

# Transiciones en el hogar y transferencias monetarias condicionadas

Camila Paleo Arrarte

Programa de Maestría en Economía de la Facultad de  
Ciencias Económicas, Universidad de la República.

Montevideo - Uruguay

Noviembre de 2021

# Transiciones en el hogar y transferencias monetarias condicionadas

Camila Paleo Arrarte

Tesis de Maestría presentada al Programa de Maestría en  
Economía de la Facultad de Ciencias Económicas,  
Universidad de la República, como parte de los requisitos  
para la obtención del título de Magíster en Economía.

Directora de tesis:  
Prof. Andrea Vigorito

Directora académica:  
Prof. Paola Azar

Montevideo - Uruguay

Noviembre de 2021

## INTEGRANTES DEL TRIBUNAL DE DEFENSA DE TESIS

Prof.

Prof.

Prof.

## Agradecimientos

Quisiera agradecer a mi tutora, Andrea Vigorito, por su paciencia y guía a lo largo del proceso de realización de este trabajo, y por sus devoluciones que sin duda hacen de este un mejor documento. En segundo lugar, a la Comisión Académica de Posgrados por el financiamiento del proyecto y al Programa de Becas de la Maestría en Economía por su apoyo durante el cursado de la maestría. Agradezco a Cecilia Parada y Rodrigo Ceni, docentes del Seminario de Investigación y Tesis por sus comentarios durante el curso, así como también a mis compañeras y compañeros de seminario. Asimismo, agradezco los aportes de Rodrigo Nicolau, y los comentarios de Cecilia Rodríguez. Agradezco a mis amigas y amigos por el apoyo, en particular a Alana, por el ánimo y la solidaridad en la convivencia. A Matías, por su apoyo y afecto permanente. Por último, a mi familia: a Joaquín, por su incesante aliento y comentarios; y a Alfredo, Lali y Maya, por su compañía y apoyo sin el cual esto hubiera sido más difícil.

## Resumen

El presente trabajo busca estudiar como la participación del programa de transferencias monetarias condicionadas, Asignaciones Familiares – Plan de Equidad (AFAM – PE) puede afectar la estructura del hogar, los arreglos de pareja y la salida del hogar de los y las hijas en hogares beneficiarios. Asimismo, se exploran diversos canales que puedan afectar la salida del hogar de origen. Para esto, se utilizan diversas fuentes de información. Se emplea la primera ola de la Encuesta de Seguimiento del programa AFAM – PE, una encuesta representativa de los hogares postulantes al programa la cual cuenta con información respecto a los resultados de interés. Asimismo, esta fuente se complementa con información proveniente de registros del Certificado del Nacido Vivo (CNV) y registros de educación media provenientes de SECLI y UTU. La estrategia de identificación seguida explota la discontinuidad en la probabilidad de participación del programa, para utilizar un diseño de regresión discontinua. No se encuentran efectos del programa sobre la estructura de los hogares, así como sobre las transiciones entre tipos de hogar. Los resultados tampoco indican que haya un efecto sobre la probabilidad de estar en pareja, así como sobre la estabilidad y las disoluciones de pareja. Finalmente, se encuentra un efecto de mayor permanencia en el hogar de origen para los hijos e hijas de 18 a 24 años al momento de la encuesta, lo que podría colaborar a la reducción de la brecha en la edad de salida del hogar con sectores de mayores ingresos. En cuanto a los canales que podrían estar guiando este efecto, se encuentra un efecto positivo y significativo sobre la probabilidad de asistencia a la educación media, pudiendo ser un canal la postergación del fin de la escolarización. El resultado respecto a la mayor permanencia en el hogar de origen es de relevancia considerando que el programa AFAM – PE tiene amplia cobertura, residiendo cerca de la mitad de los menores del país en hogares beneficiarios. Sin embargo, este trabajo consiste en una primera aproximación a la salida del hogar de origen, siendo necesarios mayores estudios para comprender la importancia y canales guiando este efecto.

Palabras clave: Transferencias monetarias condicionadas, salida del hogar, disoluciones, estructura de hogar, evaluación de impacto.

## Abstract

The present work seeks to study how the participation of the conditional cash transfer program, Asignaciones Familiares - Plan de Equidad (AFAM - PE) can affect household structure, couple's unions and disolutions and the probability of daughters and sons in beneficiary households of leaving home. Likewise, various channels that may affect leaving the parental home are explored. For this, various data sources are used. This work uses a representative survey of households applying to the program, which has information regarding the outcomes of interest. Additionally, this is complemented with information from records of the Certificado del Nacido Vivo (CNV) and secondary education records from SECLI and UTU. The identification strategy followed exploits the discontinuity in the probability of program participation, using a discontinuous regression design. No effects of the program were found on household structure, as well as on transitions between household types. Also, the results do not indicate that there is an effect on the probability of being in a couple, as well as on stability and couple dissolutions. Finally, there is an effect of greater permanence in the parental home for sons and daughters between the ages of 18 and 24 at the time of the survey, which could contribute to reduce the gap in the age of leaving home between sectors. Regarding the channels that could be guiding this effect, there is a positive and significant effect on the probability of attending secondary education, being this a possible channel. The result regarding the longer stay in the home of origin is relevant considering that the AFAM - PE is a program with a broad coverage, with nearly half of the country's minors residing in beneficiary homes. However, this work consists of a first approximation to the effect of the policy on leaving the parental home, further studies are necessary to understand the importance and channels guiding this effect.

