maridos.

Chou y Staiger (2001), analizan los efectos sobre la tasa de actividad de las mujeres casadas del seguro subsidiado a la población que no trabaja en Taiwan. Antes de volverse universal en 1995, este seguro fue puesto a disposición de las esposas de los funcionarios del gobierno. Esta implementación en etapas fue lo que permitió a los autores la construcción de su estrategia de identificación. Encuentran que la disponibilidad de un seguro para quienes no trabajaban se asoció con una disminución porcentual de 4 puntos en la participación laboral de las mujeres casadas.

Por otra parte, en lo que respecta a los efectos sobre la oferta laboral de los hombres, Wellington y Cobb-Clark (2000) encuentran que, al igual que las mujeres, el hecho de que los hombres tengan disponible el seguro de salud a través del empleo de sus esposas reduce su participación laboral y la cantidad de horas que trabajan por semana. Sin embargo, los efectos estimados son de menor magnitud, ubicándose entre 4-9 puntos porcentuales la caída en la participación y, entre 0-4% la disminución de las horas. Asimismo, Gruber and Madrian (1997) hallan que el hecho de que

los hombres cuenten con seguro de salud a través de sus esposas una vez que se retiran del mercado laboral, aumenta el no empleo y la duración del tiempo en que permanecen no ocupados.

2.3. El Seguro de Salud en Uruguay y la extensión del beneficio a los cónyuges de los trabajadores formales

2.3.1. El Seguro de Salud en Uruguay

En términos generales, la atención de salud en Uruguay se divide en dos subsectores: el subsector público y el subsector privado. A su vez dentro de cada uno de éstos existen diversos prestadores de servicios que compiten y se complementan entre sí. Dentro del subsector público, se encuentra la Administración de los Servicios de Salud del Estado (ASSE), principal prestador a nivel nacional, Sanidad Militar y Sanidad Policial, exclusivas para los trabajadores del Ministerio de Defensa y del Ministerio del Interior y sus familiares, el Hospital de Clínicas, dependiente de la Universidad de la República, Policlínicas Municipales, a cargo de cada una de las Intendencias y el Banco de Previsión Social, que presta en especial servicios materno-infantiles y de salud laboral. Por su parte, al subsector privado lo conforman las Instituciones de Asistencia Médica Colectiva (IAMC), los Seguros Privados de Salud, las Emergencias Médicas Móviles y las Clínicas privadas. No todos estos prestadores brindan atención integral de salud a sus usuarios, sino que en algunos casos brindan atención específica ante determinadas contingencias. Los prestadores que brindan aseguramiento integral⁴ son ASSE, Sanidad Militar y Sanidad Policial en el subsector público y, dentro del subsector privado, las IAMC y los Seguros Privados.

En diciembre de 2007 se aprobó en Uruguay una Reforma del sistema sanitario que dio lugar al nuevo Sistema Nacional Integrado de Salud (SNIS), y estableció el derecho a la protección de la salud a todos los habitantes del país⁵. La misma ley que aprobó el SNIS dio creación al Seguro Nacional de Salud (SNS), determinando que fuese quien se encargue de pagar las cuotas salud que correspondan a los prestadores

⁴El Plan Integral de Atención a la Salud (PIAS) especifica las prestaciones de salud que constituyen la cobertura de atención médica integral.

⁵Artículo 66 de la Ley 18.211.

de los servicios sanitarios de aquellas personas que obtienen la cobertura a través del sistema de seguridad social. Con esto, se sustituyó el viejo seguro, que protegía únicamente a los trabajadores privados, por otro que extendió el beneficio tanto a los trabajadores del sector público, como a los hijos y cónyuges de los trabajadores formales y a los pasivos.

La Ley estableció que la ampliación de los beneficios se realizara en etapas. En mayo de 2007 se incorporaron la mayor parte de los trabajadores públicos, y en enero de 2008 los hijos menores de 18 años, o mayores con discapacidad, a cargo de los trabajadores formales. La incorporación de los pasivos se fue dando por dos vías, por un lado, a partir de enero de 2008 los trabajadores que se retirasen y estuvieran incluidos en el seguro continuarían siendo parte de este y, por otro lado, se elaboró un cronograma de ingreso de antiguos pasivos que terminan de incorporarse en 2016. Los profesionales, que no se encontraban amparados en el viejo seguro de salud, se incorporaron al nuevo a partir de junio de 2011. Finalmente, en lo que respecta a la extensión del seguro a los cónyuges o concubinos de los trabajadores formales que no fuesen aportadores al seguro, se estableció que estos se incorporasen al mismo en forma escalonada. En un primer momento, diciembre de 2010, ingresaron al SNS los cónyuges de los trabajadores aportadores con 3 hijos o más menores de 18 años a cargo. Luego, en diciembre de 2011, se incorporaron también los cónyuges con 2 hijos a cargo; en diciembre de 2012, el beneficio se extendió a los cónyuges con 1 hijo a cargo; y, a partir de diciembre de 2013, todos los cónyuges de un aportador que no obtuviesen el beneficio por su propio empleo, pasaron a ser beneficiarios del SNS (tablas 2.1 y 2.2).

En lo que refiere al financiamiento, como se mencionó anteriormente, el SNS es el encargado de pagar las cuotas salud a los prestadores, lo cual realiza a través del Fondo Nacional de Salud (FONASA). Los ingresos del FONASA provienen de tres fuentes: aportes de los trabajadores públicos y privados, aportes de los empleadores y rentas generales del gobierno central. Un elemento importante de la reforma, que acompañó la inclusión de nuevos colectivos, fueron los cambios en las tasas de aporte que deben realizar los trabajadores. Mientras que en el régimen anterior los trabajadores contribuían con un 3% de su ingreso al aseguramiento de la salud, en el nuevo régimen se establecen tasas diferenciadas, de acuerdo a la composición del

hogar de los trabajadores y su nivel de ingresos laborales (ver tabla 2.3). Por su parte, los empleadores no sufrieron alteraciones en sus tasas de aporte.

El principal beneficio de la incorporación al SNS es que permite a los individuos elegir en qué prestador de salud atenderse, entre ASSE, una IAMC o un Seguro Privado (este último, si son admitidos). Es decir, los trabajadores y sus familias pueden optar por afiliarse en ASSE o en una IAMC, sin necesidad de pagar un costo adicional al del aporte para la obtención de la atención integral de la salud, o afiliarse a un Seguro Privado, si son aceptados y pagando el diferencial que corresponda. Ante la posibilidad de elegir, un conjunto de individuos optó por cambiar su afiliación de ASSE a una IAMC y viceversa. Entre 2007 y 2014 el total de afiliados a una IAMC se incrementó un 32 % aproximadamente, mientras que la población usuaria de ASSE se redujo cerca de un 24 %⁶. Esto trajo como resultado un cambio en la distribución de los individuos entre las prestadoras de salud, aumentando el número de personas que optan por el subsector privado y disminuyendo las del subsector público (ver tabla 2.4). Ello da muestra del valor que tiene para los individuos ingresar al Seguro, ya que una vez dentro optan, en su mayoría, por tener cobertura en el subsector privado.

En la misma línea, en la Figura 2.1, se puede observar la evolución entre 2007 y 2014 de la probabilidad de tener cobertura en el sector privado para los trabajadores informales que viven en pareja. Se muestra en forma separada para aquellos cuyo cónyuge no es un trabajador formal de aquellos que su cónyuge es un trabajador formal y, por lo tanto, son afectados por la política. Puede observarse que para el grupo de personas con cónyuge formal la probabilidad de tener cobertura en el subsector privado aumenta luego de 2010 mientras que para quienes están en pareja con un trabajador informal, no afectados por la extensión del seguro de salud, la probabilidad se mantiene constante.

Por lo tanto, hay indicios de que la extensión de la cobertura de salud a través del SNS a la familia de los trabajadores formales y el mantenimiento de la cobertura una vez que estos trabajadores se retiran del mercado laboral, junto con la modificación en las tasas de aporte, significó una alteración de incentivos a la formalidad, debido a un cambio en la utilidad del empleo formal respecto al informal, tal como lo sugiere

⁶Información estimada en base a microdatos de las ECH.

Levy (2008).

2.3.2. Extensión de la cobertura de salud y mercado de trabajo

En esta sección se describe un modelo simple para ilustrar de qué forma la ampliación de los beneficios de la seguridad social, pueden afectar las decisiones de empleo de los individuos, en particular la elección acerca de en qué sector de la economía desempeñarse. Para ello se parte del supuesto de que la ampliación de los programas de protección social conduce a un aumento de la utilidad del empleo informal respecto al formal (Levy, 2008), lo cual, en un contexto de libre movilidad entre los sectores, conduce a un desplazamiento de trabajadores desde empleos registrados a no registrados. El modelo utilizado sigue las especificaciones de Galiani y Weinschelbaum (2012), quienes además de las firmas, permiten que los trabajadores elijan en qué sector ubicarse. Debido a que el objeto de interés de esta investigación radica en entender los incentivos que actúan sobre los trabajadores, a continuación se realiza únicamente una modelización de la oferta de trabajo.

En primer lugar, se considera que cada trabajador está dotado de l unidades no divisibles que puede vender en el mercado de trabajo, debiendo elegir si opera en el sector formal o informal. Los trabajadores no pueden vender su trabajo a más de una firma. Quienes se desempeñan en el sector formal reciben a cambio w_f por concepto de salario más HI que representan los beneficios sociales, enfrentando costos por desempeñarse en dicho sector γ . Quienes trabajan en el sector informal reciben a cambio w_i por unidad de trabajo l , estando sujeto a la posibilidad de ser descubierto y perder el empleo $(1 - q)$. Por lo tanto, la utilidad de los trabajadores en cada sector es:

$$U_f(w_f l, HI) = w_f l + HI - \gamma \quad (2.1)$$

$$U_i(w_i l, HI) = w_i l(1 - q) \quad (2.2)$$

Cuando los trabajadores tienen niveles de capital humano muy bajos, no pueden enfrentar los costos de trabajar en el sector formal. Solo aquellos con $l \geq \hat{l} = \frac{\gamma}{w_f}$ pueden trabajar en el sector formal, siendo \hat{l} el nivel de capital humano mínimo

necesario para poder afrontar los costos de tener un empleo registrado. Los trabajadores son indiferentes entre trabajar en el sector formal o informal cuando l es tal que:

$$U_f(w_f \tilde{l}, HI) = U_i(w_i \tilde{l}, HI) \quad (2.3)$$

$$\tilde{l} = (\gamma - HI)/(w_f - w_i(1 - q)) \quad (2.4)$$

Por lo tanto, los trabajadores van a ubicarse en el sector formal siempre que su nivel de capital humano sea tal que cumpla con las dos restricciones antes mencionadas, es decir, que le permita afrontar los costos de la formalización y que la utilidad que percibe sea mayor a la que tendría en el sector informal. El nivel de capital humano que cumple con estos dos requisitos es:

$$\bar{l} = \max\{\hat{l}, \tilde{l}\} \quad (2.5)$$

De acuerdo a sus dotaciones de capital humano, los trabajadores van a elegir donde ubicarse. Los trabajadores con $l \leq \bar{l}$ van a ubicarse en el sector informal, mientras que aquellos con $l > \bar{l}$ van a desempeñarse en el sector formal. En los casos en que el capital humano del trabajador sea tal que $\hat{l} < l < \tilde{l}$, el trabajador decide voluntariamente ubicarse en el sector informal.

A partir de lo anterior, la oferta total de trabajo cuando se considera las decisiones individuales de las personas será:

$$L_s(w_f, w_i) = \int_0^{\bar{l}} l f(\bar{l}) dl + \int_{\bar{l}}^{-\infty} l f(l) dl \quad (2.6)$$

Donde, los salarios determinan el monto que se ofrece en cada sector, pero no la oferta total.

Ahora bien, a los efectos de esta investigación interesa contemplar la situación en la cual se incorporan trabajadores secundarios al mercado laboral, es decir, que ya no hay un único trabajador por hogar. Para simplificar el análisis se supone que, tanto el trabajador principal como el secundario tienen la misma dotación de capital humano. En el caso en que dos miembros de un hogar participen del mercado

laboral las decisiones sobre en qué sector desempeñarse pueden conducir a que ambos se ubiquen en el sector formal, uno trabaje en el sector formal y otro en el informal o que ambos trabajen en el sector informal, y en cada caso la utilidad esperada conjunta difiere.

$$U_{ff}(w_fl, HI) = 2w_fl + HI - 2\gamma \quad (2.7)$$

$$U_{fi}(w_fl, HI) = qw_fl + (1 - q)(w_f + w_i)l + HI - \gamma \quad (2.8)$$

$$U_{ii}(w_il, HI) = 2w_il(1 - q) \quad (2.9)$$

Como se observa en la ecuación (2.7), sea cual sea el beneficio neto de trabajar en el sector formal para un individuo, este va a ser menor para el segundo trabajador, dado que ya goza de cierta proporción de los beneficios del sector formal generados por el trabajador principal. Por este motivo, el trabajador secundario, *ceteris paribus*, tiene mayor probabilidad de trabajar en el sector informal que el trabajador primario.

A continuación se realiza una adaptación de las ecuaciones 2.7 y 2.8 para el caso de Uruguay antes y después de la extensión de la cobertura de salud a los cónyuges de los trabajadores formales (la situación en la cual ambos trabajadores son informales se mantiene incambiada). Los beneficios de la cobertura de salud (C) se distinguen entre trabajador primario (1) y secundario (2), y el resto de los beneficios de la seguridad social (SS) se mantienen incambiados.

Antes de la extensión de la cobertura:

$$U_{ff}(w_fl, SS, C) = 2w_fl + SS_1 + SS_2 + C_1 + C_2 - 2\alpha - 2\gamma$$

$$U_{fi}(w_fl, SS, C) = qw_fl + (1 - q)(w_f + w_i)l + SS_1 + C_1 - \alpha - \gamma$$

Después de la extensión de la cobertura:

$$U_{ff}(w_fl, SS, C) = 2w_fl + SS_1 + SS_2 + C_1 + C_2 - 2\alpha - 2\gamma'$$

$$U_{fi}(w_fl, SS, C) = qw_fl + (1 - q)(w_f + w_i)l + SS_1 + C_1 + C_2 - \alpha - \gamma'$$

Donde SS_1 y SS_2 representa los beneficios de la seguridad social que recibe el trabajador principal y el secundario respectivamente, sin considerar la cobertura de salud. Mientras que C_1 y C_2 indican la cobertura de salud de cada trabajador. Finalmente, α y γ representan los costos de la seguridad social y de la cobertura de salud, donde γ' puede tomar valores entre 3% a 8,5%, pero en todos los casos $\gamma' < 2\gamma'$.

Por lo tanto, luego de la extensión del seguro a los cónyuges, tal como sugería Levy (2008), aumenta la utilidad relativa de que en una pareja un trabajador sea formal y otro informal respecto a la utilidad derivada de que ambos sean formales. Es decir, previo a la extensión de la cobertura, en lo que respecta al beneficio de salud, si ambos trabajadores aportaban, ambos recibían el beneficio (un aporte de 3% cada uno, lo cual considerando trabajadores homogéneos sería 3% sobre el total de sus ingresos laborales), y si solo un trabajador aportaba solo este recibía el beneficio (con trabajadores homogéneos el 3% de uno de ellos representaría el 1.5% del total de sus ingresos laborales). Luego de la extensión de la cobertura, si ambos trabajadores son formales ambos continúan recibiendo el beneficio de la cobertura de salud a cambio de sus aportes individuales, si solo uno de los trabajadores es formal ahora ambos reciben el beneficio de la cobertura con el aporte de solo uno de ellos más un adicional. Esto significa, para el caso de parejas sin hijos, que a cambio de un aporte de 6.5% a cargo del trabajador que se encuentra registrado ambos trabajadores cuentan con cobertura⁷. Por supuesto, no todos los trabajadores son homogéneos, sin embargo, el análisis anterior permite expresar en forma menos abstracta de que manera la extensión de la cobertura de salud a los cónyuges puede modificar los incentivos sobre la formalización de los trabajadores en pareja.

2.4. Estrategia de estimación

2.4.1. Datos

Para realizar las estimaciones, se utilizan microdatos de las ECH de Uruguay entre 2007 y 2014, representativos a nivel nacional, publicados por el Instituto Nacional de Estadística de Uruguay (INE).

Del período comprendido entre 2007 y 2014, los primeros cuatro años son previos

⁷Se suponen trabajadores con ingresos superiores a U\$S 300 mensuales a precios de 2015.

a la extensión del seguro de salud a los cónyuges, a partir del año 2011 y hasta 2014 es que se expande la política, hasta comprender a todas las personas en pareja. Debido a que no puede identificarse efectivamente a través de la ECH los individuos que son alcanzados por la política, a partir de las condiciones establecidas por la reglamentación del programa se identifican los posibles beneficiarios y se consideran dentro del grupo afectado, independientemente de si efectivamente fueron afectados por la política. El análisis se restringe para los adultos de entre 25 y 60 años de edad, excluyendo los datos correspondientes al mes de diciembre de cada año por ser en dicho mes que se producen los nuevos ingresos al seguro de salud.

Se analizan cuatro variables de resultado: Formalidad/AP, Formalidad/PEA, Informalidad y No Ocupación. Al referirse a Formalidad/AP se está considerando el efecto sobre la formalidad que se observa sobre los asalariados privados (AP), mientras que Formalidad/PEA refiere al resultado sobre el total de la población económicamente activa (PEA) (restringida por al grupo de edad antes señalado). El motivo de estimar en forma separada para los asalariados privados es indagar si existen diferencias entre este grupo de ocupados y el total de la PEA. Asimismo, la Informalidad y la No Ocupación se estiman sobre el total de la PEA. En ningún caso se considera a los trabajadores del sector público, esta decisión se basa en que este grupo de trabajadores tenía previo a la expansión del seguro, arreglos particulares con el Estado acerca de la cobertura de salud de las familias.

En todos los casos la definición de formalidad adoptada es desde el punto de vista legal (Gasparini y Tornarolli, 2009), donde un trabajador es formal si realiza aportes al sistema de seguridad social. Esta definición de formalidad adoptada, en lugar de considerar un enfoque productivo, se debe a que la extensión del seguro se encuentra asociada al vínculo de los individuos con el mercado formal de trabajo, por lo tanto, lo efectos esperados por la política deberían buscarse desde esta dimensión.

2.4.2. Metodología

El objetivo es evaluar los efectos sobre ciertas decisiones de empleo que arrojó la extensión del seguro de salud a los cónyuges de los trabajadores formales. Para ello se explota la extensión plausiblemente exógena de la cobertura que se produjo, a partir de diciembre de 2010, a los cónyuges de los trabajadores que se encuentran

registrados en la seguridad social. Lo que se buscará es aislar el efecto causal mediante la comparación entre lo que efectivamente ocurrió con un escenario contrafáctico que permita observar cómo hubiesen evolucionado las variables de resultado de no haberse extendido el beneficio del Seguro Nacional de Salud. Por lo tanto, siendo un experimento de política, este se evalúa mediante un enfoque econométrico de diferencias en diferencias. Debido a que no se observa quienes efectivamente fueron alcanzados por la política, sino que se considera como afectados a aquellos que cumplen con las condiciones necesarias en cada año a partir de lo observado en la ECH, lo que se está estimando es una intención del tratamiento.

En concreto, se explota las diferencias en el *timing* de extensión de la cobertura a los cónyuges en función del número de hijos a cargo que tiene la pareja como experimento natural que proporciona el cambio exógeno en los beneficios relativos de ser formal/informal estar ocupado/no ocupado. Los tratados serán las personas potencialmente afectadas por la política en cada año y en el grupo de control se encuentran los individuos que la extensión no los afecta. Las personas solteras no son afectadas por la política de extensión del seguro en ningún momento, por lo cual no ven cambios en los beneficios de estar ocupados o ser trabajadores formales. Por otra parte, las personas en pareja que van siendo alcanzadas por la extensión del seguro, al tener la posibilidad de contar con el aseguramiento a través del empleo de sus parejas pueden notar una disminución de la utilidad de estar ocupado y/o ser formal, como plantea Levy (2008). Esto último también estará sujeto a la condición de ocupación y formalidad que tenga la pareja. Formalmente, el modelo a estimar puede ser expresado como:

$$Y_{it} = \alpha + \beta treat_{it} + X'_{it}\gamma + \lambda_g + \delta_t + \theta_r + \varepsilon_{it}$$

Donde Y_{it} es la variable de resultado del individuo i en el año t ; $treat$ es una variable binaria que vale uno cuando el individuo i es afectado por la política en el año t ; X'_{it} es un vector de regresores que incluye características a nivel individual y de los hogares; el término λ_g controla la presencia de heterogeneidad no-observada de acuerdo al grupo que pertenece la persona⁸; δ_t es un conjunto de variables binarias

⁸Se identifican 5 grupos: 1) en pareja con 3 hijos o más, 2) en pareja con 2 hijos, 3) en pareja con 1 hijo, 4) en pareja sin hijos y, 5) sin pareja.

que indican el año de la encuesta, estos efectos fijos controlan por la presencia de shocks a nivel agregado, mientras θ_r controla por efectos fijos por región y ε_{it} representa un término de error idiosincrático.

La metodología aplicada es diferencias en diferencias (DD). El estimador DD es la diferencia entre grupos (grupo afectado y de comparación) de sus diferencias en el tiempo (antes y después de la reforma), y se corresponde con la solución mínimo cuadrática del parámetro β (Todd, 2008) que, dado los supuestos, captura el impacto de la extensión de la cobertura sobre la variable de resultado analizada.

Para que la estrategia de identificación sea válida, el supuesto esencial es que en ausencia de la política las tendencias entre el grupo afectado y el de control son similares. A tales efectos, el análisis de las trayectorias pre-tratamiento permite tener una primera aproximación. Asimismo, a los efectos de complementar dicho análisis, se realiza un test de tendencias previas para cada variable de resultado entre el grupo plausiblemente afectado y el de comparación y se estima un experimento “falso” (o ejercicio placebo) que busca someter a prueba la veracidad del supuesto (sección 2.5.2).

2.5. Resultados

2.5.1. Efecto de la extensión del Seguro de Salud sobre las decisiones de empleo.

En las tablas 2.5 y 2.6 se resumen los resultados estimados para el total de la población y distinguiendo según el sexo de los individuos. El principal resultado de interés es el efecto que la extensión del seguro pudo haber tenido sobre la formalidad de los trabajadores. Para ello, se observan los efectos sobre el conjunto de trabajadores asalariados privados, sin considerar a los no ocupados (columna 1 de cada tabla). Luego, se estiman los efectos sobre la formalidad para el total de la PEA (columna 2) y, con el fin de entender a qué responden esos cambios, se estiman los efectos sobre la informalidad (columna 3) y sobre la no ocupación (columna 4). Esto es debido que los cambios en la formalidad pueden darse, o bien porque las personas se mueven entre formal - informal, o bien porque se mueven entre ocupado - no ocupado.

A partir de las estimaciones, se observa un efecto negativo de la expansión de la

política sobre la formalidad, que para el total de la población asalariada del sector privado es de 0.82 puntos porcentuales, sin embargo, este efecto no resulta estadísticamente significativo. El efecto que si es significativo es el estimado sobre la formalidad para el total de la PEA y que, coincidiendo con lo anterior, es de signo negativo y de 0.95 puntos porcentuales. Al distinguir entre hombres y mujeres se obtienen efectos heterogéneos. En el caso de los hombres, los efectos sobre la formalidad son de una magnitud muy pequeña y en ningún caso significativos del punto de vista estadístico, obteniéndose un efecto positivo, algo menor a un punto porcentual, sobre la no ocupación. Por su parte, las mujeres muestran una caída de 2.13 puntos porcentuales de la formalidad cuando se considera a las asalariadas privadas y de 1.76 puntos porcentuales cuando se considera al total de la PEA. A su vez, puede establecerse que la caída en la formalidad de las mujeres se debe a un movimiento entre el sector formal y el informal, dado que los efectos son de magnitudes muy similares, mientras que el efecto sobre la no ocupación es extremadamente pequeño.

Con el fin de analizar posibles efectos heterogéneos, se estima por separado según la condición de formalidad de la pareja. En la tabla 2.7 se muestran los resultados para el total de la población considerando en el panel A a las personas cuyo cónyuge es formal, en el panel B a las personas con cónyuge no formal y en el panel C se restringe el análisis solo a las personas que están en pareja, siendo los afectados las personas con pareja formal (dependiendo del número de hijos) y el grupo de control quienes tienen pareja no formal. Adicionalmente, en las tablas A2.3 y A2.4 del Apéndice, se presentan las mismas estimaciones pero distinguiendo entre hombres y mujeres.

En el panel A de la tabla 2.7 se observa que las personas que viven en pareja y su cónyuge es trabajador formal reducen en 1.64 puntos porcentuales su probabilidad de ser formales, cuando se trata de asalariados privados y en 0.72 puntos porcentuales cuando se considera toda la PEA. Esta caída en la formalidad se encuentra explicada por un desplazamiento hacia empleos no registrados, como puede verse en la columna 3 de la tabla, y no a un aumento de personas no empleadas. Por el contrario, al observar a las personas cuya pareja es un trabajador informal (Panel B), se encuentra que la expansión del seguro tuvo un efecto positivo y significativo sobre la formalidad, el cual asciende a 1.52 puntos porcentuales. Los efectos estimados para el resto de

las variables no resultan significativos. Finalmente, cuando se restringe el análisis a las personas que se encuentran en pareja, y se considera como grupo afectado a quienes tienen un cónyuge formal y como grupo de control a quienes tienen cónyuge informal, los efectos estimados se incrementan. Esto se debe a que los incentivos de cada grupo, el afectado y el de control, tienen signos opuestos, lo cual refuerza los hallazgos previos.

Continuando el análisis de efectos heterogéneos, se agrupa a los individuos de acuerdo a cantidad de años de educación y edad en años. Los resultados de estas estimaciones para el total de las personas se presentan en las tablas 2.8 y 2.9, respectivamente, y en las tablas A2.5 a A2.8 del Apéndice se muestran los resultados para hombres y mujeres por separado.

Los resultados muestran que, los asalariados privados con menos de 12 años de educación afectados por la política reducen en promedio 1.24 puntos su probabilidad de ser formales. Al considerar a toda la PEA, se observa una variación de la formalidad del mismo signo pero algo superior (1.41), siendo estadísticamente significativo el aumento de los no ocupados, mientras que la informalidad no resulta significativa a los niveles usuales de confianza. Por su parte, no se observan resultados estadísticamente significativos cuando se considera a las personas con 12 años de educación o más. Al observar por separado a hombres y mujeres de acuerdo a la cantidad de años de estudio, se encuentran nuevamente resultados significativos para los individuos con menos de 12 años de educación. Los efectos estimados para las mujeres son los de mayor magnitud, mostrando que aquellas con menor cantidad de años de educación afectadas por la política reducen su probabilidad de ser asalariadas formales 3.27 puntos y 3.23 cuando se considera a toda la PEA femenina. Al distinguir entre el efecto sobre la informalidad y la no ocupación, se observa que la caída en la formalidad se debe a un desplazamiento de trabajadoras formales al sector informal y, en menor medida, a un desplazamiento hacia el no empleo. Por el contrario, entre los hombres el único efecto que resulta ser estadísticamente significativo es el aumento del no empleo.

En función de la edad de los individuos, el único efecto que resulta significativo para el total de la población es el del aumento de los no ocupados para aquellas personas que tienen 40 años o más. Resulta interesante el hecho de que son los hombres

de mayor edad quienes muestran un aumento de la no ocupación. Este hallazgo esta en línea con los encontrado en trabajos previos (Gruber and Madrian, 1997), donde se encuentra que el contar con aseguramiento en salud a través del empleo de las esposas disminuye en los hombres casados la necesidad de estar empleados, siendo más fuerte en los tramos de mayores edades.

Luego, con el fin de contrastar los resultados obtenidos, se procede a estimar los posibles efectos de la extensión del seguro mediante una especificación alternativa del modelo de diferencias en diferencias. En concreto, se estima por MCO la siguiente regresión:

$$Y_{it} = \alpha + \beta.EnPareja_i * Post_t + X'_{it}\gamma + \delta_t + \theta_r + \varepsilon_{it}$$

En esta oportunidad, Y_{it} continúa representando la variable de resultado del individuo i en el año t que nos interesa analizar; $EnPareja$ es una variable binaria que vale uno cuando el individuo vive en pareja y cero en caso contrario; $Post_t$ es una variable binaria que vale uno en el período pos-programa (considerando 2011-2014) y cero en los años pre-programa (2007 a 2010). X'_{it} es un vector de regresores que incluye características a nivel individual y de los hogares; δ_t es un conjunto de variables binarias que indican el año de la encuesta, estos efectos fijos controlan por la presencia de shocks a nivel agregado, mientras θ_r controla por efectos fijos por región y ε_{it} representa un término de error idiosincrático. Finalmente, el coeficiente que acompaña la interacción entre la dummy de período de tiempo y la dummy de grupo ($EnPareja_i * Post_t$) es el estimador de diferencias en diferencias ($\hat{\beta}$) que nos interesa estudiar. Los resultados se resumen en las tablas A2.9 y A2.10 del Apéndice.

Si bien el signo del coeficiente es el esperado de acuerdo a las estimaciones previas, no se encuentra en ningún caso efectos estadísticamente significativos. Este resultado puede deberse al hecho de que se están considerando personas afectadas por la política (en el grupo de tratamiento) a individuos que aún no han sido alcanzados por la misma. A modo de ejemplo, en 2011 solo quienes estaban en pareja y tenían 3 hijos o más fueron afectados, por lo cual considerar al resto de las personas en pareja genera que el efecto desaparezca.

Un ejercicio adicional que se realiza para complementar esta estrategia es estimar este segundo modelo de DD para cada año posterior a la política por separado. Es

decir, en todos los casos se considera a la variable *Post* igual a 0 para los años 2007-2010, y se considera *Post* igual a 1, en primer lugar, solo para 2011, luego solo a 2012, a continuación solo a 2013 y, finalmente, solo a 2014 (omitiendo el resto de los años en cada estimación). De esta forma, se confirma que a medida que más personas van siendo afectadas por la política los efectos resultan de mayor magnitud y adquieren significatividad estadística. En las figuras 2.2, 2.3 y 2.4, se muestran los resultados para la variable formalidad sobre los asalariados privados (la que nos resulta de mayor interés) en forma separada para: el total de la población, hombres y mujeres. Las figuras muestran el valor que adquiere el coeficiente de interés $\hat{\beta}$ en cada año y las líneas que parten de la estimación puntual representan los intervalos de confianza al 95 %.

2.5.2. Validez de la estrategia de identificación

La validez de la estrategia de identificación descansa en el supuesto de que, en ausencia de la extensión del seguro de salud, las decisiones de empleo hubieran presentado tendencias similares entre las personas que viven en pareja y las que no. Si bien el supuesto de identificación es inherentemente no-testeable podemos observar si las tendencias previas a la implementación a la extensión del seguro son similares para el grupo de solteros, que nunca son afectados por la política, y para el grupo de personas que viven en pareja, que van siendo afectados por la política dependiendo del número de hijos hasta estar todos amparados en la misma. En las figuras 2.5 y 2.6 se observa, entonces, la evolución de la tasa de formalidad y de empleo y para las personas que viven en pareja y para los solteros antes después de la extensión del seguro. Allí se observa que, efectivamente, las tendencias previas al año 2010 son similares entre los dos grupos de individuos.

Luego, para complementar el análisis gráfico, se realiza un test de tendencias previas, comparando el grupo de personas que jamás es afectado (soltero) con el de personas plausiblemente afectadas (en pareja). La hipótesis nula de este test es que las tendencias de ambos grupos previo a la extensión del seguro eran iguales. En la tabla A2.11 del Apéndice se muestran los resultados obtenidos en este test para cada una de las variables analizadas. En todos los casos no es posible rechazar la hipótesis nula, por lo cual no podemos decir que las tendencias previas entre los

grupos sean distintas.

Como ejercicio adicional, se realiza una estimación de diferencias en diferencias considerando los años previos a la extensión del seguro. Es decir, se realiza un experimento falso, donde se estima la siguiente ecuación:

$$Y_{it} = \alpha + \beta.EnPareja_i * Post_t + X'_{it}\gamma + \delta_t + \theta_r + \varepsilon_{it}$$

En esta oportunidad, *Post* es igual a 0 para los años 2007 y 2008 y es igual a 1 para 2009 y 2010. El resto de las covariables se mantienen con el mismo nombre. Los resultados de esta estimación se muestran en las tablas A2.12 y A2.13 del Apéndice, y puede observarse que en ningún caso el coeficiente de interés β resulta significativo. Esto es un elemento adicional que brinda evidencia a favor del supuesto de identificación de tendencias paralelas entre el grupo de tratados y el de control, lo cual es sumamente importante para la credibilidad de los resultados obtenidos.

2.6. Conclusiones

En este capítulo se analizó el impacto sobre el mercado de trabajo de la extensión del seguro de salud a los cónyuges de los trabajadores formales ocurrida en Uruguay desde diciembre de 2010. Se buscó distinguir los efectos no deseados que pudo haber arrojado la política, poniendo especial interés en aquellos individuos que se encontrasen en pareja. A tales efectos se explotó la extensión del seguro a los cónyuges, para evaluar si efectivamente se pudo haber generado incentivos no deseados sobre los individuos que, de forma plausiblemente exógena, fueron alcanzados por la política.

Puede establecerse que la evidencia en este trabajo está en línea con lo esperado por la literatura previa. Los resultados sugieren que la expansión del seguro introdujo incentivos a que las personas en pareja se muevan entre formalidad/informalidad y, en menor medida, entre el empleo/no empleo. En particular, cuando se considera al total de la PEA, se estimó una caída de la formalidad de 0.95 puntos porcentuales, significativa al 90%. Por otra parte, si bien se encontró un efecto negativo sobre la ocupación de los hombres, no se registraron efectos significativos sobre la ocupación al considerar al total de la muestra. Los efectos estimados son

de mayor magnitud y significación cuando se considera únicamente a las mujeres en lo que respecta a formalidad. Como podía esperarse, los efectos estimados guardan relación con la condición de formalidad de la pareja. En este sentido, cuando los individuos tienen una pareja con empleo formal, se encontró que la extensión de la cobertura tiene un efecto negativo sobre la formalidad de -1.64 puntos porcentuales cuando se considera al total de asalariados y de -0.72 puntos porcentuales para el total de la PEA. Por otra parte, si la pareja es informal, los incentivos actúan en forma inversa, encontrándose un efecto positivo sobre la formalidad de 1.52 puntos porcentuales para los asalariados y de 0.31 puntos porcentuales para el total de la PEA, aunque este último no es significativo. Así como la literatura ha encontrado que las mujeres casadas tienen mayor elasticidad de su oferta laboral respecto al ingreso en comparación con los hombres en iguales condiciones, también se observa que ajustan en mayor medida sus decisiones de inserción laboral respecto a las características de la ocupación de su pareja.

Respecto, entonces, a los resultados heterogéneos encontrados de acuerdo al estatus de formalidad de la pareja, se observó que las personas con cónyuge formal tuvieron un efecto negativo sobre su probabilidad de estar registradas, que se explica casi exclusivamente por un traslado a puestos de trabajo no formales. Mientras que las personas con cónyuge informal registraron un aumento en su probabilidad de ser formal, evidenciando que la política tuvo efectos en ambas direcciones.

En las estimaciones por diferencias en diferencias, si bien no se encontró evidencia acerca de cambios en la decisión de estar ocupada, son las mujeres, en particular las menos educadas y, en menor medida las más jóvenes, las que muestran efectos significativos de mayor magnitud en la caída de la formalidad. Los hombres menos educados mostraron un efecto positivo significativo en la probabilidad de estar no ocupados. Es decir, que la extensión del seguro parece haber disminuido los incentivos a estar ocupados para los varones, no encontrándose efectos sobre la formalidad e informalidad.

Los principales resultados son robustos a los test y pruebas realizadas. Puede decirse que no hay evidencia que permita rechazar los supuestos de identificación del efecto causal del modelo DD utilizado.

Finalmente, como recomendación de política podría pensarse en un esquema

de contribución familiar. Donde en caso en que ambos miembros de la pareja sean trabajadores formales pueda plantearse una declaración conjunta ante el seguro. De esta forma, se evitaría que como resultado de la condición de formalidad (o informalidad) de un individuo, su pareja vea alterados los incentivos a tener un empleo o ser trabajador formal, debido a que cambia la utilidad relativa de cada escenario.

2.7. Tablas y Figuras

Tabla 2.1: Etapas de la incorporación de nuevos colectivos al SNS.

Colectivos	Ingreso al Seguro Nacional de Salud
Trabajadores públicos	Mayo 2007-Junio 2008
Hijos a cargo	Enero 2008
Pasivos	Enero 2008 - Junio 2016
Profesionales independientes	Junio 2011
Cónyuges	Diciembre 2010 - Diciembre 2013
Cónyuges con 3 hijos o más	Diciembre 2010
Cónyuges con 2 hijos	Diciembre 2011
Cónyuges con 1 hijos	Diciembre 2012
Cónyuges sin hijos	Diciembre 2013

Fuente: Elaboración propia en base a normativa legal.

Tabla 2.2: Evolución de personas pertenecientes al Seguro según tipo de afiliación.

	Ocupados	Pasivos	Menores	Cónyuges		Total	
	(1)	(2)	(3)	Total	Mujeres		Hombres
ene-08	733,764	57,434	172,696			963,894	
ene-09	866,158	72,460	433,521			1,372,139	
ene-10	911,370	90,827	462,814			1,465,011	
ene-11	955,240	112,293	492,180	4,330	3,718	612	1,564,043
ene-12	1,084,367	142,631	567,790	36,161	29,608	6,553	1,830,949
ene-13	1,123,285	318,565	593,793	85,699	67,051	18,648	2,121,342
dic-13	1,152,827	353,728	611,418	133,389	99,741	33,648	2,251,362
dic-14	1,167,287	395,216	622,129	184,161	134,424	49,737	2,368,793

(1) Activos privados y públicos y para-estatales (A partir de marzo de 2008 se incorporan los activos y pasivos bancarios. A partir de marzo de 2009, los activos y pasivos de la Caja Profesional. A partir de julio de 2011 se incorporan los activos y pasivos de la Caja Notarial.). (2) Incluye solo a pasivos del Banco de Previsión Social. (3) A partir de enero de 2008 se incorporan hijos menores de 18 años o mayores con discapacidad de los usuarios afiliados al FONASA. A partir de marzo de 2008 se incorporan los hijos de bancarios y a partir de 2009 los hijos de profesionales. (4) A partir de diciembre de 2010 se incorporaron los concubinos de acuerdo con las etapas descritas en la Tabla 1. Distribución aproximada entre mujeres y hombres a partir de la cantidad de recibos pagos a IAMC y ASSE.

Fuente: Anuario estadístico BPS 2014.

Tabla 2.3: Tasas de aporte al SNS.

	Patronal	Personal	Por hijos	Por cónyuge
Ingresos < 2.5 BPC*	5%	3%	-	-
Ingresos > 2.5 BPC*	5%	4,5%	1,5%	2%

* 2.5 BPC equivalen a U\$S 300 a precios de enero 2015.

Tabla 2.4: Porcentaje de la población con cobertura en el subsector público y en el privado, según sexo y año.

	Pública (ASSE)			Privada (IAMC + Seguros)		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
2007	36.2%	16.0%	20.2%	45.5%	22.3%	23.1%
2008	29.9%	12.8%	17.1%	53.4%	26.2%	27.3%
2009	30.2%	12.8%	17.4%	54.6%	27.1%	27.4%
2010	31.9%	13.7%	18.2%	54.0%	27.0%	27.0%
2011	28.3%	12.4%	15.9%	56.9%	28.7%	28.3%
2012	27.1%	12.1%	15.0%	58.0%	28.6%	29.4%
2013	27.8%	12.5%	15.3%	59.0%	29.0%	30.0%
2014	27.6%	12.7%	14.9%	60.0%	29.4%	30.6%

Fuente: elaboración propia en base a microdatos de ECH 2007-2014.

Tabla 2.5: Efectos de la extensión del seguro de salud. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - Total.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Afectados	-0.0082 [0.0059]	-0.0095* [0.0057]	0.0055 [0.0055]	0.0039 [0.0027]
Observaciones	120,176	223,399	223,399	223,399
R-cuadrado	0.140	0.116	0.095	0.028

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: sexo, nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan (8 categorías) y año. Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos.

Errores standar robustos en paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 2.6: Efectos de la extensión del seguro de salud. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - según sexo.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
<i>Hombres</i>				
Afectados	0.0017 [0.0072]	-0.0038 [0.0075]	-0.0039 [0.0073]	0.0077*** [0.0024]
Observaciones	69,121	123,547	123,547	123,547
R-cuadrado	0.066	0.078	0.077	0.003
<i>Mujeres</i>				
Afectados	-0.0213** [0.0098]	-0.0176** [0.0087]	0.0179** [0.0084]	-0.0003 [0.0053]
Observaciones	51,055	99,852	99,852	99,852
R-cuadrado	0.209	0.158	0.123	0.032

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos.

Errores standar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 2.7: Efectos de la extensión del seguro de salud, de acuerdo a la condición de formalidad del cónyuge. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - Total.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
<i>Panel A: Con pareja formal</i>				
Afectados	-0.0164*** [0.0043]	-0.0072* [0.0041]	0.0074* [0.0039]	-0.0002 [0.0020]
Observaciones	120,176	223,399	223,399	223,399
R-cuadrado	0.147	0.127	0.108	0.028
<i>Panel B: Con pareja informal</i>				
Afectados	0.0152*** [0.0048]	0.0031 [0.0045]	-0.0061 [0.0043]	0.0030 [0.0021]
Observaciones	120,176	223,399	223,399	223,399
R-cuadrado	0.147	0.127	0.108	0.028
<i>Panel C: Pareja formal vs pareja informal</i>				
Afectados	-0.0275*** [0.0058]	-0.0090* [0.0052]	0.0094* [0.0050]	-0.0004 [0.0026]
Observaciones	90,855	168,265	168,265	168,265
R-cuadrado	0.095	0.128	0.108	0.030

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: sexo, nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos.

Errores standar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 2.8: Efectos de la extensión del seguro de salud de acuerdo con la cantidad de años de educación de los individuos. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - Total.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
<i>Panel A: Menos de 12 años de educación</i>				
Afectados	-0.0124* [0.0075]	-0.0141* [0.0075]	0.0080 [0.0074]	0.0061* [0.0034]
Observaciones	86,931	152,803	152,803	152,803
R-cuadrado	0.127	0.073	0.050	0.035
<i>Panel B: 12 años de educación o más</i>				
Afectados	0.0097 [0.0076]	0.0016 [0.0080]	0.0002 [0.0071]	-0.0018 [0.0041]
Observaciones	33,225	70,543	70,543	70,543
R-cuadrado	0.073	0.046	0.042	0.011

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: sexo, nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos.

Errores standar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

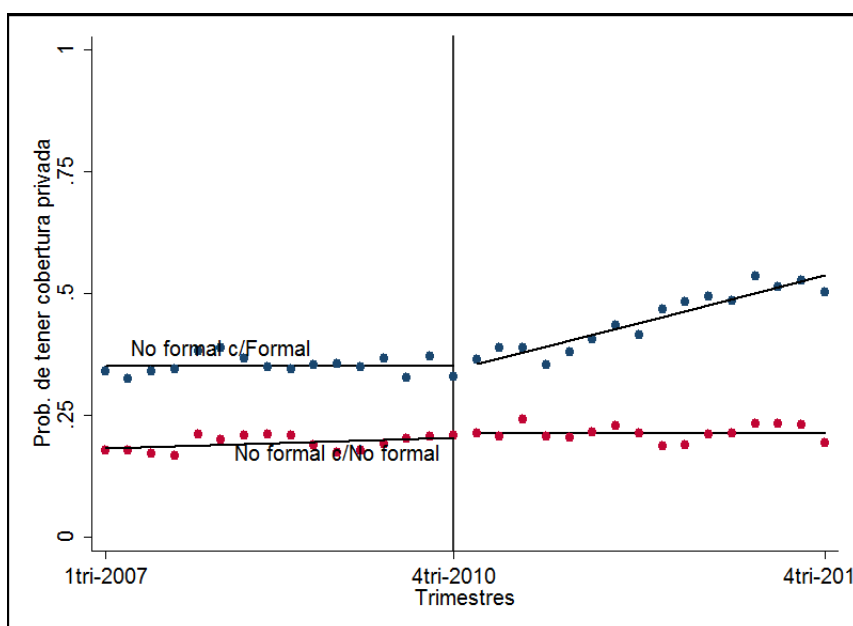
Tabla 2.9: Efectos de la extensión del seguro de salud de acuerdo con la edad de los individuos. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - Total.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Panel A: Menos de 40 años de edad				
Afectados	-0.0127 [0.0084]	-0.0110 [0.0085]	0.0105 [0.0081]	0.0005 [0.0044]
Observaciones	55,823	91,050	91,050	91,050
R-cuadrado	0.147	0.142	0.107	0.043
Panel B: 40 años de edad o más				
Afectados	-0.0017 [0.0082]	-0.0074 [0.0078]	-0.0003 [0.0076]	0.0077** [0.0032]
Observaciones	64,353	132,349	132,349	132,349
R-cuadrado	0.140	0.101	0.089	0.016

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: sexo, nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos.

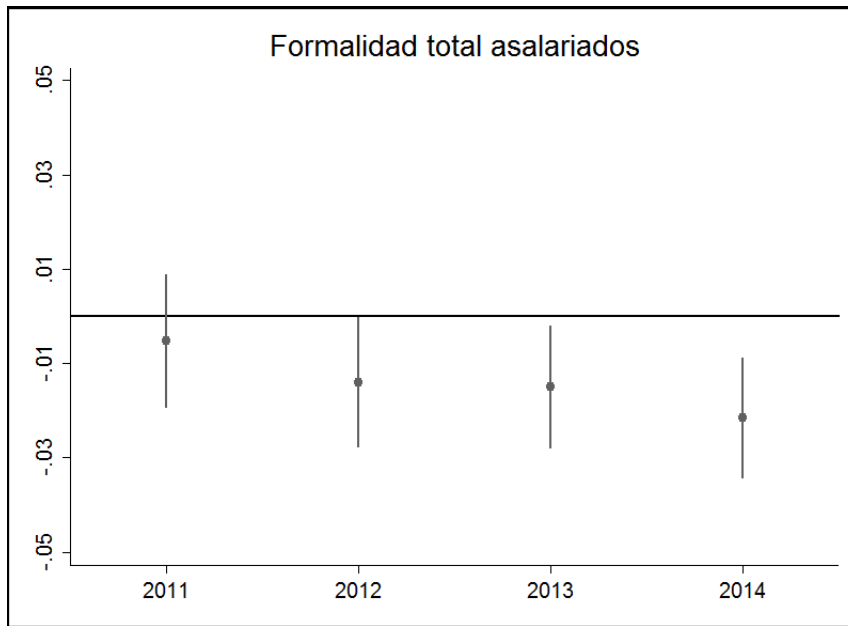
Errores standar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Figura 2.1: Probabilidad de tener cobertura privada para personas en pareja que tienen trabajo informal, según el estatus de formalidad del cónyuge.



Elaboración propia en base a datos oficiales del Instituto Nacional de Estadística (INE).

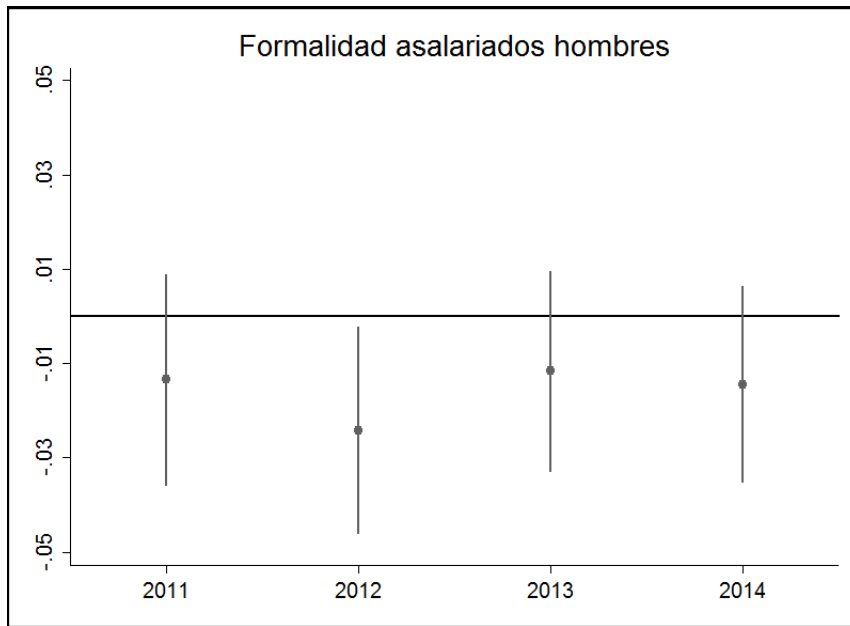
Figura 2.2: Efectos sobre la formalidad para las personas afectadas por la política.



Nota: Esto es una representación gráfica de estimaciones mediante MCO donde la variable dependiente es formalidad para asalariados privados sobre un set de variables de interacción entre pertenecer al grupo afectado y antes y después del tratamiento para cada año. El grupo afectado vale 1 para los asalariados privados en pareja y cero para los asalariados privados solteros. Cada barra representa intervalos de confianza al 95 % y el centro de la barra representa la estimación específica. La regresión incluye los controles especificados en las notas de las tablas 7 a 11. La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014.

Errores standar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

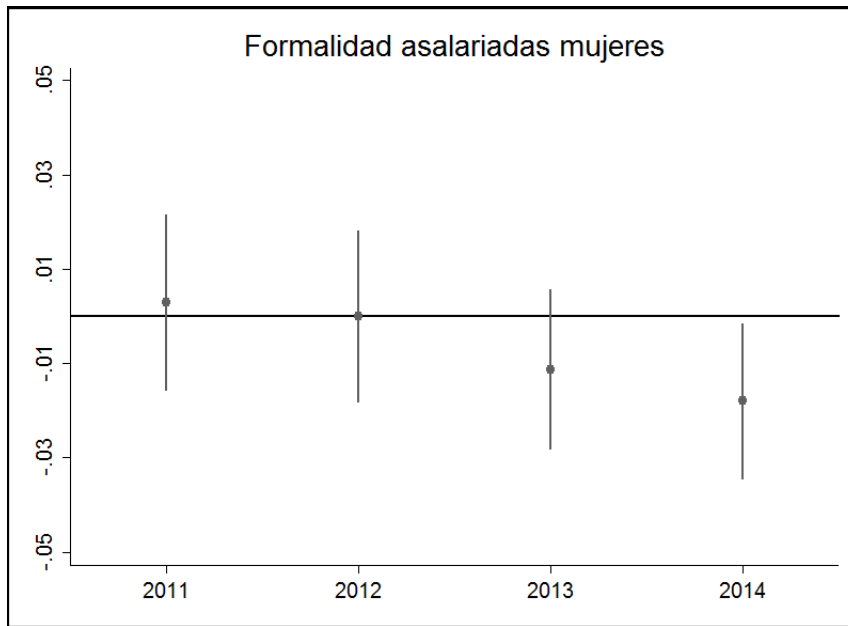
Figura 2.3: Efectos sobre la formalidad para las personas afectadas por la política.



Nota: Representación gráfica de estimaciones mediante MCO donde la variable dependiente es formalidad para asalariados privados sobre un set de variables de interacción entre pertenecer al grupo afectado y antes y después del tratamiento para cada año. El grupo afectado vale 1 para los asalariados privados en pareja y cero para los asalariados privados solteros. Cada barra representa intervalos de confianza al 95% y el centro de la barra representa la estimación específica. La regresión incluye los controles especificados en las notas de las tablas 7 a 11. La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014.

Errores standar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

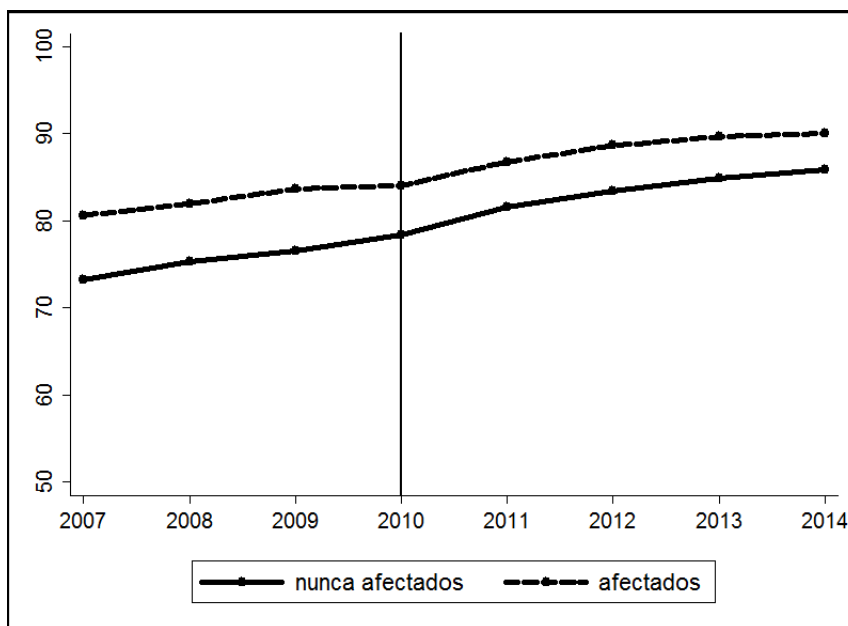
Figura 2.4: Efectos sobre la formalidad para las personas afectadas por la política.



Nota: Representación gráfica de estimaciones mediante MCO donde la variable dependiente es formalidad para asalariados privados sobre un set de variables de interacción entre pertenecer al grupo afectado y antes y después del tratamiento para cada año. El grupo afectado vale 1 para los asalariados privados en pareja y cero para los asalariados privados solteros. Cada barra representa intervalos de confianza al 95% y el centro de la barra representa la estimación específica. La regresión incluye los controles especificados en las notas de las tablas 7 a 11. La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014.

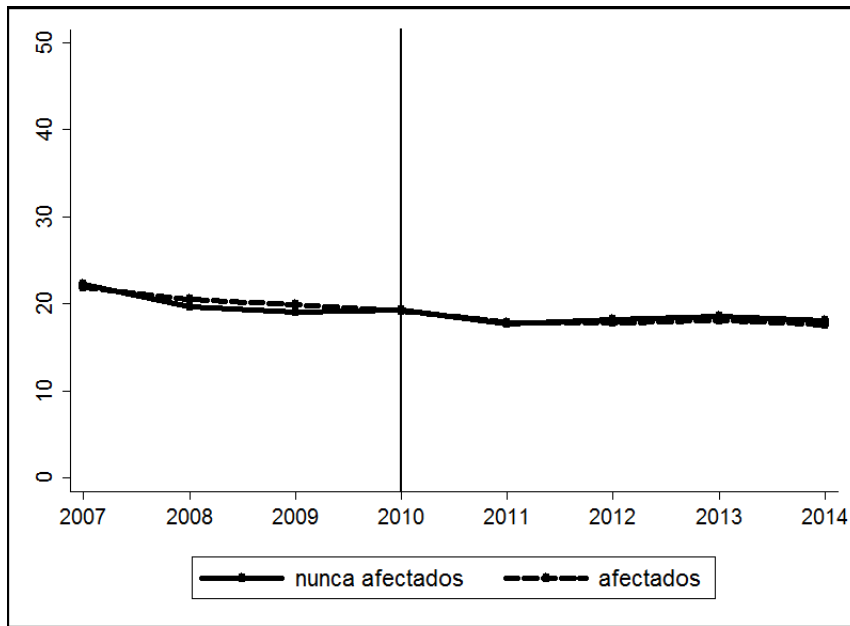
Errores standar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Figura 2.5: Evolución de la tasa de formalidad según grupos. Uruguay 2007-2014. Asalariados privados de 25 a 60 años.



Elaboración propia en base a datos oficiales del Instituto Nacional de Estadística (INE).

Figura 2.6: Evolución de la tasa de no ocupación según grupos. Uruguay 2007-2014. Adultos de 25 a 60 años.



Elaboración propia en base a datos oficiales del Instituto Nacional de Estadística (INE).

2.8. Referencias bibliográficas

Amarante, V., Burdín, G., Ferrando, M., Manacorda, M., Vernengo, A. y Vigorito, A. (2009). Informe final de la evaluación de impacto del PANES. IECON-MIDES.

Amarante, V., Manacorda, M., Vigorito, A. y Mariana Zerpa (2011). Social Assistance and Labor Market Outcomes: Evidence from the Uruguayan PANES. IDB Technical note No. IDB-TN-453.

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.

Bérgolo, M. y Cruces, G. (2014). Work and tax evasion incentive effects of social insurance programs. Evidence from an employment-based benefit extension. *Journal of Public Economics*, PUBEC-03449.

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.

Blau, F., y L. Kahn (2005). Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980-2000. Working Paper 11230, National Bureau of Economic Research.

Blundell, R. y MaCurdy, T. (1999). Labor supply: A review of alternative approaches. En O. Ashenfelter y D. Card (ed.), *Handbook of Labor Economics*, ed. 1, Vol 3, pp. 1559-1695 Elsevier.

Bosch, M. y Campos-Vázquez, R. (2014). The trade-offs of social assistance programs in the labor market: the case of the “Seguro Popular” program in Mexico. *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 6, No. 4, pp. 71-99.

Bosch, M. y Manacorda, M. (2012). Social Policies and Labor Market Outcomes in Latin America and the Caribbean: A Review of the Existing Evidence. Ocasional paper 32, Center for Economic Performance.

Bound, J. y Burkhauser, R. V. (1999). Economic analysis of transfer programs targeted on people with disabilities. En: Ashenfelter, O., Card, D. (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, Volume 3. Elsevier, Amsterdam, pp. 3417-3528.

Buchmueller, T.C. y Valletta, R. G. (1999). The Effect of Health Insurance on Married Female Labor Supply. *Journal of Human Resources* 34(1), pp. 42-70.

Chou, Y. J. y Staiger, D. (2001). Health Insurance and Female Labor Supply in

Taiwan. *Journal of Health Economics*, 20(2), pp. 187-211.

Eissa, N. y Hoynes, H. (1999). The earned income tax credit and the labor supply of married couples. Working paper E99-267, University of California at Berkeley.

Eissa, N. y Hoynes, H. (2004). Taxes and the labor market participation of married couples: the earned income tax credit. *Journal of Public Economics* 88, pp. 1931–1958.

Espino, A., Leites, M. y Machado, A. (2009). El aumento en la oferta laboral de las mujeres casadas en Uruguay. *Revista Desarrollo y Sociedad*, Universidad de los Andes-CEDE..

Espino, A., Isabella, F., Leites, M. y Machado (2014). Diferencias de género en la elasticidad intertemporal y no compensada de la oferta laboral. Pruebas para el caso uruguayo. *El Trimestre Económico*, vol. LXXXI 2(322), pp. 479-515

Esquivel, G. y Ordaz Díaz, J.L. (2008) ¿Es correcto vincular la política social a la informalidad en México? Una prueba simple de las premisas de esta hipótesis. *Serie Estudios y Perspectivas* 104– CEPAL.

Galiani, S. y Weinschelbaum, F. (2012). Modeling Informality Formally: Households and Firms. *Economic Inquiry*, Western Economic Association International, vol. 50(3).

Garganta, S. y Gasparini, L. (2015). The Impact of a Social Program on Labor Informality: The Case of AUH in Argentina. *Journal of Development Economics*, Elsevier, vol. 115(C), pp. 99-110.

Gasparini, L. y Tornarolli, L. (2009). Labor Informality in Latin America and the Caribbean: Patterns and Trends from Household Surveys Microdata. *Documento de Trabajo* 46, CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata.

Gasparini, L., Haimovich, F. y Olivieri, S. (2009). Labor informality bias of a poverty-alleviation program in Argentina. *Journal of Applied Economics*, Vol XII, No. 2, pp. 181-205.

Goldin, C. (2006). The Quiet Revolution That Transformed Women's Employment, Education, and Family. Ely Lecture, American Economic Association Meetings, Boston MA, publicado en *American Economic Review*, Papers and Proceedings 96, pp. 1-21.

Gruber, J. y Hanratty, M. (1995). The Labor-Market Effects of Introducing Na-

tional Health Insurance: Evidence from Canada. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol 13 N 2, pp 163-173.

Gruber, J. y Madrian, B. (1997). Employment Separation and Health Insurance Coverage. *Journal of Public Economics* 66(3), pp. 349-382.

Gruber, J. y Madrian, B. (2002). Health Insurance, Labor Supply, and Job Mobility: A Critical Review of the Literature. NBER Working Paper No. 8817.

Hoynes, H. (1996). Welfare Transfers in Two-Parent Families: Labor Supply and Welfare Participation Under AFDC-UP. *Econometrica*, 64 (2), pp. 295-332.

Krueger, A. B. y Meyer, B. D. (2002). Labor supply effects of social Insurance. En: Auerbach, A., Feldstein, M. (Eds.), *Handbook of Public Economics*, Volume 4. North-Holland, Amsterdam, pp. 2327-2392.

Levy, S. (2008). *Good Intentions, Bad Outcomes: Social Policy, Informality and Economic Growth in Mexico*. Brookings Institution Press.

Maloney, W. (1999). Does Informality Imply Segmentation in Urban Labor Markets? Evidence from sectorial transitions in Mexico. Washington D.C., Banco Mundial, *Economic Review*.

Maloney, W. (2004). Informality Revisited. Washington. *World Development* Vol 32, Issue 7, pp. 1159-1178.

Moffitt, R. (2002). Economic Effects of Means tested Transfers in the US. National Bureau of Economic Research Working Paper 8730.

Olson, C.A. (1998). A Comparison of Parametric and Semiparametric Estimates of the Effect of Spousal Health Insurance Coverage on Weekly Hours Worked by Wives. *Journal of Applied Econometrics*, 13(5): 543-565.

Perry, G., Arias, O., Fajnzylber, P., Maloney, W., Mason, A. y Saavedra-Chanduvi, J. (2007). *Informalidad: Escape y exclusión*. Washington D.C., Estudios del Banco Mundial sobre América Latina y el Caribe.

Ribas, P., y Soares V. (2012). Is the effect of conditional transfers on labor supply negligible everywhere? University of Illinois at Urban-Champaign.

Schone, B. y Vistnes, J. (2000). *The Relationship Between Health Insurance and Labor Force Decisions: An Analysis of Married Women*. Unpublished Paper (Agency for Healthcare Research and Quality).

Tamm, M. (2009). Child Benefit Reform and Labor Market Participation. Ruhr

economic papers, N 97.

Todd, P.E. (2008). Evaluating Social Programs with Endogenous Program Placement and Selection of the Treated. En Handbook of Development Economics, pp. 3848-3894.

Wellington, A.J. y Cobb-Clark, D. (2000). The Labor-Supply Effects of Universal Health Coverage: What Can We Learn From Individuals with Spousal Coverage? en Simon W. Polachek, ed., Worker Well-Being: Research in Labor Economics, Vol 19 (Elsevier Science: Amsterdam).

2.9. Apéndice

Tabla A2.1. Tasa de ocupación total y según sexo y estatus conyugal, personas de entre 25 y 60 años.

Año	Total			Hombres			Mujeres		
	Total	Solteros	En pareja	Total	Solteros	En pareja	Total	Solteros	En pareja
2004	74.2	74.0	74.4	88.0	79.7	92.1	62.1	69.6	57.6
2005	74.8	73.8	75.3	87.9	78.7	92.5	63.4	70.1	59.2
2006	76.3	76.2	76.3	89.8	81.7	93.4	64.4	72.0	60.2
2007	78.0	77.8	78.2	91.3	83.9	94.5	66.3	73.3	62.6
2008	79.8	80.3	79.5	91.9	84.8	95.1	69.1	76.9	64.7
2009	80.4	80.9	80.1	92.2	85.4	95.2	69.9	77.4	65.7
2010	80.8	80.7	80.8	92.0	85.0	95.1	70.8	77.4	67.2
2011	82.2	82.3	82.1	92.4	85.9	95.6	72.9	79.2	69.3
2012	82.1	81.8	82.2	92.1	85.3	95.4	73.1	79.1	69.6
2013	81.7	81.4	81.9	91.9	85.7	94.8	72.3	77.7	69.5
2014	82.2	81.9	82.4	92.0	85.3	95.3	73.0	78.8	70.0

Nota: elaboración propia a partir de las ECH 2004-2014.

Tabla A2.2. Tasa de formalidad de los asalariados privados total y según sexo y estatus conyugal, personas de entre 25 y 60 años.

Año	Total			Hombres			Mujeres		
	Total	Solteros	En pareja	Total	Solteros	En pareja	Total	Solteros	En pareja
2004	69.6	63.8	73.5	74.1	65.4	78.4	64.7	62.5	66.6
2005	71.2	64.9	75.3	75.5	66.8	79.8	66.5	63.5	69.0
2006	76.7	71.8	79.6	80.4	73.9	83.3	72.5	70.2	74.3
2007	78.0	73.2	80.6	81.1	74.0	84.1	74.4	72.6	75.7
2008	79.5	75.3	81.9	82.8	76.6	85.6	75.7	74.2	76.8
2009	81.1	76.5	83.7	84.4	78.2	87.0	77.3	75.1	78.9
2010	82.1	78.4	84.1	85.7	80.6	88.0	77.9	76.7	78.7
2011	84.8	81.6	86.8	87.7	83.8	89.6	81.5	79.6	82.9
2012	86.7	83.5	88.7	89.3	85.3	91.2	83.8	81.9	85.2
2013	88.0	84.9	89.7	90.1	85.6	92.1	85.5	84.3	86.4
2014	88.6	85.8	90.1	90.2	86.1	92.1	86.6	85.6	87.3

Nota: elaboración propia a partir de las ECH 2004-2014.

Tabla A2.3. Efectos de la extensión del seguro de salud, de acuerdo a la condición de formalidad del cónyuge. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - Hombres.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Panel A: Con pareja formal				
Afectados	-0.0144** [0.0058]	-0.0040 [0.0054]	0.0010 [0.0053]	0.0030* [0.0018]
Observaciones	69,121	123,547	123,547	123,547
R-cuadrado	0.073	0.089	0.088	0.003
Panel B: Con pareja informal				
Afectados	0.0171*** [0.0061]	0.0039 [0.0058]	-0.0049 [0.0057]	0.0010 [0.0018]
Observaciones	69,121	123,547	123,547	123,547
R-cuadrado	0.073	0.089	0.088	0.003
Panel C: Pareja formal vs pareja informal				
Afectados	-0.0271*** [0.0074]	-0.0097 [0.0066]	0.0071 [0.0064]	0.0025 [0.0021]
Observaciones	55,170	98,429	98,429	98,429
R-cuadrado	0.067	0.087	0.086	0.003

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A2.4. Efectos de la extensión del seguro de salud, de acuerdo a la condición de formalidad del cónyuge. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - Mujeres.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Panel A: Con pareja formal				
Afectados	-0.0232***	-0.0155**	0.0153**	0.0002
	[0.0071]	[0.0063]	[0.0059]	[0.0039]
Observaciones	51,055	99,852	99,852	99,852
R-cuadrado	0.216	0.174	0.138	0.033
Panel B: Con pareja informal				
Afectados	0.0178**	0.0070	-0.0079	0.0009
	[0.0086]	[0.0075]	[0.0072]	[0.0045]
Observaciones	51,055	99,852	99,852	99,852
R-cuadrado	0.216	0.174	0.138	0.033
Panel C: Pareja formal vs pareja informal				
Afectados	-0.0441***	-0.0151	0.0078	0.0074
	[0.0112]	[0.0093]	[0.0088]	[0.0058]
Observaciones	35,685	69,836	69,836	69,836
R-cuadrado	0.128	0.182	0.146	0.031

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A2.5. Efectos de la extensión del seguro de salud de acuerdo con la cantidad de años de educación de los individuos. Estimaciones de Diferencias en Diferencias
- Hombres.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Panel A: Menos de 12 años de educación				
Afectados	0.0003 [0.0087]	-0.0021 [0.0094]	-0.0065 [0.0092]	0.0086*** [0.0029]
Observaciones	53,403	91,462	91,462	91,462
R-cuadrado	0.060	0.048	0.046	0.003
Panel B: 12 años de educación o más				
Afectados	0.0185 [0.0118]	-0.0046 [0.0115]	-0.0016 [0.0108]	0.0062 [0.0045]
Observaciones	15,708	32,056	32,056	32,056
R-cuadrado	0.026	0.037	0.038	0.004

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A2.6. Efectos de la extensión del seguro de salud de acuerdo con la cantidad de años de educación de los individuos. Estimaciones de Diferencias en Diferencias
-Mujeres.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Panel A: Menos de 12 años de educación				
Afectados	-0.0327** [0.0137]	-0.0323*** [0.0125]	0.0299** [0.0123]	0.0025 [0.0074]
Observaciones	33,528	61,341	61,341	61,341
R-cuadrado	0.172	0.068	0.049	0.028
Panel B: 12 años de educación o más				
Afectados	0.0019 [0.0098]	0.0068 [0.0111]	0.0014 [0.0095]	-0.0083 [0.0067]
Observaciones	17,517	38,487	38,487	38,487
R-cuadrado	0.127	0.060	0.049	0.016

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A2.7. Efectos de la extensión del seguro de salud de acuerdo con la edad de los individuos. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - Hombres.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
<i>Panel A: Menos de 40 años de edad</i>				
Afectados	-0.0023 [0.0107]	-0.0122 [0.0117]	0.0052 [0.0113]	0.0070* [0.0039]
Observaciones	31,164	46,940	46,940	46,940
R-cuadrado	0.077	0.092	0.090	0.004
<i>Panel B: 40 años de edad o más</i>				
Afectados	0.0062 [0.0097]	0.0026 [0.0099]	-0.0112 [0.0097]	0.0085*** [0.0032]
Observaciones	37,957	76,607	76,607	76,607
R-cuadrado	0.064	0.073	0.071	0.003

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A2.8. Efectos de la extensión del seguro de salud de acuerdo con la edad de los individuos. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - Mujeres.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Panel A: Menos de 40 años de edad				
Afectados	-0.0239*	-0.0091	0.0155	-0.0065
	[0.0132]	[0.0123]	[0.0116]	[0.0080]
Observaciones	24,659	44,110	44,110	44,110
R-cuadrado	0.218	0.187	0.131	0.041
Panel B: 40 años de edad o más				
Afectados	-0.0166	-0.0263**	0.0180	0.0083
	[0.0146]	[0.0128]	[0.0123]	[0.0070]
Observaciones	26,396	55,742	55,742	55,742
R-cuadrado	0.207	0.138	0.116	0.020

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A2.9. DD antes y después (2007-2010 vs 2011-2014) - Total.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
En pareja*Post	-0.0054	-0.0017	0.0030	-0.0013
	[0.0046]	[0.0046]	[0.0045]	[0.0022]
Observaciones	273,203	285,482	285,482	285,482
R-cuadrado	0.117	0.122	0.103	0.026

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A2.10. DD antes y después (2007-2010 vs 2011-2014) - Según sexo.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Panel A: Hombres				
En pareja*Post	-0.0065 [0.0074]	-0.0021 [0.0074]	0.0068 [0.0073]	-0.0047* [0.0026]
Observaciones	142,519	145,588	145,588	145,588
R-cuadrado	0.088	0.085	0.084	0.003
Panel B: Mujeres				
En pareja*Post	-0.0006 [0.0060]	0.0046 [0.0060]	0.0004 [0.0058]	-0.0050 [0.0034]
Observaciones	130,684	139,894	139,894	139,894
R-cuadrado	0.157	0.161	0.128	0.029

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A2.11. Test de tendencias previas.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Tendencia	0.0000 [0.0031]	-0.0009 [0.0028]	0.0011 [0.0027]	-0.0002 [0.0013]
Observaciones	84,697	159,089	159,089	159,089
R-cuadrado	0.165	0.117	0.094	0.029

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A2.12. Experimento falso - Total.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
En pareja*Post	-0.0036 [0.0076]	-0.0060 [0.0067]	0.0051 [0.0065]	0.0009 [0.0032]
En pareja	0.0966*** [0.0059]	0.1131*** [0.0058]	-0.1051*** [0.0051]	-0.0079** [0.0035]
Observaciones	84,698	159,089	159,089	159,089
R-cuadrado	0.097	0.116	0.093	0.029

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A2.13. Experimento falso - según sexo.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Panel A: Hombres				
En pareja*Post	-0.0128 [0.0126]	-0.0001 [0.0105]	0.0055 [0.0103]	-0.0055 [0.0036]
En pareja	0.1060*** [0.0086]	0.1411*** [0.0072]	-0.1372*** [0.0071]	-0.0039 [0.0025]
Observaciones	44,865	81,808	81,808	81,808
R-cuadrado	0.064	0.077	0.076	0.003
Panel B: Mujeres				
En pareja*Post	0.0010 [0.0099]	-0.0075 [0.0089]	0.0092 [0.0085]	-0.0017 [0.0051]
En pareja	0.0459*** [0.0093]	0.0344*** [0.0113]	-0.0384*** [0.0081]	0.0039 [0.0090]
Observaciones	39,833	77,281	77,281	77,281
R-cuadrado	0.117	0.153	0.117	0.031

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

3. Transferencias de ingresos y decisiones dentro del hogar.

Resumen

El aumento del ingreso de un miembro del hogar puede conducir a cambios en su poder de decisión al interior del mismo y, como consecuencia, traducirse en efectos sobre algunas dimensiones específicas. En este trabajo se estiman los efectos de una política de transferencias de ingresos a hogares de bajos recursos en Uruguay (PANES) sobre la probabilidad de separación, cambios en la estructura de los hogares, distribución de las tareas domésticas y la probabilidad de que las mujeres sean jefas de hogar. Para ello, se explota la discontinuidad en la asignación al programa resultado del indicador de elegibilidad (ICC). Los resultados indican que la asistencia social aumentó la probabilidad de mantener el estatus marital de la línea de base e introdujo estabilidad en el número de integrantes del hogar. Además, estos resultados muestran cierta persistencia en el tiempo una vez que dejan de percibir el beneficio, al menos en el muy corto plazo. No se encontró que quien recibe la transferencia cambie su condición respecto a realizar las tareas del hogar cuando se considera al total de beneficiarios, pero se observaron efectos heterogéneos dependiendo del sexo del perceptor. Finalmente, no se registraron cambios en la probabilidad de que las mujeres, principales receptoras de la asistencia, sean jefas de hogar.

3.1. Introducción

En las últimas décadas se han implementado en países de bajos, medianos y altos ingresos, diferentes programas de transferencias condicionadas (PTC) con el objetivo de combatir la pobreza y la desigualdad. La irrupción de estos programas ha generado grandes esfuerzos por evaluar los impactos que pueden producir en el comportamiento de los individuos dentro y fuera del hogar. En particular se encuentran trabajos que estiman efectos esperados y no esperados sobre el comportamiento de la oferta laboral y formalidad de los adultos (por ejemplo, Alzúa, Cruces y Ripani, 2013; Amarante y otros, 2009; Bérigolo y Cruces, 2018; Failache, Giacobasso y Ramirez, 2016; Garganta y Gasparini, 2015), trabajo infantil (por ejemplo, Amarante y otros, 2009; Borraz y González, 2008) y mejoras en la educación, nutrición y salud (por ejemplo, Amarante, Ferrando y Vigorito, 2013; Fiszbein y Schady, 2009; Gertler, 2004; Lagarde, Haines y Palmer, 2007). Sin embargo, no se ha evaluado con la misma intensidad desde la economía los posibles efectos que los programas de transferencias pudiesen tener sobre dimensiones al interior del hogar como resultado de que uno de los individuos sea el receptor de la transferencia.

La literatura sobre la toma de decisiones al interior del hogar ha demostrado que estos procesos son complejos y que dependen de un conjunto de elementos. En este sentido, los modelos colectivos o de negociación han superado a los modelos unitarios para explicar que las decisiones económicas dependen del ingreso, los precios, los costos de oportunidad y las preferencias de los individuos que integran el hogar (Berniell, de la Mata y Machado, 2017). Estos modelos predicen que, ante un aumento inesperado en la participación del ingreso del hogar de un individuo aumenta consigo su poder en la negociación. En particular, la evidencia empírica sugiere que las transferencias entregadas a las mujeres afecta su capacidad de toma de decisiones dentro del hogar (Attanasio y Lechene 2002; Handa, Peterman, Davis y Stampini, 2009). De este modo, la transferencia de dinero a un miembro del hogar, puede aumentar su capacidad para incidir en las decisiones, como plantean Amarante y Vigorito (2012) y, por lo tanto, afectar el bienestar de los miembros del hogar. Por otra parte, la literatura sobre divorcios, iniciada por Becker (1974) y Ross, Sawhill y MacIntosh (1975), prevé un aumento de los divorcios en la medida en que los beneficios derivados del matrimonio disminuyen en el tiempo. En este sentido,

se destaca la hipótesis planteada por Ross y otros (1975) del efecto independencia generado por el aumento de los ingresos relativos de las mujeres en los últimos años respecto a los hombres (Berniell y otros, 2017). Sin embargo, las predicciones del modelo de Becker respecto al efecto de un programa de transferencias sobre el divorcio son ambiguas. Esto se debe a que la transferencia aumenta la utilidad tanto de la situación en la cual el individuo vive en pareja como en la que está soltero (Bobonis, 2011). En Uruguay la tasa de divorcios ha aumentado considerablemente en las últimas décadas, en particular luego de la década del 80. La evidencia al respecto indica que los factores asociados al divorcio en este país son, principalmente: la edad al momento de la unión, la adopción de alguna creencia religiosa, la tenencia de hijos y el nivel de bienestar del hogar (Bucheli y Vigna, 2005). Por lo tanto, si bien no hay evidencia acerca de la incidencia del ingreso sobre el divorcio en el país, si se encontró que a mayor nivel de privaciones en el hogar mayor la probabilidad de disolución de los matrimonios.

Uruguay no ha sido ajeno a la introducción de PTC, impulsando, en particular luego de 2005, un conjunto de instrumentos cuyo objetivo fue dar respuesta a la situación crítica en que se encontraban muchos hogares luego de la crisis económica de 2002. En este marco, entre abril de 2005 y diciembre de 2007, se implementó el Plan de Atención Nacional para la Emergencia Social (PANES⁹), el cual consistió en el programa de lucha contra la pobreza más generoso de la historia del país hasta ese momento (Manacorda, Miguel y Vigorito, 2011). Este programa, transitorio y no contributivo, tuvo como principales objetivos brindar asistencia económica a las personas que se ubicasen en el primer quintil de ingresos bajo la línea de pobreza, y fortalecer las capacidades de los hogares beneficiarios para que estos pudiesen salir de la pobreza en el mediano plazo. Para ello, el PANES contaba con diferentes componentes, el más expandido consistía en una transferencia de ingresos mensual a los hogares de aproximadamente U\$S 70¹⁰ (Ingreso Ciudadano). El programa benefició a cerca de 77 mil hogares, que representaron a un 10 % de la población del país. Debido a que el Ingreso Ciudadano se otorgó al 97 % de los hogares que recibieron el PANES, mientras que otros componentes que no implicaban transferencias solo alcanzaron a un 15 %, se puede decir que este programa representó básicamente una

⁹Creado mediante la ley 17.869 del 20 de mayo de 2005.

¹⁰Al tipo de cambio real de enero de 2008.

transferencia de ingresos transitoria para las familias beneficiarias.

Adicionalmente, como la probabilidad de que un hogar fuese beneficiario del PANES presenta una discontinuidad en los puntos de corte del Índice de Carencias Críticas (un indicador que consiste en un algoritmo que combinaba distintas dimensiones para evaluar el nivel de pobreza de los hogares¹¹), es posible estimar impactos del programa siguiendo una metodología de regresión discontinua, tal como lo sugiere Amarante, Arim, Manacorda y Vigorito (2006). De esta forma, el aumento del ingreso de las personas receptoras del beneficio, en su mayoría mujeres, generado por el PANES resulta ideal para analizar los efectos que ingresos exógenos pueden tener al interior del hogar. Siguiendo a Berniell y otros (2017), el PANES pudo haber producido un aumento de las exigencias de los individuos que actuaron como los receptores del beneficio y, al mismo tiempo, haber modificado la incidencia de estos en las decisiones y la distribución de las tareas al interior del hogar. De la misma forma, al ser las mujeres las principales receptoras del PANES, pudo haberse generado un efecto independencia o empoderamiento que haya repercutido en el número de acuerdos conyugales. En concreto, se propone estimar los efectos sobre la probabilidad de divorcio/separación, cambios en la estructura de los hogares, distribución de las tareas domésticas y la probabilidad de que las mujeres sean jefas de hogar.

El interés por conocer los efectos sobre las dimensiones al interior del hogar resulta importante ya que complementa las investigaciones anteriores acerca de los efectos de los PTC sobre el bienestar de los individuos. Asimismo, contribuye al entendimiento acerca de efectos sobre los roles de género que las políticas pudiesen estar teniendo a pesar de no buscarlo en su diseño original. De esta forma, se espera aportar a la literatura económica desde dos dimensiones. Por un lado, se buscará contribuir con evidencia empírica acerca de los efectos de un incremento de ingresos de un individuo sobre decisiones y distribución de tareas dentro del hogar y, por otra parte, a la literatura sobre los determinantes del divorcio en las parejas.

Los resultados obtenidos muestran que la asistencia social redujo la probabilidad de ser solteros para aquellas personas que se encontraban en pareja, mientras que para los solteros se encontró que aumentaba la probabilidad de que se mantu-

¹¹El ICC consiste en un índice que valora características de los integrantes de cada hogar, elementos de la vivienda y el acceso a ciertos bienes y servicios, cuánto mayor su valor, se estima que el hogar es más pobre. Por más detalles sobre su construcción ver Amarante, Arim y Vigorito (2005).

vieran en dicho estado. Además, se observa que el programa introdujo estabilidad en el número de integrantes del hogar, lo cual podría tener relación con la forma de construcción del índice de asignación al tratamiento. Estos resultados muestran cierta persistencia en el tiempo, al menos en el muy corto plazo, ya que se mantienen durante el primer año una vez que los hogares dejan de percibir el beneficio. Se encuentran también efectos heterogéneos de acuerdo al sexo, lugar de residencia, educación y edad del receptor del beneficio. Se destaca que, una vez finalizado el programa, haber recibido el PANES tiene un efecto pequeño positivo y significativo en que el postulante realice las tareas del hogar cuando el postulante es mujer, y no así cuando es hombre, mientras que durante el programa el efecto es negativo y se observa solo en los receptores hombres.

Los resultados se sometieron a pruebas de robustez, testeándose la hipótesis de no manipulación por parte de los beneficiarios del Plan y analizándose que las características de ambos grupos alrededor del umbral fuesen estadísticamente las mismas. A partir de allí se pudo concluir que la estrategia de estimación elegida es válida.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En el segundo apartado se realiza una sistematización de la literatura en la cual se inserta esta investigación, distinguiendo aquellos trabajos que estudian efectos de transferencias (o shocks) de ingresos sobre los hogares, de trabajos que se han dedicado a estudiar efectos del PANES. En el tercer apartado se describen los detalles de la política que se está analizando. A continuación, en el cuarto apartado, se resumen algunas estadísticas descriptivas de los hogares uruguayos, prestando especial interés a las variables de resultado que se analizan. En el quinto apartado, se señalan los efectos esperados del programa en función de lo que predice la teoría. Luego, en el sexto apartado se detalla la estrategia de estimación elegida para abordar el estudio, para presentar luego, en el séptimo apartado los resultados obtenidos. Finalmente, en el octavo apartado se resumen las principales conclusiones del trabajo.

3.2. Revisión de la literatura

A continuación, se resumen algunos trabajos sobre los cuales se apoya la investigación que han abordado la temática de interés desde distintas perspectivas. Se

distingue entre aquellos estudios que se han preocupado por entender los posibles efectos que programas de transferencias de ingresos podrían tener sobre las decisiones al interior del hogar, y el empoderamiento de las mujeres, y un conjunto de trabajos que se han dedicado a estudiar, en particular, efectos del programa PANES en Uruguay. No se presenta una recopilación exhaustiva de todos los antecedentes, sino que los trabajos que se mencionan forman parte de la literatura donde se inserta esta investigación y a la cual se busca aportar con nuevos resultados.

3.2.1. Transferencias de ingresos y decisiones al interior del hogar

La literatura económica que se preocupa por entender los eventos que se suceden al interior de los hogares se puede agrupar en dos. Por un lado, los trabajos que investigan los procesos de toma de decisiones al interior del hogar y, por otro lado, aquellos estudios que analizan cambios en la composición de los hogares, como los divorcios. Ambas líneas de investigación encuentran en Becker (1974) un trabajo fundacional. En dicho estudio se pone de manifiesto la necesidad de analizar desde una perspectiva económica el rol que juegan los matrimonios para entender, entre otras cosas, el crecimiento de la población, los nacimientos, la participación laboral de las mujeres, la distribución del ingreso, etc. A partir de allí, el desarrollo de la literatura ha encontrado en los modelos colectivos o de negociación la estructura teórica necesaria para considerar las preferencias de los distintos miembros del hogar y sus procesos de negociación e intentar dar respuesta a los determinantes de las decisiones que se producen dentro de los hogares. Trabajos basados en estos modelos, y parte de la evidencia empírica, indican que el aumento del ingreso de uno de los miembros incrementa su poder de negociación, lo cual podría llevar a una distribución más equitativa de las tareas y a un cambio en la persona identificada como el jefe del hogar. Sin embargo, podría decirse que los antecedentes no son concluyentes.

Cecchini y Madariaga (2011) realizan una sistematización de evaluaciones sobre la experiencia de América Latina y el Caribe con los PTC. Entre sus hallazgos encuentran que en los casos de México (Escobar y González de la Rocha, 2009) y Brasil (Veras Soares y Silva, 2010a y 2010b) los PTC parecen haber tenido un efecto positivo sobre el empoderamiento y autonomía de las mujeres cuando estas son receptoras de los beneficios. Para México, Skoufias y McClafferty (2001) encuentran

que en los hogares que participaron del programa PROGRESA existía una menor probabilidad de que los hombres tomaran las decisiones por sí solos, a su vez que aumentaba con el tiempo la cantidad de mujeres que tomaba las decisiones acerca de qué hacer con el dinero de las transferencias en forma inconsulta. En el caso de Brasil, Suárez y Libardoni (2008) resalta en hecho de que las mujeres han aumentado su visualización en la sociedad en tanto consumidoras y ganado poder doméstico gracias al programa Bolsa Familia. Sin embargo, no se encuentran los mismos resultados en el caso de Colombia (Veras Soares y Silva, 2010a y 2010b) o Nicaragua. Cecchini y Madariaga (2011) plantean que el empoderamiento no solo depende de variables económicas, la falta de un enfoque de género en el diseño de las PTC ha sido criticada por varios autores. En este sentido, destacan a Molyneux (2009) y Martínez y Voorend (2008) quienes establecen que las mujeres son empleadas como instrumentos de estas políticas y no como sujetos de acción. El cumplimiento de las condicionalidades trae de la mano un incremento de las tareas domésticas que suelen recaer en las mujeres (Molyneux, 2009). Al no estar prevista la conciliación entre el trabajo doméstico y el remunerado, esto conduce a una sobre carga del trabajo para estas integrantes del hogar.

Yoong, Rabinovich y Diepeveen (2012) realizan una revisión sistemática de evaluaciones de impacto y, en este caso, se preguntan qué efecto distinto puede tener otorgarles recursos económicos a las mujeres en relación a los hombres cuando se analiza un programa de transferencias. Una vez más, por detrás se encuentra el supuesto de que la recepción de recursos se traduce en cambios relativos en el poder de toma de decisiones. Sus hallazgos indican que el sexo de quién recibe la transferencia incide en los resultados de algunos programas. Si bien no encuentran que el aumento del control de las transferencias por parte de las mujeres garantiza resultados positivos, si parece mejorar el bienestar de los niños en las dimensiones de educación y salud. Por su parte, Duflo (2003) cuando evalúa el impacto del programa de pensiones para los ancianos en Sudáfrica y compara los efectos en los niños según el sexo de quien recibe la prestación, encuentra resultados positivos y significativos en la relación peso/altura de las niñas cuando el titular del beneficio es una mujer, pero no encuentra efectos en los niños. En la misma dirección, Akresh, de Walque y Kazianga (2016), realizaron un trabajo para Burkina Faso donde evalúan

el impacto sobre distintas dimensiones de darles la transferencia a las madres o a los padres. En general encuentran que las transferencias condicionadas arrojan mejores resultados respecto a las no condicionadas, y en lo que respecta al sexo del receptor de la transferencia, observan que dar dinero en efectivo a las madres no conduce a resultados significativamente mejores para la salud o la educación infantil, y hay pruebas de que el dinero dado a los padres mejora la salud de los niños pequeños, sobre todo durante los años de la falta de lluvias.

Para el caso de Uruguay, Amarante y otros (2009) analizan, entre otros efectos, el impacto del PANES sobre la toma de decisiones en el hogar aproximada por quién decide los gastos en alimentos, gasto en ropa de los niños, gasto en vivienda, trabajo de la pareja y trabajo de los niños. En este caso, no se encontraron efectos significativos en ninguna dirección.

Recientemente, también para Uruguay, Bérigolo y Galván (2018) han estudiado mediante una metodología de regresión discontinua los efectos dentro del hogar que pudiesen haberse generado como resultado de la implementación del programa de Asignaciones Familiares - Plan de Equidad (AFAM-PE). Los autores estudian el impacto de dicho programa sobre cambios en el comportamiento de hombres y mujeres en pareja. En particular, en lo que respecta a los resultados que son de interés a este trabajo, no observan ningún efecto sobre la disolución de los matrimonios. Si observan evidencia que sugiere que el programa dio lugar a que las mujeres asuman mayor responsabilidad sobre las decisiones acerca de los gastos del hogar.

Parte de la literatura que testea la hipótesis de independencia no lo hace considerando PTC sino otro tipo de instrumentos, como premios de loterías, pensiones, etc., encontrándose evidencia a favor (Weiss, 1997; Doiron y Mendolia, 2011; Berniell y otros, 2017) y en contra de la misma (Hankins y Hoekstra, 2011; Sayer y Bianchi, 2000). Son limitados los antecedentes acerca de los efectos de PTC sobre los matrimonios y los resultados podría decirse que no son concluyentes. Bitler, Gelbach, Hoynes y Zavodny (2004) utilizan datos de estadística vital sobre matrimonios y divorcios para el período 1989-2000 con el fin de analizar los efectos de la reforma del sistema bienestar introducida en EEUU. Esta reforma buscaba romper con el desincentivo a los matrimonios que se entendía producía el sistema anterior, dado que proporcionaba beneficios mayormente a madres solteras. Sus resultados mues-

tran una caída en el número de divorcios y un efecto negativo sobre el número de matrimonios, aunque este último no es robusto a distintas especificaciones. Francesconi, Rainer y van der Klaauw (2009), encuentran que la introducción del programa Working Families' Tax Credit (WFTC) en Gran Bretaña provocó un aumento de las tasas de divorcio entre las mujeres jóvenes y de bajos ingresos, no encontrándose efectos para las mujeres de ingresos altos ni para los hombres. Por su parte, Bobonis (2011) observa para México que el aumento de los ingresos familiares derivados del programa PROGRESA no parece haber afectado el porcentaje de mujeres casadas, encontrándose un aumento de las disoluciones familiares solo para el caso de la población indígena, mientras que para las mujeres jóvenes se observó un aumento del número de arreglos conyugales.

3.2.2. Trabajos antecedentes sobre los efectos del PANES

Como resultado de un convenio entre la Universidad de la República y el MIDES, se realizaron evaluaciones de distintos efectos del PANES. Entre estos se encuentran algunos de tipo general, como el análisis del papel del programa sobre la ampliación de la red de protección social, así como su contribución a la reducción de la desigualdad, la indigencia y la pobreza. También se han analizado efectos sobre dimensiones específicas del programa mediante metodologías de evaluación de impacto, a los cuales se suma el esfuerzo de Borraz y González (2008) por cuantificar los impactos sobre algunas dimensiones que se había propuesto la política. En esta última línea de análisis es que se concentra esta investigación y sobre la cual se repasan los principales antecedentes.

Debido a la forma en que fueron seleccionados los beneficiarios del PANES no es posible realizar evaluaciones experimentales de esta política, por lo cual los trabajos que han procurado evaluar distintos componentes y efectos del programa lo han hecho siguiendo metodologías cuasi-experimentales como Regresión Discontinua y, en menor medida, Diferencias en Diferencias y Matching. En esta dirección, Amarante y otros (2009), en el marco de un convenio entre la Universidad de la República y el MIDES realizaron una evaluación del PANES considerando los principales objetivos que perseguía el programa. Empleando una metodología de diseño discontinuo, y apoyándose en registros administrativos del programa, del Banco de Previsión Social

(BPS) y de los resultados de las encuestas de seguimiento, encuentran la presencia de una brecha entre los objetivos trazados inicialmente por la política y los efectivamente alcanzados. En concreto, evaluaron las siguientes dimensiones: comportamiento laboral, asistencia escolar, bienes durables, participación ciudadana, conocimiento de derechos, decisiones al interior del hogar, salud, expectativas y opiniones, entre otras. A partir de las encuestas de seguimiento, encuentran resultados positivos en cuidado de la salud, chequeos médicos y vacunas al día (solo en la primera ola de encuestas 2007), condiciones de la vivienda (solo en la segunda ola de encuestas 2008), en opiniones acerca de la situación de su hogar y del país, apoyo al gobierno y valoración del PANES y, aunque débil, también encuentran un efecto positivo en oferta laboral de los adultos en la segunda encuesta (solo en 2008). Observan un efecto negativo en la primera ola (solo en 2007) en ingreso del hogar y formalidad laboral. Esta última dimensión también arrojó resultados negativos cuando se evaluó en base a registros administrativos del BPS.

Borraz y González (2008) analizan la eficiencia de la focalización del PANES e impactos del programa sobre empleo y escolarización. Los autores no cuentan con registros administrativos ni con información de las encuestas de seguimiento, por lo cual apoyan su investigación en datos públicos de las Encuestas Continuas de Hogares 2006 y 2007 del Instituto Nacional de Estadística y emplean una metodología de propensity score matching. Respecto a la focalización, encuentran que en 2007 el 27% de los hogares de Montevideo y del interior urbano que cumplían con los requisitos de estar en el programa no fueron incluidos en el mismo y que menos del 2% de aquellos que no cumplían con las exigencias para percibir el beneficio de todos modos fueron beneficiarios. Por otra parte, en lo referente a la evaluación de impacto, observan que el programa no tuvo un efecto significativo en asistencia escolar ni trabajo infantil, mientras que si se detectaron efectos adversos en la oferta laboral en lo que respecta a las horas trabajadas para hombres y mujeres del interior urbano. Si bien, este resultado es contradictorio con el obtenido por Amarante y otros (2009) a partir de registros administrativos, este efecto se observó solo en horas trabajadas y no en participación, y mostrando guarismos pequeños.

Otros trabajos, como Amarante, Manacorda, Miguel y Vigorito (2016), Amarante, Manacorda, Vigorito y Zerpa (2011), Manacorda y otros (2011) y Amarante y

otros (2013) se han concentrado en analizar los efectos del PANES sobre dimensiones concretas. En Amarante y otros (2016) los autores se concentran en el impacto del PANES sobre el peso de los niños al nacer. Adicionalmente, exploran su incidencia sobre la fecundidad de las madres, los ingresos y oferta laboral. Además de trabajar con registros administrativos del PANES cuentan con datos de corte longitudinal de estadísticas vitales. Para cumplir con sus objetivos estiman un modelo de diferencias en diferencias y complementan su análisis con estimaciones mediante regresión discontinua. Encuentran resultados robustos que indican una reducción de la incidencia del bajo peso al nacer de entre 10% y 20% como resultado del programa, reduciendo la brecha que existía entre los beneficiarios y el resto de la población uruguaya. En la misma línea de investigación, Amarante y otros (2011) se preocupan por estimar los impactos del PANES sobre distintos resultados del mercado de trabajo formal. La metodología empleada es nuevamente la de regresión discontinua, y trabajan sobre una base que construyen a partir del emparejamiento de registros administrativos del PANES con registros del BPS. Consistentemente con la teoría económica y la evidencia empírica previa, encuentran que el programa reduce los ingresos y el empleo formal, especialmente en los hombres. A pesar de encontrar cierto repunte en los años siguientes, los efectos hallados fueron persistentes durante los dos años siguientes al programa.

En Manacorda y otros (2011) estudian el efecto que pudo haber tenido el PANES sobre el apoyo al gobierno de la población beneficiaria. Siguiendo una metodología de regresión discontinua, en este caso trabajan con datos provenientes de registros administrativos y de las encuestas de seguimiento del PANES junto con información proveniente del *Latinobarómetro*¹². Los autores encuentran resultados robustos para el impacto del PANES sobre el apoyo del gobierno, registrándose un incremento de entre 11 y 13pp en el apoyo al gobierno respecto a su apoyo al gobierno anterior. Encuentran que estos resultados son coherentes con un modelo de votantes racionales pero poco informados. Sin embargo, al igual que el resto de los trabajos que emplean esta metodología solo deben ser interpretados localmente.

Finalmente, Amarante y otros (2013) se ocupan de analizar los posibles efectos que el PANES pudo haber tenido sobre la asistencia escolar y el trabajo infantil

¹²El *Latinobarómetro* es un estudio de opinión pública que se realiza anualmente. Consiste en la realización de aproximadamente 20.000 entrevistas en 18 países de América Latina.

(este último definido para los adolescentes de entre 14 y 17 años). La estrategia metodológica combina realización de regresiones discontinuas y diferencias en diferencias sobre bases de datos de registros administrativos y encuestas de seguimiento. Sus principales resultados indican que no se registraron efectos sobre la asistencia escolar ni sobre el trabajo infantil, para ninguno de los subgrupos analizados ni para la población infantil en su conjunto.

3.3. Descripción del PANES

En marzo de 2005 asume en un Uruguay un nuevo gobierno. Este da creación al Ministerio de Desarrollo Social (MIDES), a quién le encomienda la implementación del PANES. Este programa, comenzó a funcionar en abril de 2005 y fue desde su creación anunciado como un plan temporal, fijándose como fecha de finalización diciembre de 2007.

El PANES surge como una respuesta a la profundización de la pobreza que se registró en Uruguay luego de la crisis económica de 2002. Su población objetivo consistió en el primer quintil de personas por debajo de la línea de pobreza, lo cual abarcaba a la totalidad de personas en situación de indigencia (Amarante y otros, 2005). Sus objetivos principales consistieron, por un lado, en el corto plazo, otorgar asistencia mediante transferencias de ingresos y de alimentos, junto con intervenciones en las viviendas y, por otro lado, en el largo plazo, buscaba mejorar el capital humano de los hogares para que estos lograsen su reinserción social y auto sustento (Amarante y otros, 2009). De esta forma, las intervenciones del PANES perseguían que los hogares beneficiarios pudiesen salir de la pobreza y mantenerse fuera de ella en el mediano plazo.

Para lograr sus objetivos el PANES contaba con distintos componentes:

1. Ingreso Ciudadano
2. Rutas de Salida
3. Trabajo por Uruguay
4. Asistencia Alimentaria
5. Intervención de Hábitat

6. Intervenciones específicas en términos de educación
7. Intervenciones en Salud Pública
8. Plan de Apoyo a los «Sin Techo»

De acuerdo con el informe de evaluación final del programa (Amarante y otros, 2009), si bien en un principio se esperaba que todos los beneficiarios transitaran por distintos componentes (como Rutas de Salida y Trabajo por Uruguay), en la práctica estas intervenciones tuvieron un carácter más restringido, siendo el Ingreso Ciudadano la única intervención a la que prácticamente accedieron todos los hogares. El Ingreso Ciudadano consistía en una transferencia de ingresos mensual de \$1360 (70 U\$S a PPP 2008) por hogar independientemente del número de miembros. La prestación se otorgaba a todos los hogares beneficiarios con algunas excepciones en aquellos hogares con integrantes que participaban en Uruguay Trabaja o en el programa de apoyo a los Sin Techo¹³. A cambio de la transferencia, se exigía el cumplimiento de la asistencia escolar para niños y adolescentes y controles de salud para niños y embarazadas, conformándose en un programa de transferencias condicionadas (PTC). Sin embargo, en la práctica, no fue controlado el cumplimiento de las contrapartidas, lo cual se adjudicó a problemas de coordinación interinstitucional.

De acuerdo con los registros del programa, los hogares que accedieron pudieron hacerlo de dos formas. Por un lado, podían registrarse completando un formulario en distintas sedes del MIDES, donde debían realizar una declaración de ingresos y detallar quienes eran los integrantes del hogar. Posteriormente, eran visitados en su hogar por personal del MIDES y se relevaba información acerca de los individuos que vivían en el hogar y características de la vivienda. Por otro lado, a partir de datos del censo de talla escolar realizado en 2002, el MIDES seleccionó un conjunto de zonas carenciadas a visitar buscando que hogares que no accedían al registro por “ventanilla” pudieran ser relevados. En este caso, se realizaba al mismo tiempo la inscripción y la visita. La inscripción al programa permaneció abierta durante los dos años que estuvo en vigencia.

La misma ley que dio creación al PANES estableció que la prestación se otorgaría a hogares cuyos ingresos a marzo de 2005 no superasen los 1300 pesos por persona

¹³El 97,6% de la población beneficiaria declaró recibir esta transferencia de acuerdo con el informe de evaluación.

(sin considerar en ese monto las prestaciones por invalidez y vejez ni las asignaciones familiares). Por ello, a partir de la declaración de ingresos que hacían los hogares al momento de registrarse, y del control posterior con datos del BPS, se visitaron solo aquellos hogares que cumplían con este requisito, descartándose aproximadamente el 10 % de los postulantes (Amarante y otros, 2009). Fueron visitados cerca de 190.000 hogares con los cuales se configuró la línea de base del programa. El cuestionario de la primera visita recolectaba información sobre características económicas y demográficas de los individuos junto con información sobre bienes durables y de la vivienda. Luego de que los hogares eran visitados, se estimaba para cada hogar, a partir de la información recogida, el valor del índice de carencias críticas, que consistía en un indicador del nivel de pobreza del hogar. Cuánto mayor el valor del indicador más crítica la situación socioeconómica del hogar. Solo aquellos hogares cuyo ICC superaba el umbral preestablecido (variable por región) eran asignados al programa.

3.4. Algunas características de los hogares uruguayos

Uruguay es un país pequeño, de acuerdo con el último censo¹⁴, residen un total de 3.251.654 personas distribuidas en 1.133.233 hogares. En los últimos años se han registrado importantes cambios en la estructura de los hogares uruguayos, destacándose el incremento de los hogares monoparentales y unipersonales, junto con una reducción de los hogares extendidos (Cabella y otros, 2015). Esto condujo a una reducción del número de integrantes promedio por hogar (figura 3.1) que se produjo a lo largo de toda la distribución del ingreso. Debido a que el número total de la población casi no ha variado en la última década, la disminución del número promedio de integrantes por hogar se traduce un aumento del número de hogares.

Como se observa en la figura 3.2, los hogares biparentales sufrieron una importante reducción de su participación en el total de hogares. Si bien entre los hogares por debajo de la línea de pobreza los biparentales tienen una mayor presencia, la disminución de estos en las últimas décadas ha conducido a una reducción de la brecha respecto al total de hogares del país. Como fue mencionado, detrás de la reducción de los hogares biparentales se encuentra el incremento de los monoparentales

¹⁴Datos provenientes del Atlas Sociodemográfico y de la Desigualdad del Uruguay (2015).

y unipersonales, lo cual se adjudica tanto al envejecimiento de la población como al incremento del número de disoluciones matrimoniales (Cabella y otros, 2015).

Respecto a la jefatura de hogar se observa que, tanto a partir de los datos censales como del análisis de los micro datos de las ECH, se ha producido una feminización de la misma. En particular, se registra un crecimiento de las jefaturas femeninas en los hogares de menores recursos, que pasan de encontrarse en menos de un cuarto de los hogares en 2000 a registrarse en la mitad de ellos en 2015. La feminización de la jefatura en los hogares por debajo de la línea de pobreza fue de tal magnitud que pasó a tener mayor presencia que en el total de hogares, mientras que a comienzos de siglo XXI era considerablemente inferior (figura 3.3). Esto es endógeno al aumento de las tasas de actividad y empleo de las mujeres y es también parte del cambio en los roles de género que se han producido al interior de los hogares uruguayos, en particular de los más jóvenes (Cabella y otros, 2015).

A los efectos de analizar características de los hogares postulantes al PANES en comparación con el resto de los hogares, en la tabla 1 se presentan estadísticas descriptivas distinguiendo a los hogares según hayan sido beneficiarios o no, y comparando con el total de hogares uruguayos. Debido a que la información acerca de los postulantes al PANES proviene de una fuente distinta (registros administrativos PANES) que la referente al total de hogares (ECH 2006), podría decirse que no todas las variables son estrictamente comparables. En particular, mientras que para los postulantes al PANES se presentan datos acerca del solicitante del Plan, para el total de hogares se lo compara con datos del jefe. Por otra parte, los años de referencia no coinciden, para los postulantes al PANES la línea de base se construye sobre los últimos meses de 2005 y la ECH utilizada refiere a 2006¹⁵.

Aclaradas las diferencias, de todos modos se pueden extraer algunas observaciones a partir de la comparación entre los hogares postulantes al PANES y el total de hogares uruguayos. En primer lugar, los hogares postulantes son más jóvenes, esto se observa tanto en la edad del solicitante en comparación con el jefe como en la edad promedio de los hogares. En especial, son más jóvenes los hogares que resultaron beneficiarios del Plan. En segundo lugar, los hogares postulantes son menos educa-

¹⁵Se optó por trabajar con la ECH 2006 debido a que en dicho año se realizó una importantísima ampliación del número de observaciones de la muestra, alcanzando localidades rurales y de menos de 5000 habitantes, con lo cual no contaba la ECH 2005.

dos, más numerosos y, como era de esperar, de menores ingresos. Un elemento que ha sido destacado en evaluaciones previas del PANES es la sobre representación que tienen los hogares del interior. Esto es, mientras la cantidad de hogares radicados en Montevideo (capital del país) es del entorno de 38 % para el total de hogares, entre los hogares solicitantes del PANES esa participación se reduce a 14 %. Al comparar características de los jefes o solicitantes, se destaca una mayor presencia femenina en los hogares postulantes y una menor tasa de ocupación.

Un elemento importante en el análisis descriptivo consiste en el peso que tiene la transferencia de ingresos que representa el PANES sobre el ingreso total de los hogares. De acuerdo con estimaciones previas, se trata de una transferencia importante en términos relativos para la población destinataria, la cual alcanza, en promedio, el 50 % del ingreso previo autodeclarado por los hogares postulantes al programa (Manacorda y otros, 2011). En particular, entre los hogares de la muestra que se emplea en esta investigación, la transferencia representaba un 38 % del ingreso previo total de los hogares. Sin embargo, a pesar de la importancia en términos relativos, se está refiriendo a los hogares en situación de mayor vulnerabilidad económica del país, además de observarse una tendencia a la subdeclaración, por lo cual si se considera en términos absolutos la transferencia no reviste tal importancia.

3.5. Efectos esperados del programa

Cuando se quiere analizar los distintos comportamientos de hombres y mujeres que conforman un hogar, los modelos unitarios, que implican suponer que los hogares actúan como una unidad al momento de la toma de decisiones a pesar de estar compuesto por diferentes miembros, resultan insuficientes. A los efectos de esta investigación, la principal restricción de los modelos unitarios consiste en que tienen como supuesto la existencia de un “fondo común”, por lo cual la fuente de los ingresos no laborales no incide en el problema de asignación y poder en las decisiones dentro del hogar.

La literatura que se ha ocupado por entender los procesos de decisión al interior del hogar, superando las restricciones de los modelos unitarios, distingue al menos dos tipos de modelos (Chiappori, 1992; Chiappori y Donni, 2009). Por un lado, los modelos cooperativos de negociación (donde se suponen asignaciones Pareto-

eficientes) y, por otro lado, los no cooperativos o estratégicos (modelos basados en el concepto de equilibrio de Cournot). Como una generalización de los modelos cooperativos se ha desarrollado los “modelos colectivos”, donde se intenta construir una aproximación más sencilla y contrastable empíricamente (Chiappori, 1992, Browning y Chiappori, 1998 y Chiappori y Donni, 2009). Sin embargo, no existe consenso acerca de un único modelo que sea aplicable a todos los contextos. A continuación, se describen los principales modelos en los cuales se permite que los integrantes de un hogar tengan distintas funciones de utilidad.

Por una parte, los modelos cooperativos de negociación surgen como la primera respuesta a los modelos unitarios (Cusba y otros, 2010), encontrándose en Manser y Brown (1980) y McElroy y Horney (1981) los trabajos fundacionales. Estos modelos consideran asignaciones Pareto eficientes que surgen a partir del proceso de negociación entre los miembros del hogar, donde el proceso de decisión es usualmente representado mediante una negociación a la Nash (Chiappori y Donni, 2009). Se supone que en el hogar viven dos individuos en edad de trabajar (biparental) y que cada uno de ellos está caracterizado por sus propias preferencias racionales en lo que respecta a consumo y ocio, tanto propio como del otro individuo. Es decir, existen externalidades en el consumo. Por otro lado, que los bienes pueden ser privados o públicos, o sea que el consumo de un bien por parte de un individuo puede reducir el consumo por parte del otro individuo o no hacerlo. En su forma más general, el comportamiento de los individuos puede representarse con el siguiente problema de maximización:

$$\text{Max}(U^A(q^A, q^B, l^A, l^B, Q) - V^A) * (U^B(q^A, q^B, l^A, l^B, Q) - V^B)$$

Donde U^i (con $i = A, B$) representa las preferencias de cada miembro del hogar, q^A, q^B son los vectores de consumo privado de cada individuo, l^A, l^B es la cantidad de ocio consumido por cada uno y Q es el vector de consumo público, V^i es el punto o posición de resguardo de cada individuo, es decir, la utilidad que gozaría si no estuviera en pareja (sino viviera con otros miembros).

El factor llamado posición de resguardo, es particularmente relevante a la hora de definir el poder que tiene un individuo en el proceso de negociación desde un enfoque cooperativo de este proceso. Este factor depende, no solo del ingreso, sino de

elementos que van desde el marco legal y fenómenos sociales hasta factores religiosos (Chiappori y otros, 2002). La posición de resguardo puede ser descrita como:

$$V^i(y^i; w^i; c^i; m^i)$$

donde y^i representa el ingreso del miembro i después del divorcio, w^i el salario, c^i la proporción de los costos de divorcio que tendría que pagar, y m^i es un indicador relacionado con el mercado matrimonial que refleja las oportunidades de un nuevo matrimonio.

La restricción presupuestal del hogar viene dada por:

$$p'(q^A + q^B + Q) + w^A l^A + w^B l^B = y + w^A T + w^B T$$

Donde p' es el vector de precios de los bienes de consumo, w^i ($i = A, B$) es el salario por unidad de tiempo del individuo i , y ($y = y^A + y^B + y^h$) es la renta no laboral total del hogar y T es la cantidad total de tiempo que dispone cada individuo del hogar.

Por otra parte, los modelos de negociación no cooperativa, propuestos inicialmente por Lundberg y Pollak (1993), consisten en una especificación diferente del proceso de negociación. En este caso, cada integrante del hogar maximiza su propio bienestar, sujeto a una restricción individual y considerando el comportamiento del otro individuo. En el caso de un matrimonio, se modela como un juego repetido tipo Cournot. Por lo tanto, no necesariamente la solución que se alcanza es Pareto Eficiente.

Independientemente de la aproximación utilizada, un aumento del ingreso de uno de los miembros del hogar, como el generado por la transferencia que representa el Ingreso Ciudadano, aumenta sus exigencias y su poder de negociación. En este contexto, el PANES, al ser un programa de transferencias al hogar, actuaría como un factor de distribución, alterando las oportunidades de los miembros del hogar pudiendo variar el poder de negociación de cada uno. Por lo tanto, cabría esperar efectos dentro del hogar como resultado del cambio en el poder de decisión del miembro receptor del beneficio, afectando la distribución de las tareas domésticas, así como cambios sobre la jefatura de hogar. Debido a que el PANES recayó en mayor

medida en beneficiarias mujeres, podría esperarse un aumento en la probabilidad de que la mujer se convierta en jefa de hogar.

Ahora bien, las predicciones de estos modelos sobre el impacto de un programa de transferencias sobre los divorcios son ambiguas (Bobonis, 2011). En este caso, los mayores ingresos que genera el PANES, incrementan la utilidad de los individuos tanto en su estado de pareja como de solteros. Siguiendo la hipótesis de mayor independencia económica y autonomía que produciría el ingreso adicional, se esperaría un incremento en el número de divorcios, acompañado de cambios en la composición de los hogares beneficiarios. Sin embargo, el incremento de ingresos podría traducirse en mayor estabilidad para el hogar biparental o monoparental, disminuyendo el estrés y los conflictos dentro del hogar y repercutiendo en una mayor estabilidad de sus integrantes (Bobonis y otros, 2007; Bobonis, 2011). Por lo tanto, no es posible establecer un efecto neto esperado del programa sobre las disoluciones matrimoniales, sino que será un elemento a determinar empíricamente. De la misma forma, las consecuencias sobre el número de integrantes totales del hogar podrían ir en distintas direcciones.

3.6. Estrategia empírica

3.6.1. Fuentes de información

Para estimar los distintos efectos de interés se utiliza información proveniente del registro administrativo del PANES del Ministerio de Desarrollo Social y de encuestas de seguimiento realizadas por el Departamento de Sociología de la Facultad de Ciencias Sociales. La línea de base se construye a partir del registro administrativo del programa de todos los postulantes (posibles beneficiarios) que se inscribieron voluntariamente o fueron visitados por funcionarios del MIDES. No se consideran los hogares registrados previo a setiembre de 2005, debido a que existió un cambio en la construcción del algoritmo del ICC y como resultado algunos hogares beneficiarios dejaron de serlo y se incorporaron hogares que previamente no les correspondía la prestación.

Fueron realizadas dos encuestas de seguimiento a un conjunto de beneficiarios del programa y a postulantes que no resultaron beneficiarios. La primera de ellas entre Diciembre de 2006 y Marzo de 2007 y, la segunda, entre Febrero y Marzo de 2008.

Las encuestas se llevaron a cabo sobre una muestra que fue diseñada a los efectos de poder realizar estimaciones mediante regresión discontinua¹⁶. De esta forma, se cuenta con un número suficiente de observaciones en un entorno de 2 % alrededor del punto de corte¹⁷, lo cual permite comparar resultados entre el grupo de afectados por la política y un grupo de control.

Las encuestas fueron realizadas por un equipo de la Universidad de la República que en ningún momento mencionaba al MIDES ni al PANES, con el fin de evitar incidir en las respuestas. De acuerdo con lo establecido en el Informe Final de Evaluación de Impacto del PANES (Amarante y otros, 2009), de los 3.500 casos seleccionados originalmente se encuestó al 95 %, el 32 % de los casos debió ser sustituido por no encontrarse a los titulares de la solicitud.

3.6.2. Metodología

Como fue mencionado, una vez que se descartaron los hogares que superaban determinado nivel de ingresos per cápita, se seleccionaron para participar del programa aquellos hogares que superaron cierto umbral en el ICC. El ICC consiste en un índice que valora características de los integrantes de cada hogar, elementos de la vivienda y el acceso a ciertos bienes y servicios. Los individuos no conocen la forma en que este se construye ni las ponderaciones que otorga, por lo cual no era plausible de manipulación. De esta forma, y dada la imposibilidad de realizar experimentos naturales, se explota la discontinuidad del ICC en el umbral de elegibilidad al PANES establecido para cada región y se trabaja con una metodología de evaluación cuasi-experimental, el diseño de regresión discontinua.

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 estandarizado¹⁸

¹⁶Detalles sobre la metodología de la muestra se encuentran en Goyeneche y otros (2007).

¹⁷El punto de corte se estandariza de acuerdo a los umbrales regionales.

¹⁸El ICC estandarizado surge de restar al ICC original el valor del umbral de selección de acuerdo a cada región.

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, β , permite identificar el impacto promedio del programa sobre la variable de interés en el entorno del punto de corte. Las variables de interés que se consideran son: estado conyugal, cambios en el tamaño del hogar, realización de las tareas del hogar y sexo del jefe. A los efectos de evaluar el estado conyugal, se considera una variable que vale 1 cuando la persona es soltera pos-programa pero estaba en pareja al momento de solicitarlo, y 0 en caso contrario. Para identificar cambios en el tamaño del hogar se crea una variable dummy que adopta el valor 1 cuando el número de miembros es distinto en la línea de base que en la encuesta de seguimiento y 0 en caso de ser iguales. En tareas del hogar, se observa si la persona que recibe el beneficio realiza dichas tareas, en ese caso la variable adopta el valor 1 y 0 en caso contrario, y para sexo del jefe, lo que interesa evaluar es si el jefe es una mujer.

La correcta estimación del efecto depende de que se verifique un supuesto de identificación clave, que las variables de resultado sean una función monótonica del puntaje obtenido en la línea de base. De esta forma, cualquier discontinuidad en la variable alrededor del umbral de elegibilidad puede interpretarse como el efecto causal del PANES. 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. En la figura 3.4 se observa la discontinuidad en la asignación al PANES alrededor del punto del corte del ICC, lo cual demuestra que la regla fue respetada. Debido al cumplimiento casi perfecto de la regla, se trabaja con el diseño de regresión discontinua *Sharp*.

Debido a que el efecto estimado del programa depende de cómo se estima la función $f(\cdot)$, se utilizan distintas especificaciones de la misma. Se consideran formas polinómicas lineales y cuadráticas y, adicionalmente, se estima con y sin controles de la línea de base. Los errores estándar se estiman por *cluster* sobre el ICC.

Una desventaja importante de esta metodología, es que la identificación de los efectos corresponde a una sub muestra de los participantes del programa, los hogares o individuos en el entorno del punto de corte, no es extrapolable a todo el grupo de

tratados y, menos aún, a toda la población. Lo que se están estimando son efectos locales.

3.7. Resultados

3.7.1. Evidencia gráfica

En este subapartado se presenta un análisis a partir de los gráficos de las variables de interés alrededor del punto de corte del ICC, realizados para la ronda de 2007 (figura 3.5) y para 2008 (figura 3.6), lo cual es necesario en una investigación mediante el diseño de regresión discontinua. Los puntos en las figuras representan la tasa de personas separadas (Panel A), la tasa de la variación de la cantidad de integrantes del hogar (Panel B), la tasa de individuos postulantes que realizan las tareas del hogar (Panel C) y la tasa de hogares con jefa de hogar mujer (Panel D). La líneas continuas representan valores predichos de un polinomio de segundo orden del ICC, estimado en forma separada para las observaciones por encima y por debajo del umbral.

El panel A de ambas figuras sugiere que la tasa de personas separadas es algo mayor antes del umbral y que desciende entre los hogares que superan el ICC. Una situación similar, pero más acentuada, se registra cuando se observa la variación del número de miembros del hogar (panel B). Esto indicaría mayores movimientos en los hogares que no recibieron la asistencia.

En los paneles C y D los gráficos no muestran diferentes tendencias entre los hogares ubicados alrededor del umbral. Esto significa que sería muy dudoso si se encontraran efectos significativos en estas variables, como plantea Imbens y Lemieux (2008).

3.7.2. Estimaciones por RD

Siguiendo la metodología descrita en el subapartado 3.6.2, se estiman los efectos que pudo haber tenido el PANES sobre ciertas dimensiones sociales de interés: separación, variación del número de miembros del hogar, realización de tareas domésticas y jefe de hogar mujer. Los principales resultados se resumen en la tabla 3.2 y la tabla 3.3. Se incluyen los resultados de cuatro especificaciones alternativas: (1)

sin controles y especificación lineal, (2) sin controles y especificación cuadrática, (3) con controles y especificación lineal y, (4) con controles y especificación cuadrática. La última consiste en la especificación favorita de acuerdo al valor que adopta el criterio de akaike y al comportamiento de los datos (Jacob y Zhu, 2012; Gelman y Imbens, 2017). Los controles considerados son características pre-tratamiento del solicitante del plan y del hogar: edad, sexo, años de educación y condición de empleo del solicitante del plan e ingreso promedio, tamaño del hogar, región de residencia y edad promedio del hogar.

En la fila uno de cada tabla se reportan las regresiones discontinuas estimadas para la ecuación 1 donde la variable dependiente es un indicador de si el hogar recibió PANES de acuerdo con los registros administrativos. Como puede observarse, la relación es fuerte, significativa y robusta a las distintas especificaciones, en la misma línea que la figura 3.4.

En las filas dos a cinco de la tabla 3.2 se muestran los resultados para las variables dependientes de interés para 2007. Se encuentran efectos negativos y estadísticamente significativos para separación y variación de integrantes del hogar. En el primer caso, según la especificación cuadrática condicionada (que consiste en la especificación preferida), recibir la asistencia redujo la probabilidad de que las personas que se encontraban en pareja en la línea de base disolvieran su acuerdo conyugal en 14.3 pp. Ello no significa que la probabilidad de estar en pareja sea menor para el total de postulantes que no recibieron la asistencia, ya que, en este caso, solo se considera a los individuos que estaban en pareja en la línea de base. Respecto a la variación de miembros, el efecto encontrado indica que los hogares que recibieron asistencia tienen una menor probabilidad de sufrir alteraciones en el número de integrantes. Este efecto, de aproximadamente entre 14,6 y 24,6 pp, no significa que los hogares beneficiarios del PANES sean menos numerosos, sino que son más estables. No puede decirse si los hogares postulantes no beneficiarios aumentaron o redujeron el número de integrantes, lo que se observa es que modificaron su integración. El signo de esta variación se estudia más adelante (subapartado 3.7.4). En lo que respecta realización de tareas domésticas y probabilidad de que el jefe de hogar sea mujer, no se encontraron efectos significativos de la asistencia sobre estas dimensiones.

Al analizar la tabla 3.3, debe recordarse que los resultados de estas estimaciones

fueron realizados sobre información recolectada luego de finalizado el programa. Los resultados sobre separación y variación de miembros son similares a los encontrados para 2007, en algún caso de menor magnitud y significatividad estadística. Lo anterior estaría indicando que el PANES produjo resultados persistentes sobre estas variables, al menos en el muy corto plazo (pocos meses después de finalizado el Plan). Los efectos sobre tareas y sexo del jefe de hogar siguen siendo estadísticamente no significativos.

3.7.3. Efectos heterogéneos

El PANES pudo haber introducido efectos heterogéneos de acuerdo a diferentes características del hogar, en particular de acuerdo al sexo, nivel educativo y edad del postulante al programa, así como dependiendo de la región de residencia. Con el fin de estimar dichos efectos se construyen dummies para identificarlos y se estima la siguiente ecuación:

$$y_i = \alpha + \beta 1(N_i > 0) + f(N_i) + \gamma inter + \delta dummy + u$$

En las tablas 3.4 y 3.5 se resumen los siguientes los resultados. Para cada variable de interés se muestra, en primer lugar, el efecto cuando la dummy adopta el valor cero, que es captado por el coeficiente β , y representa el efecto, por ejemplo, en los hombres, ya que la dummy vale uno para las mujeres. Luego se muestra el efecto diferencial que capta γ , y, en tercer lugar, el efecto cuando la dummy vale uno que es la suma de $\beta + \gamma$, y en el ejemplo del sexo sería el efecto sobre las mujeres, en este caso en lugar de presentarse junto con el desvío estándar se presenta el resultado de testear la hipótesis de que la suma de ambos coeficientes sea distinta de cero (Prob>F).

De acuerdo al sexo, en la ronda del año 2007, se encuentra que la asistencia social tiene una incidencia negativa y significativa en el número de divorcios en ambos sexos, la cual es levemente menor cuando la postulante es mujer (-0.154 hombres y -0.152 mujeres). Este efecto desaparece para los hombres en 2008 y se reduce para las mujeres, pero sigue siendo negativo y significativo en este caso. En la misma línea están los resultados sobre la variación de los integrantes, el recibir la asistencia aumenta la estabilidad, tanto cuando el postulante es hombre como

mujer en 2007 y, en esta oportunidad, los resultados se mantienen casi idénticos en 2008. Respecto a las tareas del hogar, se encuentra un efecto negativo significativo en el 90 % de los casos para los hombres (-0.126), mientras que para las mujeres el efecto no resulta significativo, mientras se recibe la transferencia. Esto significa que si quien recibe la transferencia es varón se reduce la probabilidad de que se dedique a realizar las tareas del hogar. Sin embargo, en 2008, una vez que dejan de recibir la transferencia, no se registran efectos significativos en los hombres pero si positivos y significativos cuando quien recibió la transferencia es mujer. Podría estar operando algún mecanismo de ajuste con cierta demora, donde las mujeres son quienes acaban por fortalecer su rol como las encargadas de las tareas domésticas. Esto podría brindar evidencia acerca de que recibir la asistencia acentúa la participación de la mujer como encargada de los quehaceres, pero que dicho efecto no operó de forma automática. Queda pendiente confirmar o no esta hipótesis. La probabilidad de que el hogar tenga una jefa mujer no se ve alterada en ninguno de los casos. Resultados análogos se observan a partir de las estimaciones con datos de la ronda 2008.

En segundo lugar, se distinguen efectos de acuerdo a si el postulante al programa finalizó o no primaria. Los resultados son prácticamente iguales en la ronda de 2007 y la de 2008. Para aquellos postulantes con al menos primaria completa el efecto sobre las separaciones es negativo y significativo, mientras que para los postulante sin primaria completa no se encuentran efectos. El número de miembros del hogar varía en menor medida entre los beneficiarios del programa, tanto cuando el postulante terminó primaria como cuando no lo hizo. No se registran efectos sobre la probabilidad de que el postulante realice las tareas del hogar ni en que el sexo del jefe sea femenino.

Buscando entender especialmente los efectos en la variación de miembros del hogar y los divorcios, se indagó acerca de la presencia de efectos heterogéneos de acuerdo a la edad del postulante, distinguiendo entre los mayores y menores de 35 años. Esto podría dar una visión complementaria acerca de los cambios observados. En este sentido, si bien los efectos sobre separaciones son significativos en ambos casos, se observa una menor probabilidad entre los solicitantes menores de 35 años respecto a quienes superan dicha edad. Estos resultados son consistentes en 2007 y 2008. Sin embargo, respecto a la variación de miembros, mientras en 2008 no hay

efectos heterogéneos de acuerdo a la edad del postulante, si se reportan diferencias en 2007. Aquellos hogares en que le postulante es mayor de 35 años registraron mayor estabilidad que en los hogares con postulantes más jóvenes. Esto podría significar que los cambios en el tamaño del hogar guardan relación con el ciclo de vida y que, a mayor edad del postulante mayor es la estabilidad del hogar.

Al analizar de acuerdo a la región de residencia del hogar en la ronda de 2007, se observa que el PANES disminuyó la probabilidad de separación en Montevideo, mientras que para el interior las estimaciones no resultan significativas. Por su parte, la variación de los miembros resulta menos probable entre los beneficiarios tanto en Montevideo como en el interior, con magnitudes prácticamente idénticas. En lo que respecta a realización de las tareas del hogar o el sexo del jefe no se encuentran efectos significativos para ninguna de las dos regiones distinguidas. Con la información del año 2008 se obtienen resultados de las mismas magnitudes en lo que respecta al separación, en este caso, el efecto resulta significativo tanto en Montevideo como en el interior. La mayor estabilidad registrada en los hogares que recibieron el PANES, aproximada por el número de integrantes, también fue significativa en las dos regiones distinguidas. Mientras en el sexo del jefe de hogar siguen sin encontrarse efectos significativos, si se observó un aumento en la probabilidad de realizar las tareas por parte del postulante cuando este reside en la capital.

3.7.4. Efectos significativos en divorcio y variación de los integrantes

Como se desprende a partir de los resultados obtenidos, los hogares que fueron beneficiarios del PANES mostraron mayor estabilidad en las uniones conyugales y en el número de integrantes. A continuación, se busca indagar algo más acerca de qué es lo que está detrás de esa mayor estabilidad.

En primer lugar, se estiman regresiones con el fin de observar diferencias en la probabilidad de estar en pareja para todos los individuos solicitantes de la transferencia. Anteriormente, se había encontrado que los beneficiarios del PANES son menos propensos a disolver los acuerdos conyugales y que, quienes estaban en pareja en la línea de base tienen una menor probabilidad de estar solteros luego de recibir el Plan. Ahora bien, si se realiza un segundo ejercicio y se observa a toda la población postulante al PANES, cuando se estima sin controles se encuentra un signo negativo

del efecto sobre la probabilidad de estar en pareja luego de recibir el beneficio (tabla 3.6). Este resultado, junto con el anterior, implicaría que al considerar a toda la población la asistencia reduce la probabilidad de que las personas vivan en pareja. Por lo tanto, estaría reduciéndose el número de nuevos acuerdos de convivencia. Sin embargo, el coeficiente estimado no es significativo ni robusto a la incorporación de controles, por lo cual no se puede concluir al respecto.

Adicionalmente, se estimaron los efectos sobre la probabilidad de estar en pareja en forma separada para aquellas personas solteras en la línea de base. Los resultados, que pueden verse en la tabla 3.7, muestran un efecto negativo y significativo de la probabilidad de estar en pareja pos programa para los solteros en 2007. En 2008 el efecto continua siendo negativo pero de menor magnitud y pierde significatividad estadística en la mayoría de las especificaciones. A la luz de estos resultados, podría decirse que el efecto independencia previsto por parte de la literatura económica, que argumenta que un incremento en el ingreso de unos de los miembros del hogar (en particular para las mujeres) aumenta la probabilidad de disolución del matrimonio no se observa como efecto del PANES para quienes estaban en pareja, pero que podría fortalecerlo para las personas solteras. En líneas generales, podría decirse que el PANES incentiva el statu quo, en la medida que desincentiva a realizar cambios en el estado conyugal: reforzando el efecto independencia de aquellos que no estaban en pareja y mediante un efecto estabilidad para quienes si lo estaban.

En segundo lugar, habiendo encontrado que los hogares beneficiarios tienen una mayor estabilidad en el número de integrantes se procura conocer si esa diferencia se debe a que los hogares no beneficiarios aumentan o disminuyen en mayor medida su número de miembros. Al respecto no se encontraron efectos significativos robustos entre las distintas especificaciones estimadas (tabla 3.6). Retomando los hallazgos de Amarante y otros (2011), quienes estudiaron los efectos del PANES sobre la fecundidad, observan inicialmente un efecto negativo del programa sobre los nacimientos, lo cual estaría explicando una variación positiva en el número de miembros de los no beneficiarios. Sin embargo, este efecto era adjudicado a una diferencia de *timing* al momento de tener hijos entre los beneficiarios y el resto de los postulantes. Los autores encuentran que dos hogares con iguales características pero uno de ellos con mayor número de niños porque acabara de registrarse un nacimiento era más

probable que resultara beneficiario, mientras que el otro hogar podría registrar un nacimiento inmediatamente después de la solicitud y, por lo tanto, tener menor probabilidad de recibir la prestación. Finalmente, no encuentran efectos netos sobre la fecundidad de aquellas mujeres que resultan beneficiarias de la prestación. El efecto *timing* encontrado por los autores podría ser responsable, al menos en parte, de la mayor estabilidad encontrada para los hogares beneficiarios. Esto es coherente con la hipótesis de que la transferencia favorece el statu quo y desincentiva a que se produzcan cambios en la composición de los hogares.

3.7.5. Validez de los resultados

El supuesto clave para la validez de las estimaciones realizadas mediante regresión discontinúa consiste en que la función $F(\cdot)$ sea continua en el umbral de discontinuidad. Esto podría no ocurrir por, al menos, dos motivos. Por un lado, porque las características de los hogares afectados y de los no afectados por la políticas sean diferentes estadísticamente en la línea de base. Es decir, que los observables y las variables de interés de los grupos no sean iguales del punto de vista estadístico en el estado de pre-tratamiento. Por otro lado, los postulantes podrían tener algún tipo de comportamiento estratégico sobre la variable de asignación, lo que significa que los individuos podrían alterar la probabilidad de su asignación al tratamiento. A los efectos de validar la estrategia es necesario comprobar que no haya existido manipulación por parte de los postulantes al programa.

En la figura 3.4 podía observarse la casi perfecta asignación al tratamiento en función del ICC. Como la construcción de este indicador no fue pública, resulta poco probable que los individuos pudieran tener un comportamiento estratégico con el fin de ser beneficiados con la asistencia. Sin embargo, podrían haber inferido algún tipo de comportamiento favorecedor y modificar su conducta. Por ello, a continuación se presentan resultados que respaldan la validez de la estrategia seguida.

En la tabla 3.8 se muestran los resultados obtenidos a partir de estimar la presencia de correlación entre las variables de control y la asignación al tratamiento en la línea de base, así como la correlación entre las variables de resultado y la asignación al tratamiento. Como puede verse, en ningún caso los coeficientes resultan significativos.

Adicionalmente, la figura 3.7 representa la densidad de la variable de asignación al tratamiento alrededor del punto de discontinuidad. Allí puede observarse la proporción de hogares con diferentes niveles del ICC estandarizado 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 particular, la estimación puntual para la prueba es -0.015 (0.187).

Por lo tanto, los resultados de esta sección confirman la validez de la estrategia de estimación adoptada.

3.8. Conclusiones

De acuerdo con la teoría económica, la ocurrencia de una variación exógena del ingreso de uno de los miembros del hogar puede tener efectos sobre los procesos de decisión que se dan al interior del mismo. En este trabajo, se explotó la introducción de un programa de transferencias condicionadas a la población vulnerable de Uruguay (PANES) con el fin de evaluar las predicciones de la teoría. En concreto, comparando la población beneficiaria con la no beneficiaria alrededor de un umbral de elegibilidad, se observó si la transferencia produjo incentivos sobre los arreglos conyugales, la variación de miembros, la realización de tareas domésticas y el sexo del jefe de hogar.

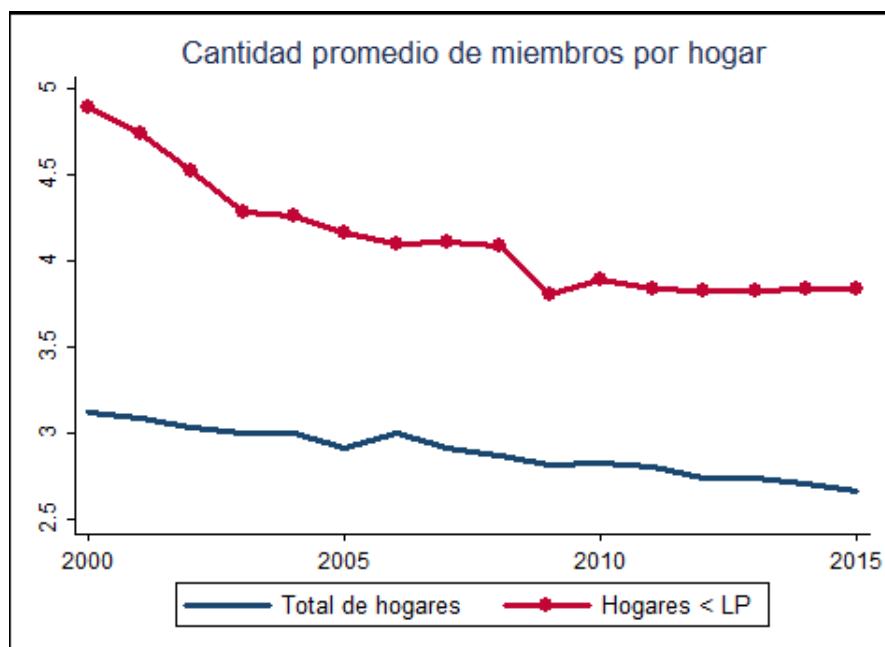
Se realizaron estimaciones siguiendo una metodología cuasi experimental de regresión discontinúa, analizando la sensibilidad de los resultados a distintas especificaciones. Los resultados obtenidos muestran que los beneficiarios del programa fueron más proclives a estar en pareja cuando lo estaban en la línea de base y a mantenerse solteros en caso contrario. Además, se encontró que tienen una mayor probabilidad de vivir en hogares donde el número de miembros no varíe respecto a los no beneficiarios. En un contexto donde las mujeres fueron casi el 80 % de las receptoras del beneficio, este resultado estaría indicando que la transferencia no tuvo un efecto independencia, como abonan algunos trabajos previos, cuando las personas estaban en pareja. Por el contrario, pudo haber otorgado mayor seguridad al hogar y de este modo favorecer la estabilidad del mismo, tal como introduce Bobonis en 2007. Ello podría ser resultado de que el monto de la transferencia no fuese

suficiente para actuar como un incentivo a la independencia económica, pero si para aliviar algunas restricciones presupuestales. Sin embargo, parece haber fortalecido la independencia para quienes eran solteros. Por otra parte, no se encontraron efectos sobre la realización de tareas domésticas cuando se considera al total de beneficiarios, pero si se observaron efectos heterogéneos por sexo que podrían indicar que la transferencia fortalece el rol de la mujer como la encargada de las tareas domésticas. No se registraron impactos sobre el sexo del jefe de hogar en ningún caso.

La validez de la metodología planteada fue sometida a la verificación de supuestos claves como, la no manipulación de la variable de asignación al programa (ICC) por parte de los postulantes y la ausencia de correlación entre las variables de resultado y la asignación al tratamiento. Esto permite concluir que los efectos observados son causales a la introducción de la transferencia. De todos modos, es importante recordar que los resultados estimados son efectos locales y, a pesar de la validez interna, carecen de validez externa.

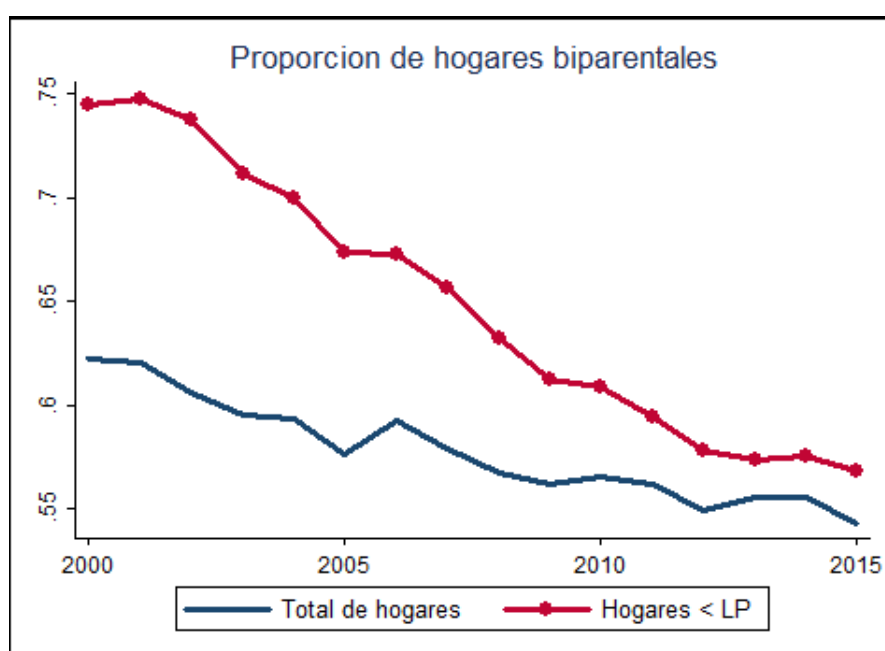
3.9. Tablas y figuras

Figura 3.1: Evolución del número promedio de personas por hogar, para el total y para los hogares por debajo de la línea de pobreza.



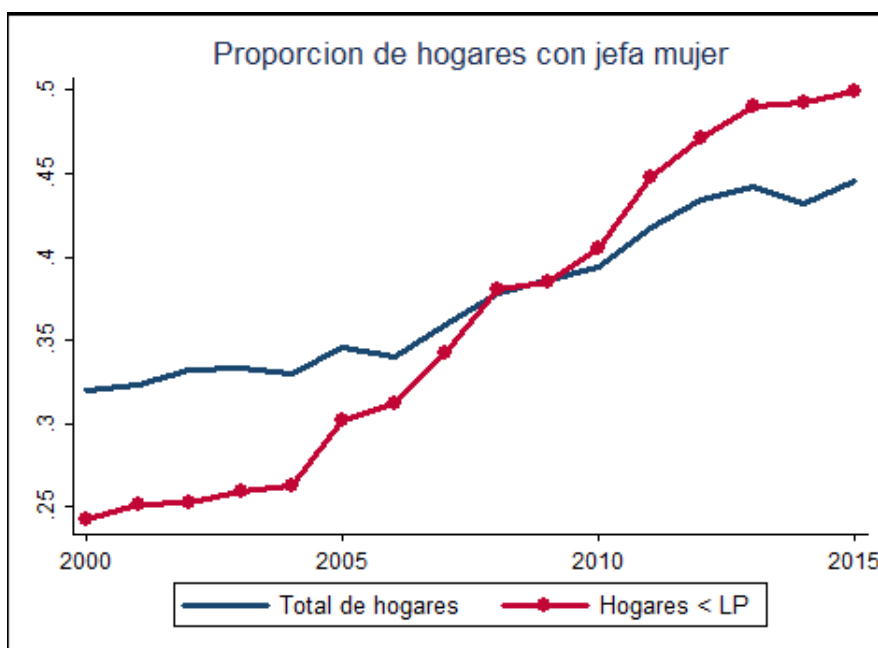
Nota: Elaboración propia en base a micro datos de las ECH referentes a zonas urbanas con más de 5.000 habitantes.

Figura 3.2: Evolución de los hogares biparentales, para el total y para los hogares por debajo de la línea de pobreza.



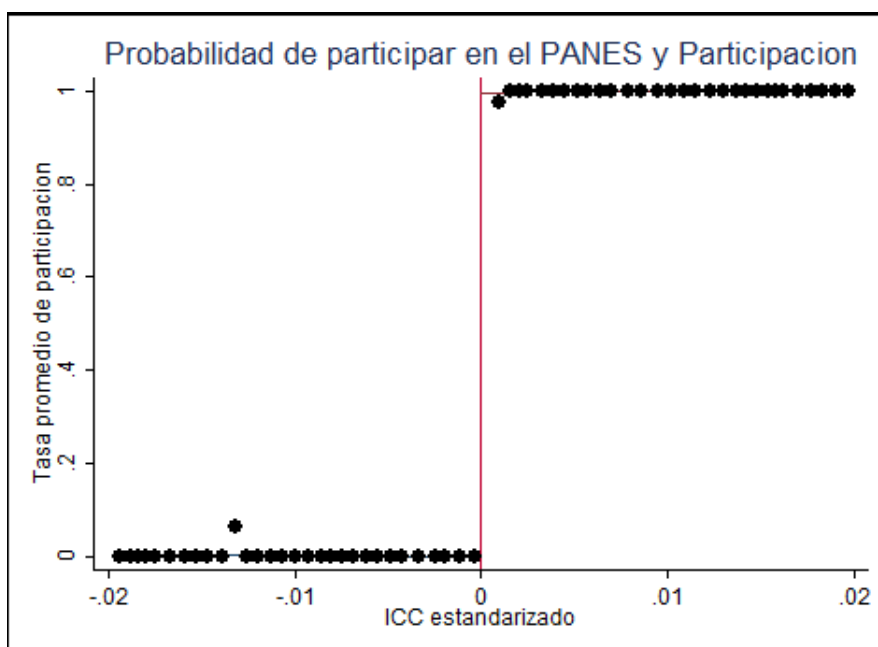
Nota: Elaboración propia en base a micro datos de las ECH referentes a zonas urbanas con más de 5.000 habitantes.

Figura 3.3: Evolución de los hogares con jefa mujer, para el total y para los hogares por debajo de la línea de pobreza.



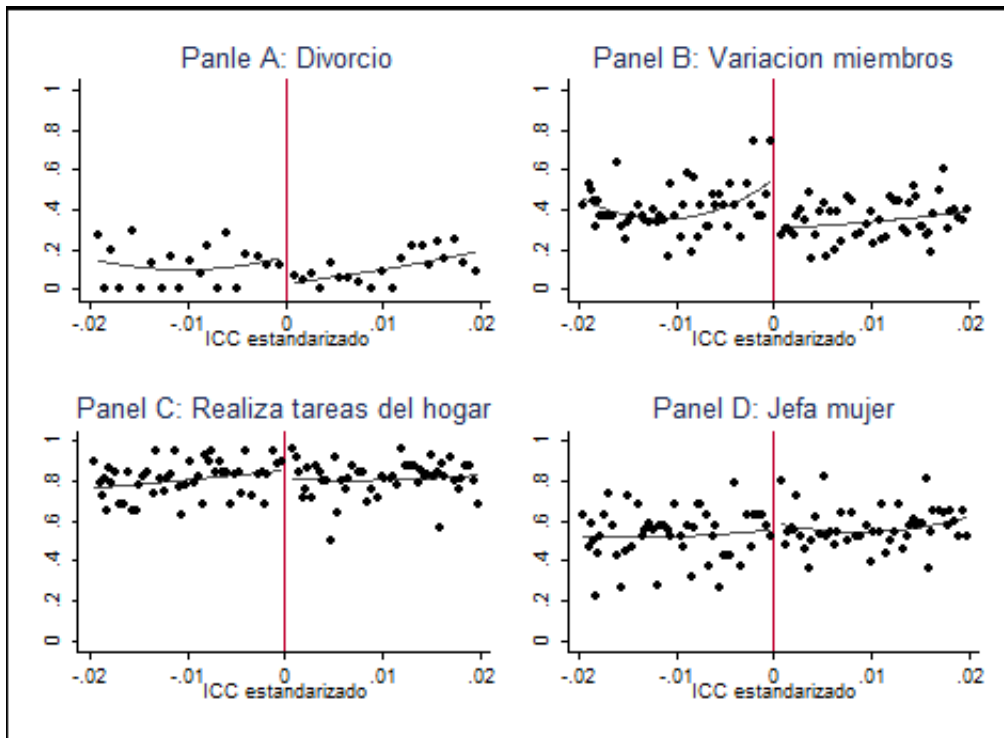
Nota: Elaboración propia en base a micro datos de las ECH referentes a zonas urbanas con más de 5.000 habitantes.

Figura 3.4: Probabilidad de participar en el PANES y participación efectiva a partir de registros administrativos.



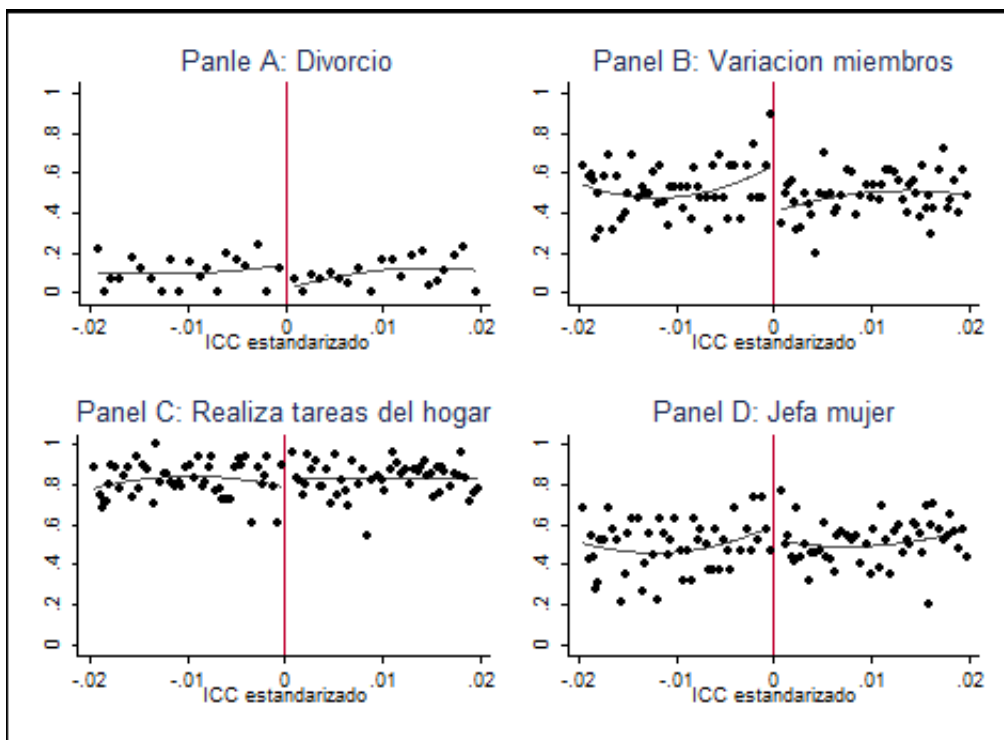
Nota: Los puntos graficados representan valores promedio de hogares que participan en el PANES como función del ICC estandarizado. Conjuntamente se grafican los valores predichos de un modelo lineal a cada lado del umbral.

Figura 3.5: Resultados sobre dimensiones sociales – Encuesta 2007.



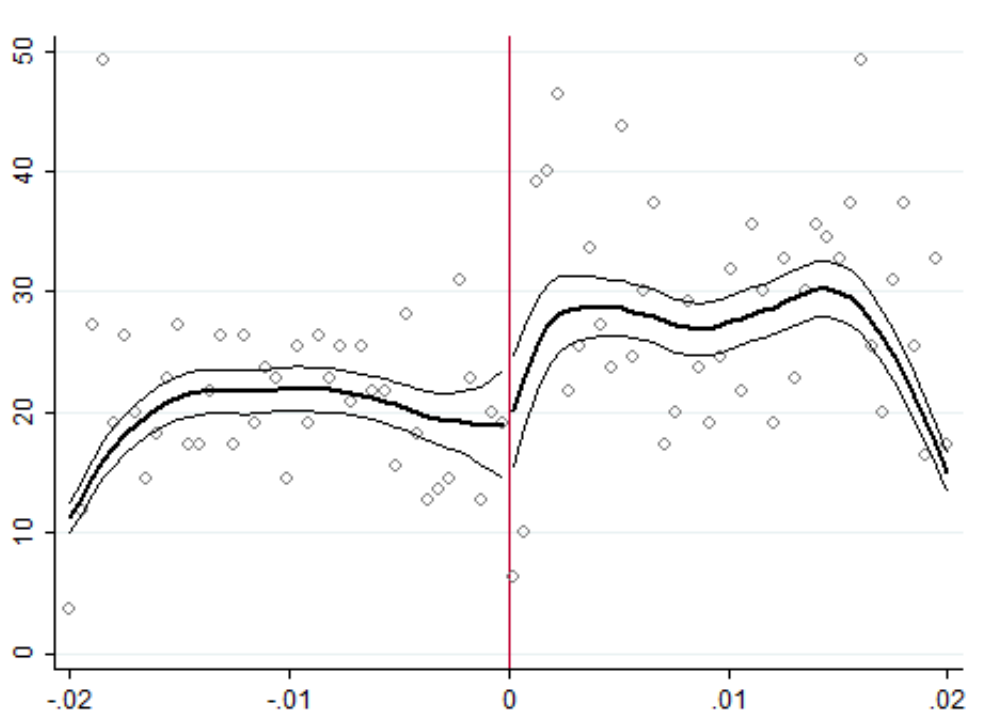
Nota: Elaboración propia en base a Encuesta de seguimiento del PANES 2007.

Figura 3.6: Resultados sobre dimensiones sociales – Encuesta 2008.



Nota: Elaboración propia en base a Encuesta de seguimiento del PANES 2008.

Figura 3.7: Distribución del índice de pobreza estandarizado.



Nota: Elaboración propia en base a registros administrativos del PANES.

Tabla 3.1: Estadísticas descriptivas de los hogares solicitantes del PANES y del total de hogares.

	Solicitantes del PANES - Línea de Base			Toda la población
	beneficiarios	no beneficiarios	todos	2006
<i>Características del solicitante</i>				
Edad	38.81 [12.97]	42.25 [14.69]	40.08 [13.73]	53.65 [16.82]
Mujer	0.79 [0.40]	0.73 [0.45]	0.77 [0.42]	0.30 [0.46]
Años de educación	6.67 [2.48]	6.43 [2.62]	6.58 [2.53]	7.60 [3.91]
Ocupado	0.52 [0.50]	0.53 [0.50]	0.52 [0.50]	0.66 [0.47]
<i>Características del hogar</i>				
Ingresos per cápita (ln)	6.68 [0.85]	6.67 [0.82]	6.68 [0.84]	8.36 [0.81]
Tamaño del hogar	3.60 [1.79]	3.05 [1.66]	3.40 [1.76]	2.98 [1.67]
Edad promedio	25.60 [12.68]	31.16 [15.93]	27.66 [14.23]	43.58 [21.39]
Montevideo	0.14 [0.35]	0.13 [0.34]	0.14 [0.34]	0.38 [0.48]
<i>VARIABLES DE RESULTADO</i>				
En pareja	0.44 [0.50]	0.35 [0.48]	0.41 [0.49]	0.61 [0.49]
Tamaño del hogar	3.60 [1.79]	3.05 [1.66]	3.40 [1.76]	2.98 [1.67]
Realiza tareas domésticas	0.76 [0.43]	0.77 [0.42]	0.76 [0.43]	0.03 [0.16]
Jefa mujer	0.63 [0.48]	0.59 [0.49]	0.62 [0.49]	0.30 [0.46]

Nota: elaboración en base a registros administrativos del PANES y ECH 2006.

Tabla 3.2: Estimaciones para 2007.

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	Obs.
Recibio PANES	0.997 [0.003]***	0.996 [0.009]***	0.996 [0.004]***	0.993 [0.010]***	2227
Separacion	-0.092 [0.046]**	-0.152 [0.068]**	-0.087 [0.049]*	-0.143 [0.071]**	807
Var. miembros	-0.146 [0.043]***	-0.246 [0.066]***	-0.159 [0.044]***	-0.239 [0.066]***	2227
Tareas del hogar	-0.053 [0.036]	-0.045 [0.053]	-0.057 [0.031]*	-0.03 [0.047]	2186
Jefa mujer	0.004 [0.055]	0.032 [0.086]	-0.001 [0.037]	0.025 [0.058]	2217
Controles por score	Lineal	Cuadratico	Lineal	Cuadratico	
Controles linea de base	No	No	Si	Si	
AIC Recibio PANES	-8401	-8399	-7713	-7712	
AIC Separacion	439	440	352	353	
AIC Var. miembros	3068	3066	2578	2578	
AIC Tareas del hogar	2124	2126	1031	1032	
AIC Jefa mujer	3200	3202	1903	1905	

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

Nota: elaboración en base a Encuesta de seguimiento del PANES 2007.

Tabla 3.3: Estimaciones para 2008.

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	Obs.
Recibio PANES	0.997 [0.003]***	0.996 [0.009]***	0.996 [0.004]***	0.993 [0.010]***	2227
Separacion	-0.077 [0.046]*	-0.116 [0.067]*	-0.08 [0.048]*	-0.142 [0.070]**	766
Var. miembros	-0.116 [0.045]***	-0.231 [0.067]***	-0.129 [0.046]***	-0.229 [0.069]***	2227
Tareas del hogar	0.004 [0.036]	0.047 [0.057]	0.018 [0.030]	0.075 [0.046]	2061
Jefa mujer	-0.049 [0.051]	-0.075 [0.079]	-0.043 [0.039]	-0.068 [0.061]	2223
Controles por score	Lineal	Cuadratico	Lineal	Cuadratico	
Controles linea de base	No	No	Si	Si	
AIC Recibio PANES	-8401	-8399	-7713	-7712	
AIC Separacion	381	382	353	354	
AIC Var. miembros	3235	3232	2673	2672	
AIC Tareas del hogar	1843	1844	883	883	
AIC Jefa mujer	3228	3230	1983	1984	

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

Nota: elaboración en base a Encuesta de seguimiento del PANES 2008.

Tabla 3.4: Efectos heterogéneos con interacciones, según sexo, región y primaria completa (2007).

	Separación	Var. Miembros	Tareas hogar	Jefa
<i>Según sexo</i>				
Recibio PANES	-0.154 [0.076]**	-0.248 [0.074]***	-0.126 [0.066]*	0.013 [0.060]
PANES*mujer	0.016 [0.045]	0.012 [0.048]	0.121 [0.051]**	0.014 [0.033]
PANES+PANES*mujer	-0.138*	-0.236***	-0.005	0.027
Prob>F	0.0609	0.0005	0.9054	0.6396
<i>Según educación</i>				
Recibio PANES	-0.104 [0.077]	-0.205 [0.070]***	-0.036 [0.052]	0.03 [0.062]
PANES*Al menos primaria	-0.065 [0.047]	-0.063 [0.045]	0.01 [0.033]	-0.011 [0.039]
PANES+PANES*Al menos primaria	-0.169**	-0.268***	-0.026	0.019
Prob>F	0.022	0.0001	0.5907	0.7481
<i>Según postulante >35 años</i>				
Recibio PANES	-0.146 [0.077]*	-0.214 [0.072]***	-0.007 [0.052]	-0.017 [0.065]
PANES*mayor	0.004 [0.048]	-0.035 [0.046]	-0.038 [0.030]	0.063 [0.040]
PANES+PANES*mayor	-0.142*	-0.249***	-0.045	0.046
Prob>F	0.057	0.000	0.336	0.432
<i>Según residencia</i>				
Recibio PANES	-0.115 [0.072]	-0.238 [0.067]***	-0.028 [0.048]	0.034 [0.059]
PANES*Montevideo	-0.158 [0.073]**	-0.007 [0.067]	-0.016 [0.043]	-0.056 [0.058]
PANES+PANES*Montevideo	-0.273***	-0.245***	-0.044	-0.022
Prob>F	0.0037	0.0053	0.4497	0.7676
Observaciones	737	1917	1880	1907

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

Nota: elaboración en base a Encuesta de seguimiento del PANES 2007.

Tabla 3.5: Efectos heterogéneos con interacciones, según sexo, región y primaria completa (2008).

	Separación	Var. Miembros	Tareas hogar	Jefa
<i>Según sexo</i>				
Recibio PANES	-0.102 [0.070]	-0.227 [0.079]***	0.006 [0.065]	-0.061 [0.062]
PANES*mujer	-0.059 [0.042]	-0.003 [0.049]	0.088 [0.051]*	-0.009 [0.033]
PANES+PANES*mujer	-0.161**	-0.230***	0.094**	-0.070
Prob>F	0.0294	0.001	0.0422	0.2599
<i>Según educación</i>				
Recibio PANES	-0.11 [0.072]	-0.22 [0.073]***	0.059 [0.049]	-0.077 [0.064]
PANES*Al menos primaria	-0.057 [0.049]	-0.021 [0.047]	0.028 [0.031]	0.016 [0.039]
PANES+PANES*Al menos primaria	-0.167**	-0.241***	0.087*	-0.061
Prob>F	0.027	0.0009	0.0654	0.3371
<i>Según postulante >35 años</i>				
Recibio PANES	-0.153 [0.076]**	-0.225 [0.075]***	0.065 [0.047]	-0.092 [0.068]
PANES*mayor	0.018 [0.050]	0.001 [0.047]	0.013 [0.028]	0.033 [0.041]
PANES+PANES*mayor	-0.135*	-0.224***	0.078	-0.059
Prob>F	0.061	0.002	0.103	0.328
<i>Según residencia</i>				
Recibio PANES	-0.126 [0.071]*	-0.216 [0.069]***	0.076 [0.046]*	-0.067 [0.062]
PANES*Montevideo	-0.093 [0.069]	-0.084 [0.068]	-0.007 [0.045]	-0.01 [0.060]
PANES+PANES*Montevideo	-0.219**	-0.300***	0.069	-0.077
Prob>F	0.0145	0.0009	0.2662	0.3302
Observaciones	734	1917	1912	1914

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

Nota: elaboración en base a Encuesta de seguimiento del PANES 2008.

Tabla 3.6: Estimaciones RD sobre la probabilidad de tener pareja y el tamaño del hogar.

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	Obs.
Recibio PANES	0.997 [0.003]***	0.996 [0.009]***	0.996 [0.004]***	0.995 [0.009]***	2227
En pareja 2007	-0.039 [0.052]	-0.122 [0.079]	0.011 [0.049]	0.02 [0.074]	2044
En pareja 2008	-0.015 [0.054]	-0.073 [0.080]	0.032 [0.050]	0.057 [0.076]	1921
Tamaño hogar 2007	-0.126 [0.212]	-0.474 [0.312]	0.089 [0.109]	0.086 [0.157]	2227
Tamaño hogar 2008	-0.126 [0.217]	-0.613 [0.320]*	0.085 [0.117]	-0.109 [0.181]	2067
Controles por score	Lineal	Cuadratico	Lineal	Cuadratico	
Controles linea de base	No	No	Si	Si	

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

Nota: elaboración en base a Encuestas de seguimiento del PANES 2007 y 2008.

Tabla 3.7: Estimaciones RD sobre la probabilidad de tener pareja para los solteros.

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	Obs.
Recibio PANES	0.995 [0.005]***	0.991 [0.013]***	0.994 [0.006]***	0.989 [0.015]***	1318
En pareja 2007	-0.055 [0.040]	-0.15 [0.061]**	-0.073 [0.041]*	-0.156 [0.061]**	1194
En pareja 2008	-0.014 [0.051]	-0.113 [0.078]	-0.017 [0.048]	-0.121 [0.074]*	1110
Controles por score	Lineal	Cuadratico	Lineal	Cuadratico	
Controles linea de base	No	No	Si	Si	
AIC Recibio PANES	-4814	-4812	-4171	-4170	
AIC En pareja 2007	741	739	606	605	
AIC En pareja 2008	1044	1043	862	861	

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

Nota: elaboración en base a Encuestas de seguimiento del PANES 2007 y 2008.

Tabla 3.8: Correlación entre ser beneficiario del PANES y características observables en la línea de base.

	Coef	SD	Observaciones	Promedio de los no beneficiarios
<i>Características del solicitante</i>				
Edad	-0.761	[1.517]	2,055	42.23
Mujer	-0.04	[0.055]	2,055	0.73
Años de educación	0.282	[0.305]	1,970	6.43
Ocupado	0.068	[0.047]	2,054	0.53
<i>Características del hogar</i>				
Ingresos per cápita (ln)	-0.002	[0.083]	1,980	6.67
Tamaño del hogar	-0.34	[0.225]	2,055	3.05
Montevideo	-0.008	[0.036]	2,055	0.13
Edad promedio	-1.04	[2.035]	2,055	31.13
<i>Variables de resultado</i>				
En pareja	-0.063	[0.054]	1,985	0.35
Num. Integrantes	-0.340	[0.225]	2,055	3.05
Realiza tareas domésticas	-0.007	[0.040]	1,924	0.77
Jefa mujer	-0.011	[0.054]	2,055	0.59

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

Nota: elaboración en base a registros administrativos del PANES.

3.10. Referencias bibliográficas

Akresh, R., de Walque, D. y Kazianga, H. (2016). Evidence from a Randomized Evaluation of the Household Welfare Impacts of Conditional and Unconditional Cash Transfers Given to Mothers or Fathers. Working Paper, N° 7730, Policy Research Word Bank.

Alzúa, M.L., Cruces, G. y Ripani, L. (2013). Welfare programs and labor supply in developing countries: Experimental evidence from Latin America. Journal of Population Economics, vol. 26, issue 4, pp. 1255-1284.

Amarante, V., Arim, R. y Vigorito, A. (2005). Criterios de selección de la población beneficiaria del PANES. Trabajo técnico elaborado para el MIDES.

Amarante, V., Arim, R.; Manacorda, M., y Vigorito, A. (2006). Una propuesta metodológica para la evaluación de impacto del plan de atención nacional a la emergencia social (PANES). Trabajo técnico elaborado para el MIDES.

Amarante, V., Burdín, G., Ferrando, M. Manacorda, M., Vernengo, A. y Vigorito, A. (2009). Informe final de la evaluación de impacto del PANES. IECON-MIDES.

Amarante, V., Manacorda, M., Vigorito, A. y Zerpa, M. (2011). Social Assistance

and Labor Market Outcomes: Evidence from the Uruguayan PANES. IDB Technical note No. IDB-TN-453.

Amarante, V y Vigorito, A. (compiladoras) (2012). Investigación y Políticas Sociales. La colaboración entre la Udelar y el MIDES para la implementación del PANES. Biblioteca Plural.

Amarante, V., Ferrando, M. y Vigorito, A. (2013). Teenage School Attendance and Cash Transfers: An Impact Evaluation of PANES. *Economía*, Vol. 14, No. 1, pp. 61-96.

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.

Attanasio, O. y Lechene, V. (2002). Tests of Income Pooling in Household Decisions. *Review of Economic Dynamics*, vol. 5, issue 4, 720-748.

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

Bérgolo, M. y Cruces, G. (2018). The Anatomy of Behavioral Responses to Social Assistance when Informal Employment is High. Disponible en SSRN: <http://ssrn.com/abstract=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.

Berniell, I., de la Mata D. y Pinto Machado, M. (2017). The Impact of a Permanent Income Shock on the Situation of Women in the Household: the case of a pension reform in Argentina. CEDLAS, Working Papers 0218, CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata.

Bitler, M., Gelbach, J. B., Hoynes, H. y Zavodny, M. (2004). The impact of welfare reform on marriage and divorce. *Demography*, 41: 213. <https://doi.org/10.1353/dem.2004.0011>

Bobonis, G. J., Castro, R. y González-Brenes, M. (2007). Public Transfers and Domestic Violence: The Roles of Private Information and Spousal Control. Unpublished manuscript, Department of Economics, University of Toronto.

Bobonis, G. (2011). The Impact of Conditional Cash Transfers on Marriage and Divorce. *Economic Development and Cultural Change*. University of Chicago Press,

vol. 59(2), pp 281 - 312.

Bobonis, G., Castro, R. y González-Brenes, M. (2009). Public Transfers and Domestic Violence: The Roles of Private Information and Spousal Control. Documento no publicado.

Borraz, F. y González, N. (2008) PANES: Focalización e Impacto. Revista de Ciencias Empresariales y Economía. UM.

Browning, M. y Chiappori, P. (1998). Efficient intrahousehold allocation: a characterisation and tests. *Econometrica*, vol 66, n6, pp 1241-78.

Buchelli y Vigna (2005). Un estudio de los determinantes del divorcio en Uruguay. *Desarrollo y Sociedad*, n56 pp 1-21.

Cabella, W., Fernandez, M. y Prieto, V. (2015) Las transformaciones de los hogares uruguayos vistas a través de los censos de 1996 y 2011. En Calvo, J.J. (Ed.), *Atlas sociodemográfico y de la desigualdad del Uruguay (Fascículo 6)* INE. <http://www.ine.gub.uy/web/guest/atlas-sociodemografico>.

Cecchini, S. y Madariaga, A. (eds) (2011) *Programas de transferencias condicionadas. Balance de la experiencia reciente en América Latina y el Caribe*. CEPAL

Chiappori, P. (1992) *Collective Labor Supply and Welfare*. *Journal of Political Economy*. University of Chicago Press, vol. 100(3), pp. 437-67.

Chiappori, P., Fortin, B. y Lacroix, G. (2002). Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply. *Journal of Political Economy* vol. 110, No. 1, pp. 37-72.

Chiappori, P., Donni, O. (2009) Non-unitary models of household behavior: a survey of the literature. *IZA Discussion Papers*, No. 4603.

Cusba, E., Ramirez, I. y Mayorga, W. (2010) Determinantes de las decisiones colectivas al interior de los hogares de Colombia. Documento 363. *Archivos de Economía*.

Doiron, D. y S. Mendolia (2011). The impact of job loss on family dissolution. *Journal of Population Economics*, 25, 367–398.

Duflo, E. (2003). Grandmothers and Granddaughters : Old-Age Pensions and Intrahousehold Allocation in South Africa. *The World Bank Economic Review*, vol. 17, no. 1 1–25.

Escobar, A. y González de la Rocha, M. (2009). Girls, mothers and poverty

reduction in Mexico: evaluating Progres-a-Oportunidades. *The Gendered Impacts of Liberalisation*, Shahra Razavi (ed.), Nueva York, Routledge.

Failache, E., Giacobasso, M. y Ramirez, L. (2016). *Transferencias de ingreso y mercado de trabajo: el impacto de las 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.

Fiszbein, A. y Schady, N. con Ferreira, F., Niall Keleher, M.G., Olinto, P. y Skoufias, E. (2009). *Conditional Cash Transfers reducing present and future poverty*. Reporte de investigación del Banco Mundial.

Franscesconi, M., Rainer, H. y van der Klaauw, W. (2009). *The Effects of In-Work Benefit Reform in Britain on Couples: Theory and Evidence*. *Economic Journal*, vol. 119, issue 535, pp. 66-100.

Garganta, S. y Gasparini, L. (2015). *The Impact of a Social Program on Labor Informality: The Case of AUH in Argentina*. *Journal of Development Economics*, vol 115, pp- 99-110.

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.

Gertler, P. (2004). *Do Conditional Cash Transfers Improve Child Health? Evidence from PROGRESA's Control Randomized Experiment*. *The American Economic Review*, vol 94, No. 2, pp. 336-341.

Goyeneche, J.; Zoppolo, G. y Riaño, M. (2007). *Diseño muestral y cómputo de ponderadores para la evaluación del PANES*. Estudio de impacto y descripción del programa. Documento elaborado en el marco del Convenio UDELAR-MIDES.

Handa, S., Peterman, A., Davis, B. y Stampini, M. (2009). *Opening Up Pandora's Box: The Effect of Gender Targeting and Conditionality on Household Spending Behavior in Mexico's Progres-a Program*. *World Development*, vol. 37, issue 6, 1129-1142.

Hankins, S. y Hoekstra, M. (2011). *Lucky in life, unlucky in love? The effect of random income shocks on marriage and divorce*. *Journal of Human Resources*, 46, 403-426.

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

INE (2015). Atlas Sociodemográfico y de la Desigualdad del Uruguay. Calvo, J. J. (eds). <http://www.ine.gub.uy/web/guest/atlas-sociodemografico>.

Jacob, R. y Zhu, M (2012). A Practical Guide to Regression Discontinuity. MDRC, Building knowledge to improve social policy.

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

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

Lemieux, T. y Milligan, K. (2008). Incentive Effects of Social Assistance: a Regression Discontinuity Approach. *Journal of Econometrics*, 142(2): 807-828.

Lundberg, S. y Pollak, R. (1993). Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market. *Journal of Political Economy*, vol. 101, issue 6, pp. 988-1010

Manacorda, M., Miguel, E. y Vigorito, A. (2011). Government Transfers and Political Support. *American Economic Journal: Applied Economics* 3, pp. 1–28.

Manser, M. y Brown, M. (1980). Marriage and household decision making: a bargaining analysis. *International Economic Review*, 21(1),31-44.

Martínez Franzoni, J.y Voorend, K. (2008). Transferencias condicionadas e igualdad de género. *Revista de ciencias sociales*, vol. 4, N° 122, Universidad de Costa Rica.

McCrary, J. (2008). Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A density Test. *Journal of Econometrics*, 142(2): 698-714.

McElroy M. y Horney, M. (1981). Nash-Bargained Decisions: Towards a Generalization of the Theory of Demand. *International Economic Review* 22 :333-349.

Molyneux, M. (2009). Conditional cash transfers: pathways to women's empowerment? Working Paper, Pathways Brief, N° 5.

Ross, H., Sawhill, I.V. y MacIntosh, A. R. (1975). Time of transition: the growth of families headed by women. Urban Institute.

Sayer, L. y Bianchi, S. (2000). Women's Economic Independence and the Probability of Divorce A Review and Reexamination. *Journal of Family Issues*, 21, 906–943.

Skoufias, E. y McClafferty, B. (2001). Is Progresa working? Summary of the results of an evaluation by IFPRI. FCND Discussion Paper, N° 118, Washington, D.C., Instituto Internacional de Investigaciones sobre Políticas Alimentarias.

Suárez, M. y Libardoni, M. (2008). The impact of the Bolsa Família Program: changes and continuities in the social status of women. Evaluation of MDS Policies and Programs Results. Jeni Vaitsman y Romulo Paes-Sousa (eds.), vol.2, Brasilia, Ministerio de Desarrollo Social y Lucha contra el Hambre.

Veras Soares, F. y Silva, E. (2010a). Empowering or reinforcing traditional roles: can CCTs address gender vulnerabilities? One Pager, N° 115, Centro Internacional de Políticas para el Crecimiento Inclusivo.

Veras Soares, F. y Silva, E. (2010b). Conditional cash transfer programmes and gender vulnerabilities: case studies of Brazil, Chile and Colombia. Working Paper, N° 69, Centro Internacional de Políticas para el Crecimiento Inclusivo.

Weiss, Y. (1997). The formation and dissolution of families: Why marry? Who marries whom? And what happens upon divorce. Handbook of population and family economics. Mark R. Rosenzweig y Oded Stark (eds) vol. 1, parte A, pp. 81–123.

Yoong, J., Rabinovich, L. y Diepeveen, S. (2012). The impact of economic resource transfers to women versus men. Systematic Review The EPPI-Centre.

4. Cambios en el ingreso no laboral e incentivos sobre la fecundidad.

Resumen

En este capítulo se examina la relación entre el aumento de las transferencias por hijo y las decisiones de maternidad. Se utilizan datos 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 de Uruguay entre 2003 y 2016. A partir de un diseño de regresión discontinua, no se encuentran resultados estadísticamente significativos de un efecto del programa sobre las decisiones de tener hijos luego de que reciben la transferencia, tanto cuando se considera al total de mujeres como cuando se reduce la muestra únicamente a las mujeres postulantes. Sin embargo, se observan efectos heterogéneos de acuerdo a dos características: según tramos etarios y según las mujeres hayan o no tenido su último hijo en los años previos a que comenzara a funcionar la política. En este sentido, por una parte, se encuentran efectos positivos y significativos sobre las mujeres de entre 15 a 19 años y de 20 a 24 años sobre la probabilidad de tener un hijo pos programa y la cantidad total de hijos luego de recibir la transferencia. No es posible determinar, con la información disponible, si este aumento se debe a un adelantamiento en el calendario reproductivo o a un aumento en el número total de hijos que tienen las mujeres a lo largo de su vida. Por otra parte, se encuentra que para aquellas mujeres cuyo último hijo nació en los años previos a la puesta en marcha del programa, se produce un desincentivo a tener un hijo una vez que son beneficiarias.

4.1. Introducción

Este capítulo se concentra en evaluar empíricamente la relación entre los incentivos financieros y la fecundidad en Uruguay. 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, podría esperarse un aumento del número de hijos total o un adelantamiento en el calendario gestacional de las mujeres.

El programa AFAM-PE es una de las principales políticas permanentes de Uruguay que se proponen combatir la pobreza y la desigualdad y que conforman lo que se denomina, precisamente, Plan de Equidad (PE). Si bien no tiene un objetivo demográfico específico, 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 trabajos enfocados a analizar este fenómeno en contextos de baja natalidad. En esta dirección, algunos trabajos 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, La-
roque 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 pronata-
listas, 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 observa-
do 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 in-
dividuos, 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. Los efectos estu-
diados se concentran en políticas que indirectamente han afectado la conducta de los
individuos en sus comportamientos reproductivos. Como ejemplos de resultados con-
trapuestos, 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 diver-
sos (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. Concreta-

mente, 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 discontinua 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.

Los datos con los que se trabaja provienen 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 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 y significativos 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. Estos efectos podrían indicar un aumento de la fecundidad para estos grupos de mujeres o un cambio en el calendario reproductivo. 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.

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. El trabajo se inserta dentro del conjunto de estudios que analizan los efectos indirectos de los programas de transferencias condicionadas sobre la fecundidad, donde existe escasa evidencia, en particular para la región. Para lograrlo se trabaja con dos bases de datos novedosas, 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 un breve análisis de la fecundidad en Uruguay. En el tercer apartado, se presenta en detalle el programa y sus potenciales incentivos. En el cuarto apartado se especifica la metodología adoptada, mientras que en el quinto apartado se presentan los resultados a los cuales se alcanza. Finalmente, en el sexto apartado se resumen los principales hallazgos de la investigación.

4.2. Fecundidad en Uruguay

Uruguay se caracteriza por ser un país con una baja tasa global de fecundidad (TGF¹⁹) 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 (figura 4.1). En concreto, la TGF se situó en 2017 en 1.71 por mujer en edad reproductiva (Fondo de Población de las Naciones Unidas). Si bien ello no ha impulsado la implementación de políticas específicas, sí ha cautivado la atención de investigadores. De acuerdo con los resultados preliminares de la Encuesta Nacional de Comportamientos Reproductivos (Encor, 2017), el motivo más importante del descenso de la fecundidad fue la reducción en el número de mujeres que dejaron de tener tres, cuatro o más hijos, es decir que se produjo una reducción en la cantidad de hijos. El número de mujeres que no tiene hijos no parece ser un factor que explique la caída de la fecundidad. Por otra parte, en relación a la edad de las madres, encuentran que las mujeres de entre 20 y 29 años son las que más han contribuido a la reducción de la natalidad, mientras que la tasa de fecundidad adolescente (15 a 19 años), preocupantemente alta y estable durante los 2000 en Uruguay, ha mostrado una reducción importante en los últimos dos años, contribuyendo a la caída global de la fecundidad.

A continuación, se presenta un análisis descriptivo de la fecundidad en Uruguay tomando en cuenta la edad, el nivel educativo y condición de actividad de las madres y el ingreso de los hogares. Siguiendo a Varela, Pollero y Fostik (2008), los indicadores seleccionados para estudiar los patrones reproductivos diferenciales de acuerdo a condiciones sociales y económicas de las mujeres en este trabajo son las tasas de fecundidad por edad (TF_i ²⁰), y la paridez media (P_i ²¹), combinando información proveniente de encuestas con registros administrativos.

En lo que respecta a las tasas de fecundidad por edad, se observa que las mujeres

¹⁹La 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.

²⁰Número de nacimientos con vida por cada 1.000 mujeres de edades comprendidas entre los 15 y los 49 años, en un año dado.

²¹El número medio de hijos tenidos hasta determinada edad, que en promedio acumulan las mujeres de cada cohorte de edad. $P_i = HNV_i/M_i$, donde HNV_i es número total de hijos nacidos vivos en el i -ésimo grupo de edad de la madre y M_i el total de mujeres en el i -ésimo grupo de edad de la madre.

de entre 20 y 34 años constituyen las edades cúspides de la fecundidad (figura 4.2). Es decir, son los tramos donde se encuentran las tasas de fecundidad más elevadas. La inclusión de las mujeres de entre 30 y 34 años a lo que se conoce como edades cúspides se viene dando en Uruguay desde la última década, en detrimento del grupo de mujeres de 20 a 24 años. Por su parte, las adolescentes de entre 15 y 19 años tienen una tasa de fecundidad alta en comparación con otros países y tramos de edades, ubicándose por encima de la media mundial (División de Población de las Naciones Unidas, Perspectivas de la Población Mundial). Sin embargo, como fue mencionado, ha mostrado una importante caída que se acentuó en los últimos años. Como es de esperar, a medida que las mujeres se acercan al fin de su etapa reproductiva la tasa de fecundidad tiende a cero (45 a 49 años). Al comparar las tasas de fecundidad entre los distintos años, se destaca, la disminución del número de nacimientos por mujeres en todos los tramos etarios entre 1996 y 2006, mientras entre 2006 y 2016 se observa nuevamente una caída en las tasas de fecundidad de las mujeres más jóvenes (hasta 29 años) pero un leve incremento de dichas tasas para quienes tienen 30 años o más.

Al analizar las tasas de paridez media acumulada estimadas a partir de la ECH 2016 se puede comparar entre distintos grupos de mujeres el comportamiento reproductivo. Sin embargo, como plantean Varela y otros (2008), este indicador tiene la limitante de que las mujeres se encuentran en distintas etapas del ciclo reproductivo y, por lo tanto, solo para aquellas que se encuentran al final de su período fértil puede considerarse que tienen una trayectoria reproductiva acabada.

Un primer elemento a analizar es la diferencia en los patrones reproductivos que tienen las mujeres de acuerdo a su nivel educativo, hecho que ha sido constatado para Uruguay en distintas ocasiones (Varela y otros, 2008; Amarante y Perazzo, 2011; Varela y otros, 2014). Como se observa en la figura 4.3, las mujeres con mayor cantidad de años de estudio tienen una menor paridez media acumulada en todos los tramos de edades, existiendo una brecha reproductiva entre las mujeres dependiendo de su formación. En particular, las mujeres con 13 años de educación o más, es decir con formación terciaria, tienen una paridez media final (de 45 a 49 años) de aproximadamente la mitad de la paridez media final de las mujeres con hasta 6 años de estudio (hasta primaria completa).

En segundo lugar, también se observa una brecha en la paridez media acumulada

entre aquellas mujeres que forman parte de la población económicamente activa (PEA) respecto a las inactivas (figura 4.4). En este caso, mientras las adolescentes (15 a 19 años) que forman parte de la PEA muestran una paridez media acumulada levemente mayor que quienes no lo hacen, para el resto de los tramos de edades se registra una brecha a favor de las mujeres inactivas, que alcanza su máximo en el tramo de mujeres de entre 30 y 34 años. La paridez media final de acuerdo a la condición de actividad, es de 2.9 para las inactivas y de 2.3 para las activas.

Finalmente, se agrupó a las mujeres de acuerdo a si pertenecen a un hogar cuyos ingresos promedio se encuentran por debajo de la línea de pobreza oficial o no (figura 4.5). Se observa que para todos los tramos de edades las mujeres pobres tienen un mayor número de hijos promedio, y que a medida que se aproximan al final de su período fértil la brecha entre pobres y no pobres de la paridez media acumulada aumenta. La paridez media final de las mujeres pobres supera en aproximadamente 2 hijos a la paridez media final de las no pobres.

4.3. El programa y sus incentivos

4.3.1. Régimen de Asignaciones Familiares – Plan de Equidad

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 (PE). El PE es un programa macro que sustituyó al Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social (PANES), cuyo objetivo último consiste en asegurar la igualdad de oportunidades a los individuos residentes en el país.

En concreto, las AFAM-PE consisten en una transferencia monetaria mensual no contributiva en beneficio de niños y adolescentes (0 a 17 años inclusive). Si bien en Uruguay el régimen de Asignaciones Familiares es de larga data²², con la reforma del mismo se expande notablemente el número de beneficiarios y se incrementa el monto de la transferencia. De esta forma, las AFAM-PE se constituyen como la principal política de asistencia social, focalizándose en el beneficio de niños y adolescentes que

²²El 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).

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).

Por lo tanto, 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. La vulnerabilidad socioeconómica queda determinada por un conjunto de factores además del ingreso, como: condiciones habitacionales y del entorno, composición del hogar, características de sus integrantes y situación sanitaria (artículo 2° ley 18.227). En concreto, 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 (ICC²³) superior al determinado de acuerdo al lugar de residencia.

Adicionalmente, los beneficiarios deben cumplir con un conjunto de condicionales que varían de acuerdo a la 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. Para quienes tienen entre 4 y 13 años, se exige además que se encuentren inscritos y concurran a institutos de enseñanza. Entre los 14 y los 17 años, deben concurrir a un centro educativo que sea de nivel secundario. Si el beneficiario tiene entre 14 y 16 años y no ha culminado la educación primaria, podrá continuar percibiendo el beneficio cuando se compruebe que la no culminación de dicho ciclo se debió a un impedimento plenamente justificado. En el caso de beneficiarios discapacitados debidamente acreditados las exigencias educativas no son operativas.

Los requisitos que refieren a la situación de vulnerabilidad socioeconómica del hogar, son corroborados al momento de la inscripción al programa. Además, el ICC puede ser contrastado nuevamente en caso de revisita del hogar, 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. Asimismo, si bien en un principio las exigencias educativas que

²³El 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.

recaen sobre el beneficiario solo se contrastaban al momento de la inscripción, desde el año 2013, a quienes incumplan con las mismas se les suspende el estipendio. 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 perceptoras (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. A modo de comentario, dado que el beneficio se considera un derecho adquirido por el niño y no por el hogar, resulta razonable que el monto de la transferencia varíe de acuerdo al nivel educativo al que asiste el menor (entendiendo que los costos son crecientes con el mismo), sin embargo, no debería disminuir con el número de hijos alegándose economías de escala ya que esto refiere al hogar. 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 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).

La ley 18.227 estableció metas en términos de cobertura del nuevo régimen de AFAM-PE, asegurando una aplicación gradual del sistema. Para el año 2008 se propuso alcanzar hasta 330.000 beneficiarios, enfocándose en los hogares más carenciados que cumplieran con los requisitos. Luego del 1° de enero de 2009 se proponía alcanzar hasta 500.000 beneficiarios, pudiendo aumentar su número en función de las necesidades socioeconómicas de la población. 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 2016²⁴.

Las primeras evaluaciones realizadas al programa se enfocaron en indagar acerca de la efectividad del mismo en términos de sus objetivos en materia de ingresos, controles de salud y escolarización de los menores (Bergolo y otros, 2016). 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.

4.3.2. 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

²⁴De acuerdo con datos del observatorio social del MIDES.

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).

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 modelo²⁵, 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

²⁵Una sistematización de las limitaciones del modelo puede encontrarse en Barrera Gutiérrez (2011).

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 mantener 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 estipu-

lados 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.

La estructura de las transferencias, decreciente para cada hijo adicional y creciente con el nivel educativo del menor, si bien podría generar pocos incentivos a la cantidad podría tener mayores efectos sobre la calidad, al reducir el costo relativo de la misma. El no cumplimiento de las exigencias del programa condiciona la permanencia en el mismo²⁶, por lo cual, el riesgo de dejar de percibir la transferencia podría tener un efecto sobre la calidad a pesar de que el costo no tenga una reducción importante. Es decir, al existir condicionalidades sobre la salud y educación de los niños y adolescentes es esperable que la AFAM-PE tenga efectos sobre la calidad,

²⁶La exclusión del programa AFAM-PE por el no cumplimiento de las condicionalidades ha sido un tema de arduo debate en los últimos años. Sin embargo, actualmente sigue vigente la exigencia de los requisitos para continuar siendo beneficiario.

incluso en el escenario en que no disminuyera los costos de la misma.

4.4. Estrategia empírica

4.4.1. 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. Los postulantes podrían provenir del PANES (programa que fue sustituido) o ser nuevas solicitudes al beneficio. 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 nacional 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 CNV²⁷.

4.4.2. 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 4.6, la asignación al programa depende casi determinadamente 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:

$$y_i = \alpha + \beta 1(N_i > 0) + f(N_i) + u_i \quad (4.1)$$

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

²⁷Entre 2008 y 2016 hubo 429.804 nacimientos, de los cuales 183.374 son los hijos de madres pertenecientes a hogares postulantes a AFAM-PE.

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, β , 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 4.9 y 4.10). 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.

4.5. Resultados

4.5.1. Evidencia gráfica

Al emplear una estrategia de estimación mediante RD es imprescindible llevar adelante el análisis gráfico de las variables de interés, el cual permite observar en forma resumida los posibles efectos de la política que se analiza. En esta primera aproximación se grafica 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 4.7 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.

4.5.2. Estimaciones por RD

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, las buenas prácticas recomiendan repetir 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 4.5.4 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 4.1 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 4.2 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 4.3 y 4.4 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.

Luego, se indaga si existen efectos dependiendo de la cantidad de tiempo que se recibe la transferencia. Para ello se distinguen los efectos de hasta un año después

de recibirla, dos años después y tres años después o más. Los resultados, que pueden verse en la tabla 4.5 y 4.6, indican la ausencia de efectos significativos, tanto cuando se considera al total de mujeres como al restringir a postulantes.

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 4.7 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 4.8).

4.5.3. Efectos heterogéneos

En esta subsección se analiza la posible presencia de efectos heterogéneos según si las mujeres tienen un hijo nacido entre enero 2003 y el momento que se postulan al programa y según la edad de las mismas. Adicionalmente, se estiman los efectos heterogéneos dependiendo simultáneamente de si tienen un hijo nacido en ese período y la edad de las mujeres, ya que dependiendo de la edad de la mujer, quienes no tienen un hijo nacido en los últimos años podría deberse a que ya han culminado su etapa reproductiva (en las más adultas) o deberse a que aún no la han iniciado (las más jóvenes). Además, por el fundamento de que los comportamientos reproductivos son diferentes a lo largo de la vida de las mujeres y que, podrían no alterarse las decisiones para aquellas mujeres que se encuentran más cerca de culminar su ciclo reproductivo, pero si para las más jóvenes, quienes a pesar de no modificar el número total de hijos deseados podrían adelantar su concepción.

Con el fin de estimar los efectos según hayan tenido el último hijo nacido luego de 2003 y antes de postularse al programa, y dado que el número de observaciones lo permite, se estima la ecuación 4.1 pero partiendo la muestra de acuerdo a dicha condición. Los resultados se muestran en las tablas 4.9 y 4.10. Al observar los efectos sobre la probabilidad de tener al menos un hijo 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 (panel A de la tabla 4.9). 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 de 0.075 y 0.068 (panel B de la tabla 4.9). En ambos casos, 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 (tabla 4.10), 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:

$$y_i = \alpha + \beta 1(N_i > 0) + f(N_i) + \gamma_1 inter_1 + \gamma_2 inter_2 + \delta_1 dummy_1 + \delta_2 dummy_2 + u \quad (4.2)$$

Donde a las variables de la ecuación 4.1 se agregan dos dummy que indican si las mujeres se encuentran en el tramo de 15 a 19 (*dummy*₁) o en el tramo de 20 a 24 años (*dummy*₂) y, además, se incorporan dos variables: *inter*₁ e *inter*₂ 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 β , 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, debe mencionarse que estos efectos no son robustos a todas las especificaciones y que, al reducirse el ancho de banda considerado se reducen los coeficientes y dejan de ser significativos en términos estadísticos (tabla 4.11). Resultados análogos se registran al estudiar los efectos heterogéneos por edad para el total de hijos que tienen las mujeres pos programa. 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.

Complementariamente, se realiza un análisis gráfico donde se muestra la evolución del porcentaje de mujeres para cada tramo etario que tuvieron un hijo t años después de solicitar el programa. En la figura 4.8 se observa que el tramo de 15 a 19 años muestra una tendencia creciente en la tasa de nacimientos por año, lo cual indicaría que el efecto encontrado se produce no tanto en la adolescencia, sino en la juventud. Al ser en edades más avanzadas no se puede establecer si son efectos en la fecundidad o cambios en el calendario reproductivo, que permitan a las mujeres adelantar el momento en el que tienen hijos debido a la mayor estabilidad económica. Resultados similares, pero con una tendencia menos marcada, se observan para el grupo de 20 a 24 años. Finalmente, para aquellas entre 25 y 49 la tasa de nacimientos por año muestra una tendencia descendente, lo cual está en línea con lo observado para el conjunto de la población.

Finalmente, se estima la regresión 4.2 considerando las dos muestras de mujeres descritas al principio de esta subsección por separado, es decir, dependiendo si tienen un hijo nacido luego de 2003 y previo a ingresar al programa o no. Los resultados pueden observarse en las tablas 4.13 y 4.14. Para las mujeres más grandes, de 25 a

49 años se encuentran efectos negativos y no significativos, tanto en la probabilidad de tener al menos un hijo como en la cantidad de hijos pos programa, independientemente de si hayan o no tenido un hijo los años previos a solicitar la transferencia. Por su parte, para los tramos de edades más jóvenes los efectos estimados no son significativos cuando tuvieron un hijo en los años previos (panel B) y, cuando no lo tuvieron (panel A) resultan significativos solo al considerar los anchos de banda más amplios. Es decir, que si bien hay evidencia de efectos positivos cuando no tuvieron un hijo luego de 2003 y antes de solicitar la transferencia, estos resultados no son robustos a todas las especificaciones.

4.5.4. Efectos en la calidad de los embarazos

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 Kessner²⁸. El análisis se realiza distinguiendo entre los grupos de edades trabajados anteriormente, con el fin de facilitar la lectura de la tabla los resultados se muestran solo para las estimaciones que incorporan covariables (tabla 4.15).

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

²⁸El 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).

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.

4.5.5. 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 4.9 a 4.10 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 en la subsección 4.5.2, no registrándose efectos significativos para los intervalos de confianza habituales y coeficientes estimados de magnitudes cercanas a cero.

Complementariamente, las figuras 4.11 a 4.14 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. La diferencia entre las figuras 4.11 y 4.12 con 4.13 y 4.14 radica en que en las primeras dos se considera el mismo ancho de banda a ambos lados del umbral, y es el que se registra en el eje horizontal, mientras que en las últimas dos figuras va cambiando la amplitud del ancho a la derecha del cero (y es el que se indica en el eje horizontal) pero se mantiene constante del lado izquierdo, incluyendo a todos los no elegibles (siendo de -0.257). 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 (figuras 4.13 y 4.14), 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.

4.6. Conclusiones

El objetivo de este capítulo 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, 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.

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. Esta hipótesis se sustenta en los hallazgos realizados previamente por Amarante y otros (2016) para el PANES.

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. Ello podría deberse a un aumento en el número total de hijos que tienen las mujeres a lo largo de su vida, lo cual significarían efectos del ingreso sobre la fecundidad, o podría significar un adelantamiento del calendario reproductivo, sino se alterase

el número de hijos totales. Para distinguir fehacientemente cuál de los efectos está operando sería necesario conocer el total de hijos previos de estas mujeres, lo cual no es posible en todos los casos. Sí es posible indagar si existieron efectos en los cuidados del embarazo, ya que ello podría estar explicando al menos parte del aumento en el número de hijos que registraron las mujeres más jóvenes. Para esto se estudiaron 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. Esto permite concluir que, 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 sin aumentar las tasas de fecundidad. Resta continuar indagando acerca de los canales que están detrás del aumento de los nacimientos para los tramos de mujeres de entre 15 y 24 al momento de solicitar la transferencia. En este sentido, conocer resultados en materia educativa, controles de salud y en morbilidad de los embarazos podría dar luz sobre los mecanismos que están operando.

4.7. Tablas y Figuras

Tabla 4.1: 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

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 4.2: 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 4.3: 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 4.4: 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* [0.028]	0.045 [0.034]	0.028 [0.039]	0.063 [0.044]	-0.011 [0.008]	-0.008 [0.009]	-0.013 [0.010]	-0.020 [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 4.5: Efectos dependiendo de la cantidad de años que recibe el programa - todas.

	Anchos de banda							
	0.15	0.1	0.075	0.07	0.15	0.1	0.075	0.07
Embarazo t1	0.002 [0.007]	-0.002 [0.008]	0.002 [0.010]	0.010 [0.010]	-0.002 [0.006]	-0.006 [0.007]	-0.000 [0.010]	0.005 [0.009]
Media no elegible	0.0280	0.0290	0.0289	0.0281	0.0280	0.0290	0.0305	0.0281
Embarazo t2	0.006 [0.008]	0.009 [0.009]	-0.004 [0.010]	-0.004 [0.011]	0.005 [0.006]	0.007 [0.007]	0.002 [0.011]	-0.005 [0.009]
Media no elegible	0.0360	0.0349	0.0366	0.0359	0.0360	0.0349	0.0361	0.0359
Embarazo t3	-0.003 [0.008]	-0.001 [0.010]	0.014 [0.011]	0.014 [0.012]	-0.004 [0.006]	-0.001 [0.007]	0.014 [0.010]	0.011 [0.009]
Media no elegible	0.0383	0.0404	0.0390	0.0396	0.0383	0.0404	0.0431	0.0396
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 4.6: Efecto dependiendo de la cantidad de años que recibe el programa - postulantes.

	Anchos de banda							
	0.15	0.1	0.075	0.058	0.15	0.1	0.075	0.058
Embarazo t1	0.002 [0.009]	-0.002 [0.011]	-0.006 [0.013]	-0.001 [0.014]	-0.004 [0.008]	-0.007 [0.009]	-0.004 [0.011]	-0.003 [0.013]
Media no elegible	0.0305	0.0319	0.0313	0.0330	0.0305	0.0319	0.0313	0.0330
Embarazo t2	0.002 [0.011]	0.004 [0.013]	-0.014 [0.014]	-0.007 [0.016]	-0.003 [0.009]	-0.001 [0.010]	-0.011 [0.012]	-0.015 [0.013]
Media no elegible	0.0359	0.0335	0.0360	0.0325	0.0359	0.0335	0.0360	0.0325
Embarazo t3	0.002 [0.011]	0.006 [0.013]	0.019 [0.015]	0.027 [0.017]	-0.006 [0.009]	0.002 [0.010]	0.010 [0.012]	0.013 [0.013]
Media no elegible	0.0343	0.0360	0.0349	0.0361	0.0343	0.0360	0.0349	0.0361
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 4.7: 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 [0.036]	0.020 [0.044]	0.030 [0.052]	0.061 [0.057]	0.003 [0.035]	0.006 [0.043]	-0.019 [0.024]	0.035 [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 4.8: 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.

Tabla 4.9: Probabilidad de tener al menos un hijo pos programa dependiendo de si tienen un hijo nacido después de 2003 y antes de ingresar - todas.

	Anchos de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.062	0.150	0.100	0.075	0.062
Panel A: sin								
Elegible	0.022 [0.019]	0.015 [0.024]	0.015 [0.027]	0.022 [0.030]	0.015 [0.018]	0.010 [0.023]	0.002 [0.026]	0.015 [0.029]
Media no elegible	0.198	0.203	0.203	0.204	0.198	0.203	0.203	0.204
Observaciones	18,599	11,706	8,450	6,955	18,599	11,706	8,450	6,955
Panel B: con								
Elegible	-0.036 [0.033]	-0.036 [0.041]	-0.061 [0.047]	-0.063 [0.050]	-0.039 [0.031]	-0.045 [0.038]	-0.086** [0.044]	-0.084* [0.046]
Media no elegible	0.322	0.326	0.328	0.328	0.322	0.326	0.328	0.328
Observaciones	9,623	5,809	4,029	3,592	9,623	5,809	4,029	3,592
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 4.10: Efectos sobre el total de hijos pos programa dependiendo de si tienen un hijo nacido después de 2003 y antes de ingresar - todas.

	Anchos de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.062	0.150	0.100	0.075	0.062
Panel A: sin								
Elegible	0.028 [0.025]	0.025 [0.030]	0.031 [0.035]	0.026 [0.038]	0.018 [0.024]	0.017 [0.029]	0.016 [0.033]	0.017 [0.036]
Media no elegible	0.232	0.238	0.237	0.240	0.232	0.238	0.237	0.240
Observaciones	18,599	11,706	8,450	6,955	18,599	11,706	8,450	6,955
Panel B: con								
Elegible	-0.011 [0.041]	-0.005 [0.050]	-0.024 [0.058]	-0.025 [0.061]	-0.019 [0.038]	-0.021 [0.046]	-0.064 [0.054]	-0.058 [0.056]
Media no elegible	0.375	0.383	0.383	0.381	0.375	0.383	0.383	0.381
Observaciones	9,623	5,809	4,029	3,592	9,623	5,809	4,029	3,592
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 4.11: Probabilidad de tener al menos un hijo pos programa dependiendo de la edad de la mujer.

	Anchos de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.039	0.150	0.100	0.075	0.039
Tramos de edades								
15 a 19 ($\beta_1 + \gamma_1$)	0.07***	0.05	0.02	-0.01	0.07***	0.05*	0.02	0.00
Prob>F	0.001	0.156	0.485	0.886	0.000	0.092	0.297	0.391
Media no elegible	0.285	0.295	0.300	0.331	0.285	0.295	0.300	0.331
20 a 24 ($\beta_1 + \gamma_2$)	0.05*	0.04**	0.04	0.04	0.06**	0.05**	0.04	0.04
Prob>F	0.050	0.045	0.309	0.382	0.017	0.031	0.498	0.911
Media no elegible	0.452	0.458	0.457	0.438	0.452	0.458	0.457	0.438
25 a 49 (β_1)	-0.020	-0.019	-0.031	-0.045	-0.030	-0.029	-0.043	-0.047
sd	[0.017]	[0.021]	[0.024]	[0.034]	[0.016]	[0.020]	[0.023]	[0.032]
Media no elegible	0.186	0.188	0.188	0.194	0.186	0.188	0.188	0.194
Covariables	-	-	-	-	Si	Si	Si	Si
Observaciones	28,222	17,515	12,479	6,053	28,222	17,515	12,479	6,053

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

	Anchos de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.039	0.150	0.100	0.075	0.039
Tramos de edades								
15 a 19 ($\beta_1 + \gamma_1$)	0.10***	0.08**	0.04	0.00	0.10***	0.09	0.04	0.00
Prob>F	0.000	0.0157	0.374	0.215	0.000	0.141	0.275	0.222
Media no elegible	0.357	0.369	0.375	0.430	0.357	0.369	0.375	0.430
20 a 24 ($\beta_1 + \gamma_2$)	0.07*	0.05	0.04	0.08	0.07**	0.06**	0.04	0.08
Prob>F	0.053	0.195	0.271	0.944	0.026	0.012	0.389	0.962
Media no elegible	0.570	0.578	0.580	0.533	0.570	0.578	0.580	0.533
25 a 49 (β_1)	-0.014	-0.007	-0.011	-0.034	-0.027	-0.020	-0.025	-0.037
sd	[0.021]	[0.026]	[0.030]	[0.041]	[0.020]	[0.025]	[0.029]	[0.040]
Media no elegible	0.205	0.207	0.203	0.208	0.205	0.207	0.203	0.208
Covariables	-	-	-	-	Si	Si	Si	Si
Observaciones	28,222	17,515	12,479	6,053	28,222	17,515	12,479	6,053

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 4.13: Probabilidad de tener al menos un hijo pos programa según si tienen un hijo entre 2003 y el ingreso al programa y edad de la mujer.

	Ancho de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.059	0.150	0.100	0.075	0.059
Panel A: sin								
15 a 19 ($\beta_1 + \gamma_1$)	0.09***	0.07	0.05	0.06	0.08***	0.06	0.04	0.05
Prob>F	0.000	0.754	0.141	0.123	0.000	0.706	0.216	0.431
Media no elegible	0.274	0.284	0.285	0.288	0.274	0.284	0.285	0.288
20 a 24 ($\beta_1 + \gamma_2$)	0.04	0.01**	0.02	0.04	0.05	0.01**	0.02	0.04
Prob>F	0.259	0.0168	0.666	0.443	0.158	0.0233	0.700	0.174
Media no elegible	0.422	0.429	0.427	0.422	0.422	0.429	0.427	0.422
25 a 49 (β_1)	-0.007	-0.004	-0.006	-0.000	-0.011	-0.008	-0.013	-0.001
sd	[0.019]	[0.023]	[0.027]	[0.030]	[0.018]	[0.022]	[0.026]	[0.029]
Media no elegible	0.137	0.139	0.139	0.140	0.137	0.139	0.139	0.140
Observaciones	18,599	11,706	8,450	6,955	18,599	11,706	8,450	6,955
Panel B: con								
15 a 19 ($\beta_1 + \gamma_1$)	0.02	0.02	-0.11	-0.17	0.05	0.06	-0.06	-0.11
Prob>F	0.792	0.793	0.301	0.728	0.461	0.491	0.747	0.295
Media no elegible	0.529	0.537	0.614	0.659	0.529	0.537	0.614	0.659
20 a 24 ($\beta_1 + \gamma_2$)	0.04	0.04	0.01	0.02	0.05	0.06	0.02	0.03
Prob>F	0.345	0.378	0.865	0.125	0.209	0.237	0.565	0.597
Media no elegible	0.488	0.491	0.493	0.486	0.488	0.491	0.493	0.486
25 a 49 (β_1)	-0.053	-0.064	-0.10	-0.10	-0.06	-0.07	-0.11	-0.10
sd	[0.033]	[0.040]	[0.046]	[0.049]	[0.031]	[0.038]	[0.044]	[0.046]
Media no elegible	0.279	0.282	0.282	0.279	0.279	0.282	0.282	0.279
Observaciones	9,623	5,809	4,029	3,630	9,623	5,809	4,029	3,630
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 4.14: Efectos sobre la cantidad de hijos según si tienen un hijo entre 2003 y el ingreso al programa y edad de la mujer.

	Ancho de banda							
	0.150	0.100	0.075	0.059	0.150	0.100	0.075	0.059
Panel A: sin								
15 a 19 ($\beta_1 + \gamma_1$)	0.11***	0.09	0.07	0.06	0.11***	0.09	0.06	0.05
Prob>F	0.000	0.785	0.699	0.194	0.001	0.761	0.730	0.784
Media no elegible	0.342	0.352	0.354	0.365	0.342	0.352	0.354	0.365
20 a 24 ($\beta_1 + \gamma_2$)	0.05	0.01**	0.02	0.02	0.06	0.02**	0.02	0.02
Prob>F	0.285	0.0132	0.111	0.792	0.194	0.0190	0.161	0.257
Media no elegible	0.527	0.532	0.530	0.532	0.527	0.532	0.530	0.532
25 a 49 (β_1)	-0.009	0.001	0.007	0.004	-0.014	-0.004	0.001	0.003
sd	[0.024]	[0.029]	[0.034]	[0.037]	[0.023]	[0.028]	[0.033]	[0.036]
Media no elegible	0.149	0.151	0.149	0.149	0.149	0.151	0.149	0.149
Observaciones	18,599	11,706	8,450	6,955	18,599	11,706	8,450	6,955
Panel B: con								
15 a 19 ($\beta_1 + \gamma_1$)	0.08	0.05	-0.11	-0.17	0.12	0.10	-0.04	-0.09
Prob>F	0.504	0.298	0.822	0.618	0.143	0.474	0.811	0.600
Media no elegible	0.706	0.741	0.841	0.902	0.706	0.741	0.841	0.902
20 a 24 ($\beta_1 + \gamma_2$)	0.07	0.07	0.02	0.04	0.08	0.08	0.02	0.05
Prob>F	0.213	0.724	0.512	0.334	0.277	0.198	0.754	0.540
Media no elegible	0.620	0.633	0.641	0.627	0.620	0.633	0.641	0.627
25 a 49 (β_1)	-0.030	-0.034	-0.068	-0.075	-0.045	-0.048	-0.082	-0.080
sd	[0.040]	[0.049]	[0.057]	[0.060]	[0.038]	[0.047]	[0.055]	[0.057]
Media no elegible	0.311	0.315	0.309	0.305	0.311	0.315	0.309	0.305
Observaciones	9,623	5,809	4,029	3,630	9,623	5,809	4,029	3,630
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 4.15: Efectos sobre la calidad de los embarazos según edad de la mujer.

	Ancho de banda			
	0.150	0.100	0.075	Calónico y otros
<hr/>				
Consultas				
15 a 19 ($\beta_1 + \gamma_1$)	0.51*	0.62	0.46	0.86
Prob>F	0.0831	0.101	0.320	0.599
20 a 24 ($\beta_1 + \gamma_2$)	0.58*	0.71*	0.59	0.32
Prob>F	0.0578	0.0663	0.205	0.177
25 a 49 (β_1)	0.214	0.345	0.266	0.314
sd	[0.278]	[0.375]	[0.465]	[0.679]
Observaciones	7,775	4,791	3,356	1,870
<hr/>				
Prematuro				
15 a 19 ($\beta_1 + \gamma_1$)	-0.01	0.00	-0.02	0.01
Prob>F	0.143	0.887	0.608	0.852
20 a 24 ($\beta_1 + \gamma_2$)	0.03	0.03	0.05	0.03
Prob>F	0.455	0.195	0.102	0.441
25 a 49 (β_1)	0.012	0.012	0.003	0.029
sd	[0.018]	[0.023]	[0.029]	[0.040]
Observaciones	7,865	4,848	3,397	1,898
<hr/>				
Bajo peso (<2500 grs)				
15 a 19 ($\beta_1 + \gamma_1$)	0.00	0.00	0.00	0.00
Prob>F	0.634	0.455	0.781	0.743
20 a 24 ($\beta_1 + \gamma_2$)	0.00	-0.01	-0.01	0.00
Prob>F	0.799	0.952	0.620	0.880
25 a 49 (β_1)	0.000	-0.004	-0.007	-0.019
sd	[0.006]	[0.008]	[0.009]	[0.012]
Observaciones	7,855	4,840	3,391	1,893

Tabla 4.15: (continuación) Efectos sobre la calidad de los embarazos según edad de la mujer.

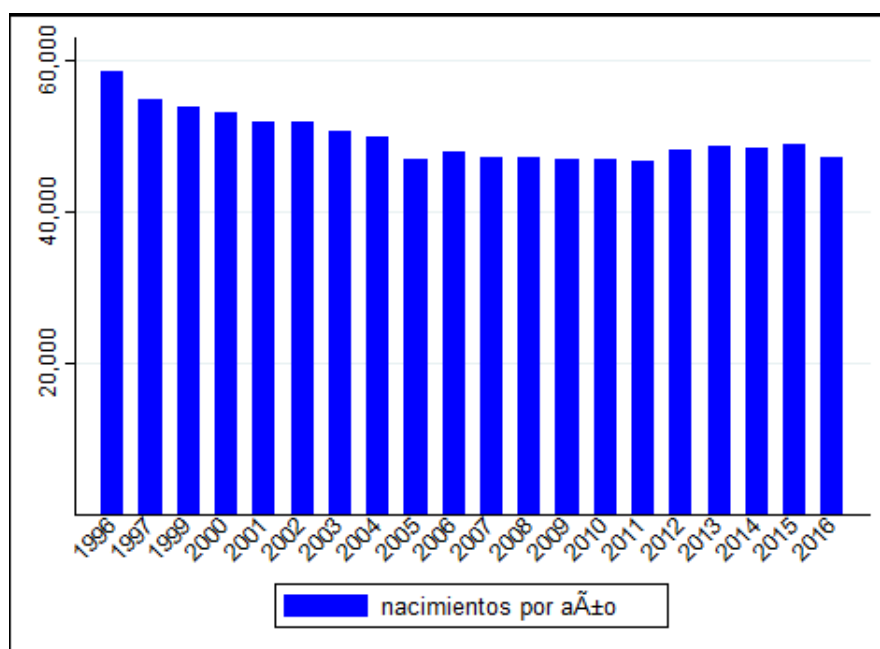
	0.150	0.100	0.075	Calónico y otros
<hr/>				
Semanas				
15 a 19 ($\beta_1 + \gamma_1$)	0.02	0.01	0.08	-0.23
Prob>F	0.897	0.577	0.846	0.503
20 a 24 ($\beta_1 + \gamma_2$)	-0.17	-0.12	0.05	-0.24
Prob>F	0.320	0.954	0.761	0.523
25 a 49 (β_1)	-0.045	-0.091	-0.016	-0.411
sd	[0.167]	[0.210]	[0.253]	[0.354]
Observaciones	7,865	4,848	3,397	1,898
<hr/>				
Primera consulta				
15 a 19 ($\beta_1 + \gamma_1$)	-0.53	-0.90	-0.43	0.18
Prob>F	0.121	0.180	0.586	0.864
20 a 24 ($\beta_1 + \gamma_2$)	-0.87	-1.15*	-0.82	0.32
Prob>F	0.328	0.0849	0.295	0.732
25 a 49 (β_1)	-0.336	-0.852	-0.669	-0.119
sd	[0.474]	[0.567]	[0.663]	[0.843]
Observaciones	7,125	4,418	3,089	1,722
<hr/>				
Cuidado adecuado				
15 a 19 ($\beta_1 + \gamma_1$)	0.07**	0.05	0.03	0.04
Prob>F	0.0171	0.322	0.289	0.880
20 a 24 ($\beta_1 + \gamma_2$)	0.11	0.08	0.07	-0.01
Prob>F	0.106	0.149	0.607	0.648
25 a 49 (β_1)	0.024	0.026	0.011	-0.016
sd	[0.039]	[0.048]	[0.056]	[0.074]
Observaciones	7,890	4,864	3,409	1,903

Fuente: estimaciones propias.

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

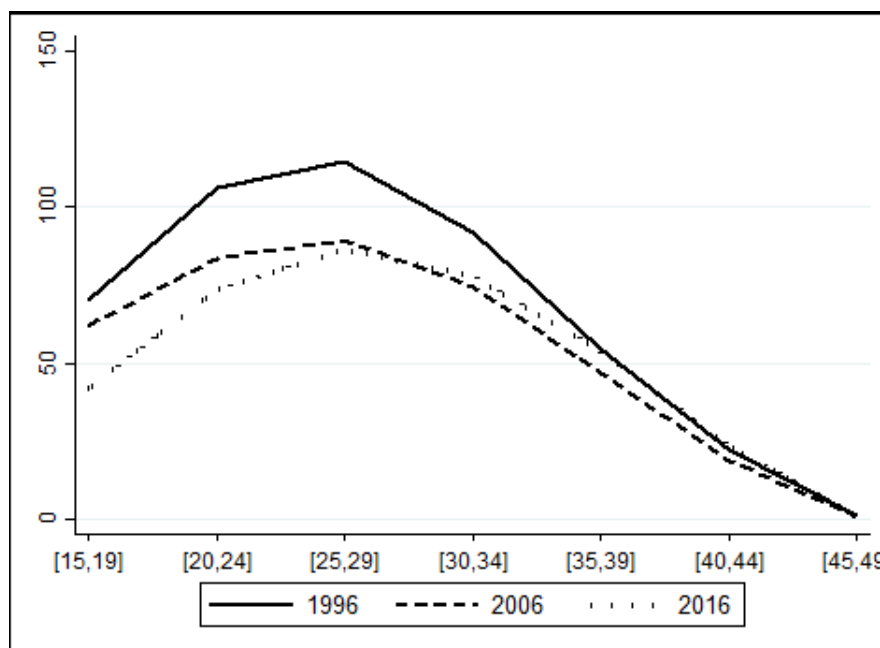
Covariables: embarazo previo, números de hijos luego de 2003 y antes de ingresar, edad y edad al cuadrado, educación, ocupación, ingreso per cápita, edad del jefe de hogar, educación del jefe de hogar, residencia, año de solicitud y semanas de gestación (a excepción de cuando se analiza el resultado sobre semanas de gestación)

Figura 4.1: Evolución del número de nacimientos en Uruguay, 1996-2016.



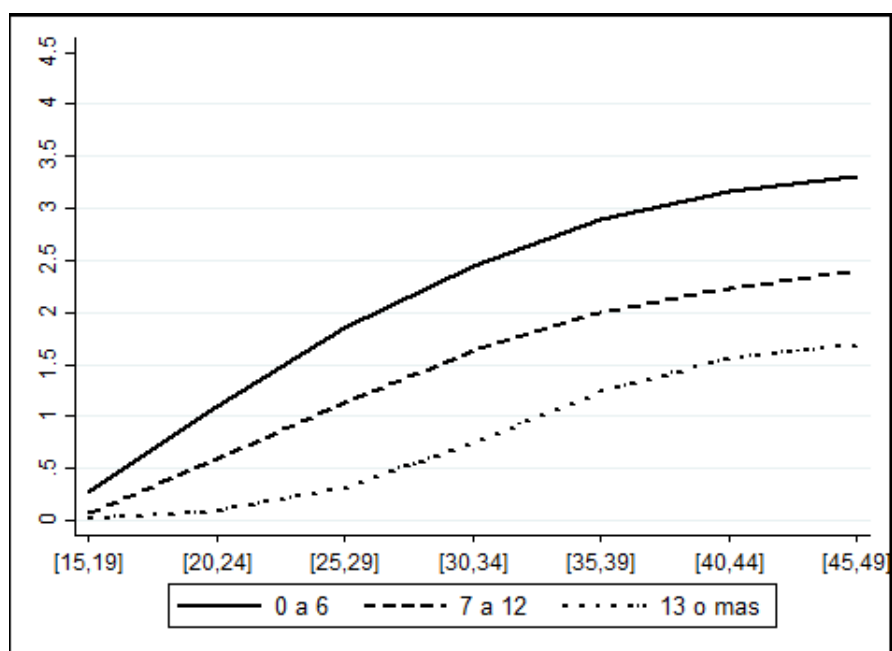
Fuente: elaborado en base a microdatos de la ECH 2016.

Figura 4.2: Tasa de fecundidad por grupos de edad (por mil).



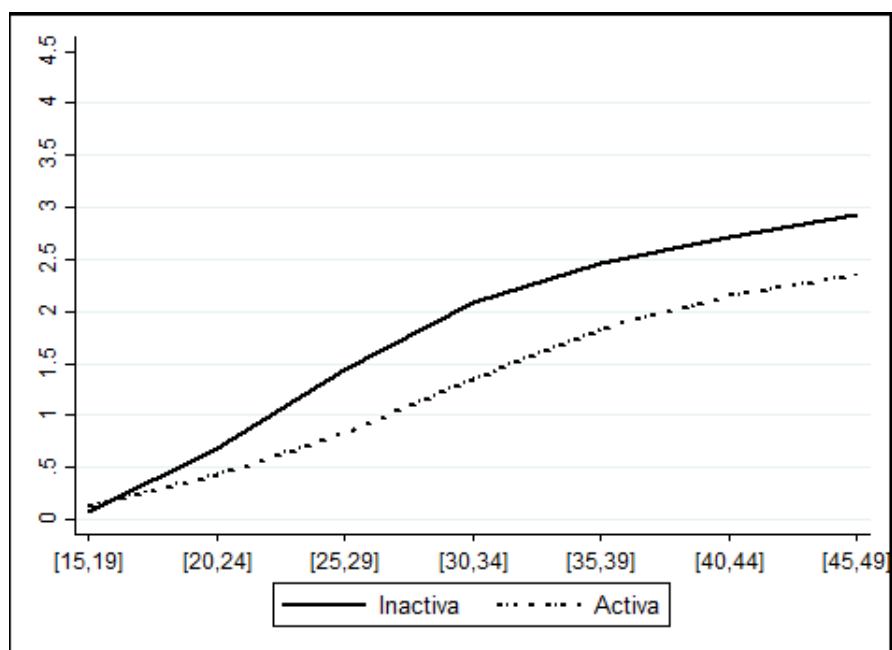
Fuente: elaborado en base a microdatos de la ECH 2016.

Figura 4.3: Paridez media por grupos de edades según años de estudio (2016).



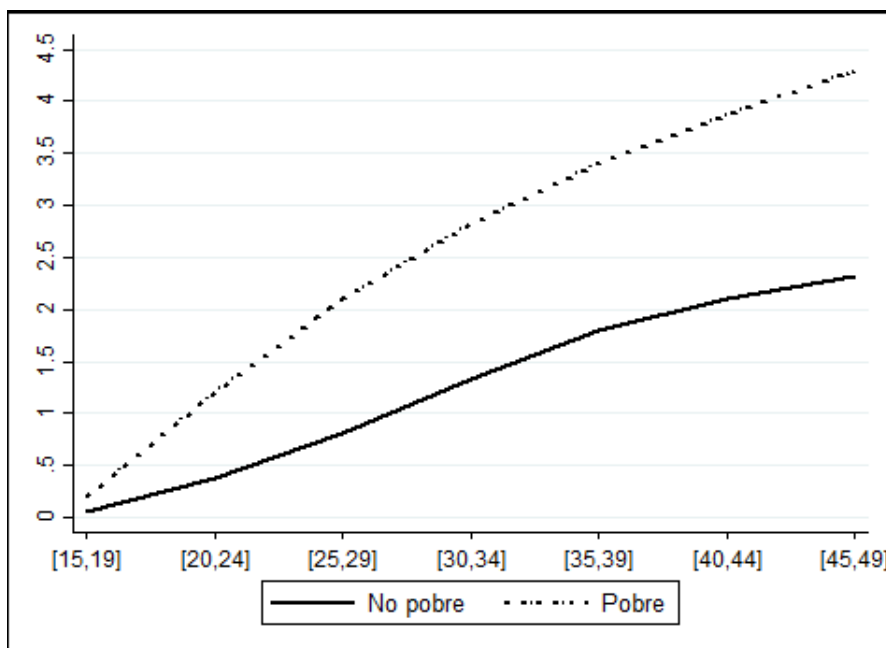
Fuente: elaborado en base a microdatos de la ECH 2016.

Figura 4.4: Paridez media por grupos de edades y condición de actividad económica (2016).



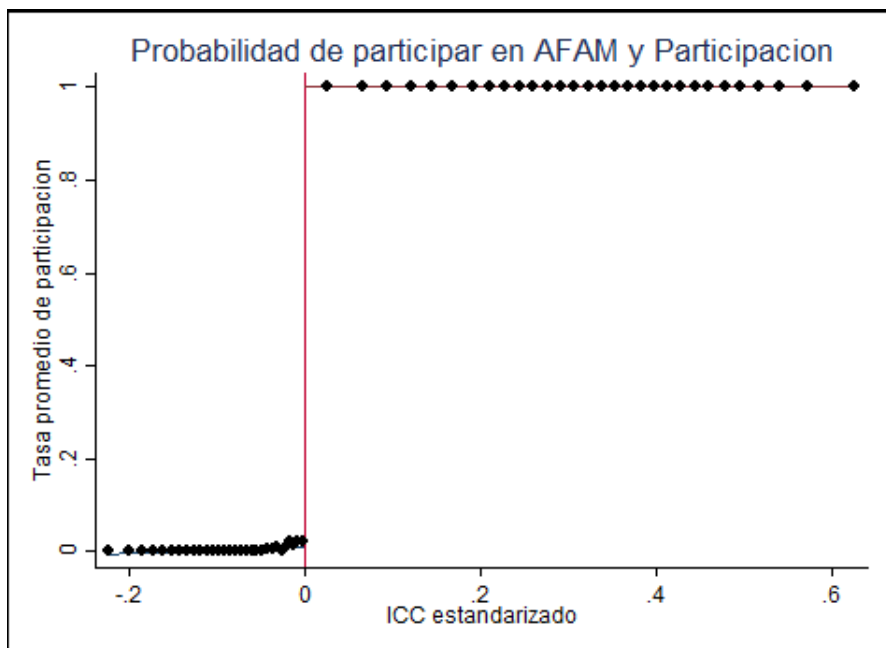
Fuente: elaborado en base a microdatos de la ECH 2016.

Figura 4.5: Paridez media por grupos de edades y condición de pobreza (2016).



Fuente: elaborado en base a microdatos de la ECH 2016.

Figura 4.6: Elegibilidad y tasas de participación.

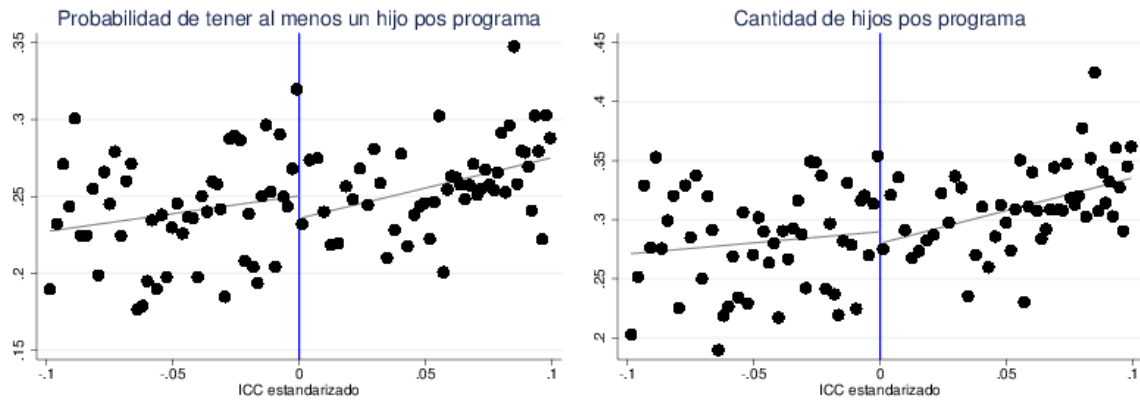


Fuente: elaborado en base a registros administrativos del programa AFAM-PE.

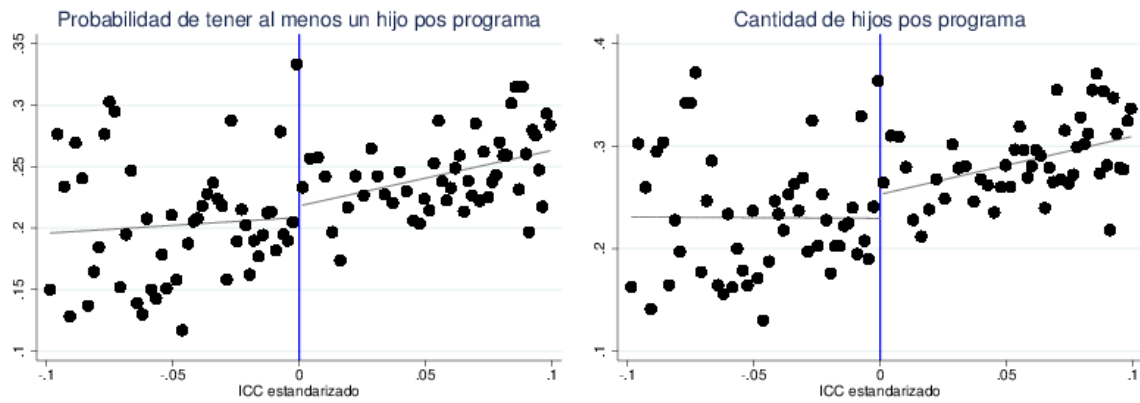
Nota: La muestra incluye a todas las mujeres que viven en hogares postulantes y tenían entre 15 y 49 años de edad al momento de la postulación, entre enero 2008 y diciembre 2009.

Figura 4.7: Resultados en las principales variables de interés.

Todas las mujeres de entre 15 y 49 años.



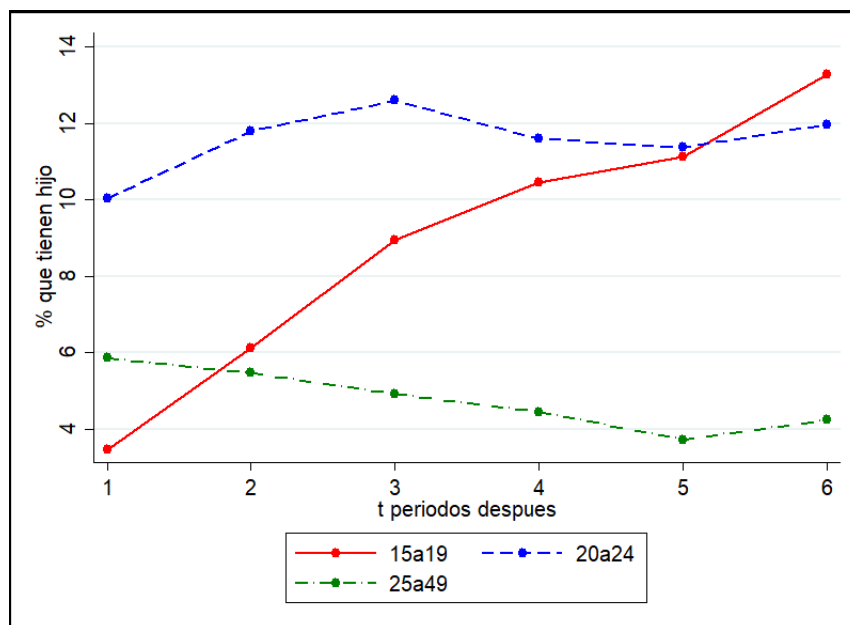
Mujeres solicitantes de entre 15 y 49 años.



Fuente: elaborado en base a registros administrativos del programa 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.

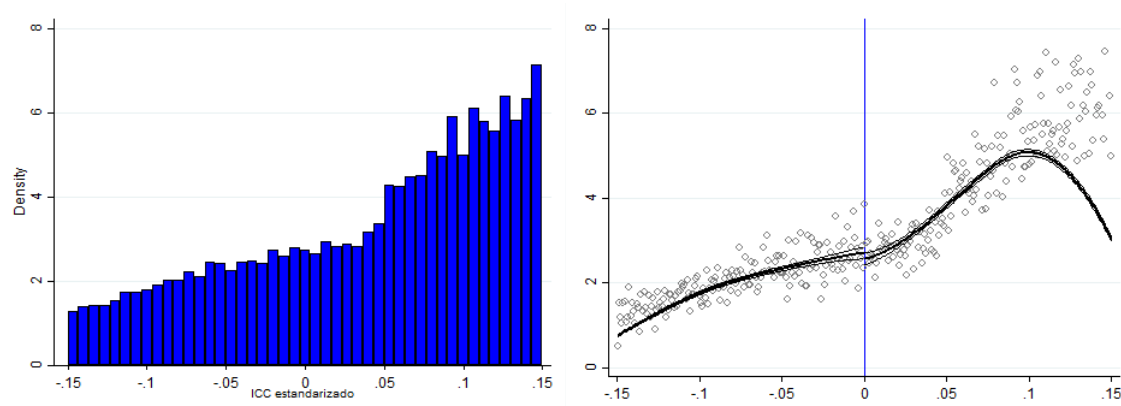
Figura 4.8: Porcentaje de mujeres que tienen al menos un hijo t años después de ingresar al programa, según grupos de edades.



Fuente: elaborado en base a registros administrativos del programa 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.

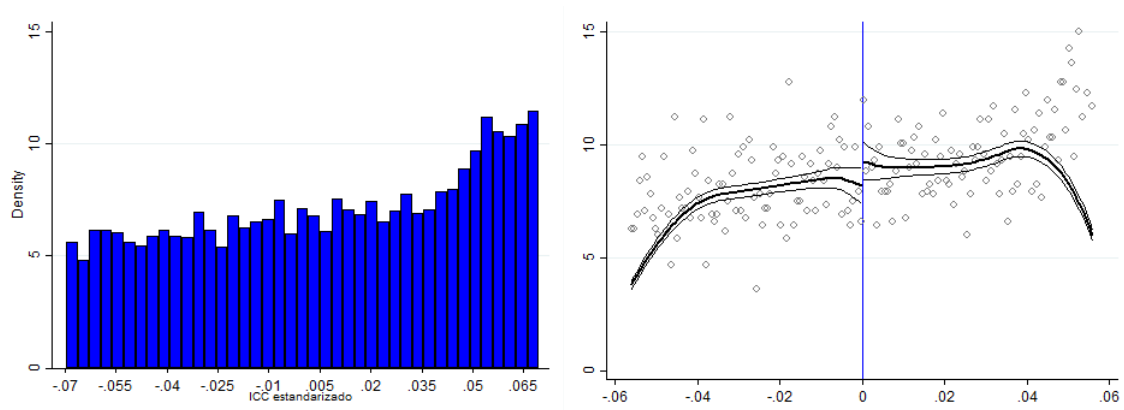
Figura 4.9: Distribución del índice de asignación y test de McCrary $-[0.15; 0.15]$.



Fuente: elaborado en base a registros administrativos del programa 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.

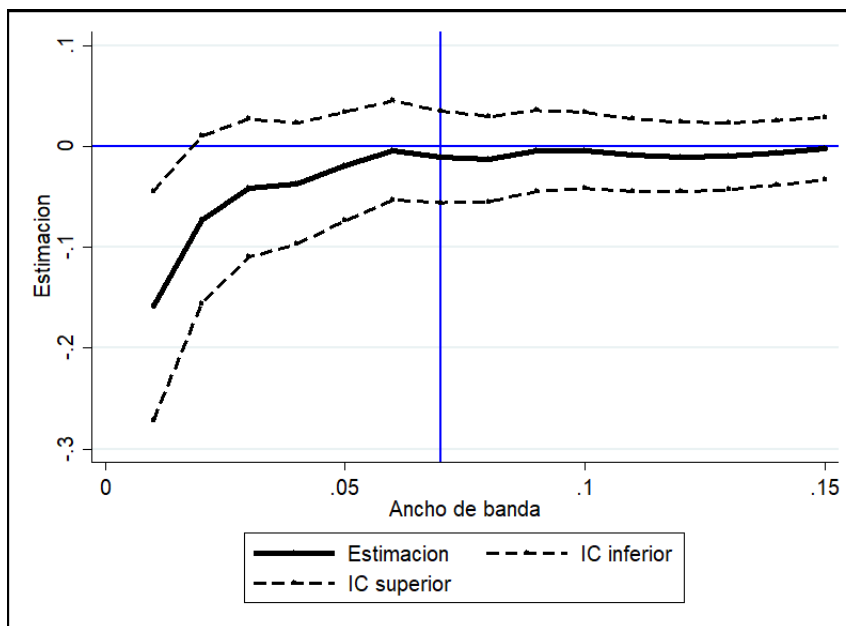
Figura 4.10: Distribución del índice de asignación y test de McCrary $-[0.07; 0.07]$.



Fuente: elaborado en base a registros administrativos del programa 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.

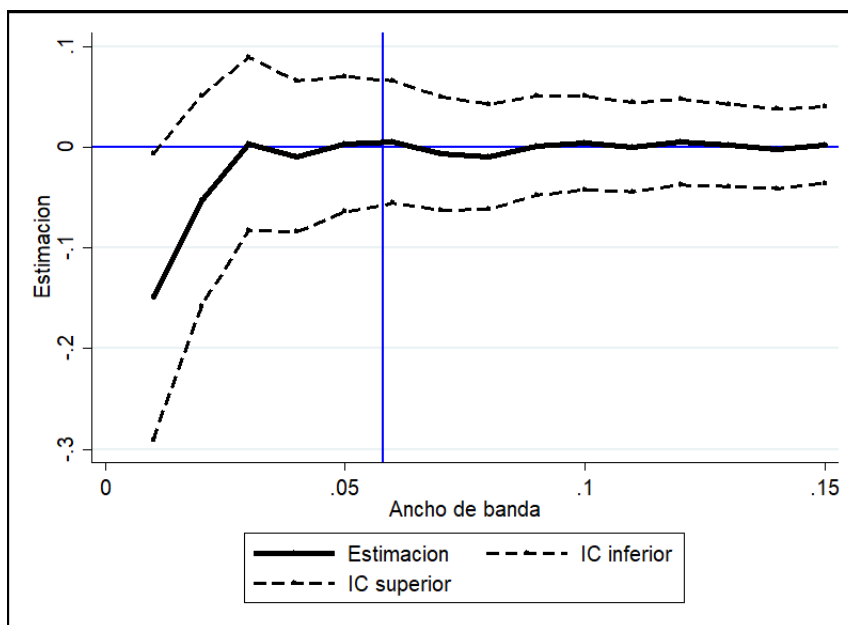
Figura 4.11: Probabilidad de tener al menos un hijo según ancho de banda - todas.



Fuente: elaborado en base a registros administrativos del programa 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 Calonico y otros (2014).

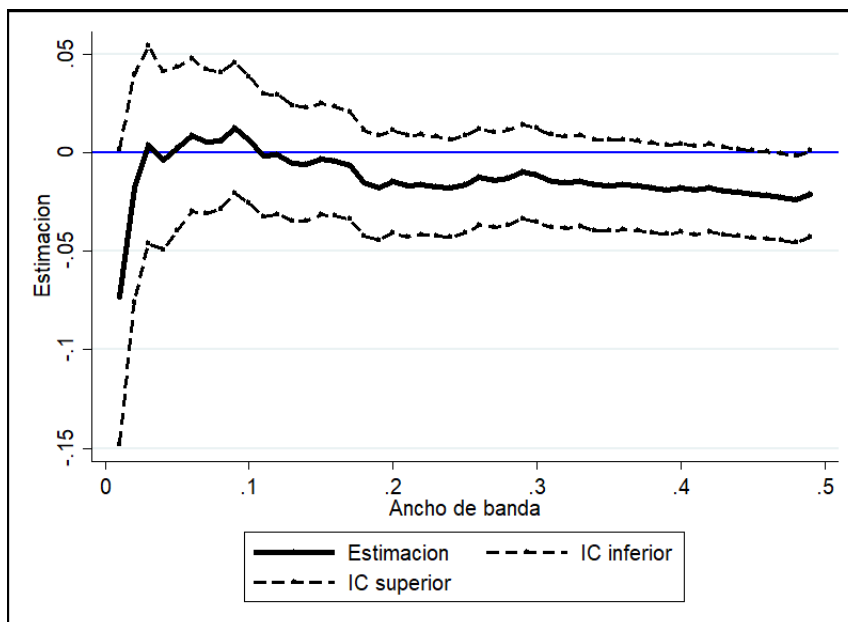
Figura 4.12: Probabilidad de tener al menos un hijo según ancho de banda - postulantes.



Fuente: elaborado en base a registros administrativos del programa AFAM-PE.

Nota: La muestra incluye a las mujeres solicitantes 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 Calonico y otros (2014).

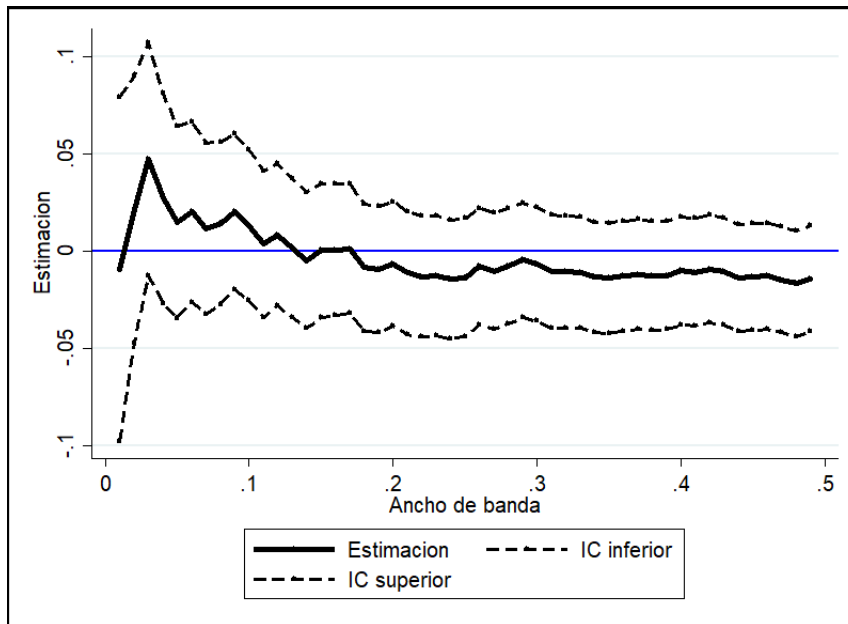
Figura 4.13: Probabilidad de tener al menos un hijo según ancho de banda - todas.



Fuente: elaborado en base a registros administrativos del programa 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. El ancho de banda que indica el gráfico en el eje horizontal es el límite superior, no restringiéndose el límite inferior, es decir considerando todas las observaciones de los postulantes no elegibles.

Figura 4.14: Probabilidad de tener al menos un hijo según ancho de banda - postulantes.



Fuente: elaborado en base a registros administrativos del programa 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. El ancho de banda que indica el gráfico en el eje horizontal es el límite superior, no restringiéndose el límite inferior, es decir considerando todas las observaciones de los postulantes no elegibles.

4.8. 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). *rdrrobust: 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, 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^a, 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 programmes 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 (EN-CoR).

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 comporta-

miento 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.

4.9. Apéndice

Tabla A4.1 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 A4.2 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	-0.006	0.003	0.006	-0.014	-0.010	0.000	-0.004
	[0.011]	[0.014]	[0.016]	[0.022]	[0.011]	[0.013]	[0.015]	[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	-0.003	-0.000	0.004	-0.010	-0.008	-0.008	-0.006
	[0.012]	[0.015]	[0.017]	[0.019]	[0.011]	[0.014]	[0.016]	[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 A4.3 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	0.019	0.026	0.037	-0.010	-0.007	0.006	0.004
	[0.015]	[0.018]	[0.021]	[0.028]	[0.013]	[0.016]	[0.018]	[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	0.021	0.020	0.025	-0.007	-0.004	-0.005	-0.006
	[0.015]	[0.019]	[0.022]	[0.024]	[0.014]	[0.017]	[0.020]	[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 A4.4 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	0.004	0.003	0.024	-0.009	-0.001	0.000	0.010
	[0.014]	[0.017]	[0.016]	[0.028]	[0.014]	[0.017]	[0.015]	[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	0.008	0.014	0.014	-0.003	0.002	0.003	0.004
	[0.015]	[0.019]	[0.021]	[0.022]	[0.014]	[0.017]	[0.020]	[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 A4.5 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.