Key words: Conditional cash tranfers, leaving home, union disolution, household structure, impact evaluation.

# Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>1</b>
<b>2. Descripción del programa AFAM-PE</b>	<b>4</b>
<b>3. Marco teórico</b>	<b>6</b>
3.1. Modelos de toma de decisión dentro del hogar . . . . .	6
3.2. Salida del hogar y transición a la adultez . . . . .	8
<b>4. Antecedentes empíricos</b>	<b>9</b>
4.1. Composición de los hogares y toma de decisiones . . . . .	9
4.2. Determinantes de la salida del hogar . . . . .	11
4.3. Efectos del programa AFAM-PE . . . . .	13
<b>5. Marco de análisis e hipótesis orientadoras</b>	<b>14</b>
5.1. Salida del hogar de origen . . . . .	15
5.2. Uniones y disoluciones de parejas . . . . .	16
5.3. Estructura del hogar . . . . .	18
5.4. Hipótesis orientadoras . . . . .	19
<b>6. Estrategia empírica</b>	<b>20</b>
6.1. Fuentes de información . . . . .	20
6.2. Tratamiento de datos y construcción de variables . . . . .	22
6.3. Estrategia de identificación . . . . .	25
6.3.1. Regresión discontinua . . . . .	25
6.3.2. Supuesto de identificación . . . . .	27
<b>7. Resultados</b>	<b>30</b>
7.1. Salida del hogar de origen . . . . .	31
7.1.1. Resultados principales . . . . .	31
7.1.2. Canales explicativos de la salida del hogar . . . . .	34
7.2. Composición de los hogares . . . . .	41
7.2.1. Estabilidad de las uniones . . . . .	41
7.2.2. Estructura de los hogares . . . . .	42
<b>8. Robustez</b>	<b>45</b>
<b>9. Comentarios finales</b>	<b>46</b>

<b>A. Anexo</b>	<b>51</b>
A.1. Programa AFAM-PE . . . . .	51
A.2. Estrategia de estimación . . . . .	51
A.3. Salida del hogar de origen . . . . .	52
A.4. Canales que afectan la salida del hogar de origen . . . . .	53
A.5. Robustez . . . . .	61

## Índice de figuras

1.	Diagrama de la teoría del cambio para la salida del hogar . . . . .	15
2.	Diagrama de la teoría del cambio para uniones y disoluciones de parejas . . . . .	17
3.	Diagrama de la teoría del cambio para la estructura del hogar . . . . .	19
4.	Asignación al programa AFAM-PE: participación y elegibilidad según puntaje del ICC* . . . . .	26
5.	Distribución del ICC* y densidad a cada lado del umbral de elegibilidad con intervalos de confianza . . . . .	28
6.	Probabilidad de salida del hogar y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad. Estimaciones por individuos utilizando registros administrativos. . . . .	34
7.	Cantidad de integrantes del hogar y elegibilidad del programa AFAM-PE. Hogares con hijos/as entre 18 y 24 años. . . . .	45
A.1.	Continuidad en covariables a nivel de línea de base. . . . .	51
A.2.	Probabilidad de asistencia a un centro educativo de enseñanza media y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad. . . . .	53
A.3.	Probabilidad de culminar primer año de liceo y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad. . . . .	54
A.4.	Probabilidad de culminar segundo año de liceo y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad. . . . .	55
A.5.	Probabilidad de culminar tercer año de liceo y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad. . . . .	56
A.6.	Probabilidad de culminar cuarto año de liceo y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad. . . . .	57
A.7.	Probabilidad de trabajar y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad. . . . .	58
A.8.	Horas trabajadas y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad. . . . .	59
A.9.	Probabilidad de realizar quehaceres del hogar y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad. . . . .	60
A.10.	Probabilidad post programa de tener al menos un hijo/a . . . . .	61

## Índice de cuadros

1.	VARIABLES A UTILIZAR Y FUENTES DE INFORMACIÓN . . . . .	25
----	---	----

2.	Continuidad local de covariables en línea de base. Registros de línea de base.	29
3.	Continuidad local en variables de interés en línea de base. Registros de línea de base. . . . .	30
4.	Efectos del programa AFAM-PE sobre la probabilidad de salida en el hogar al momento de la ESAFAM. Según hogares e individuos utilizando registros y declaración. . . . .	33
5.	Efecto del programa AFAM-PE sobre variables educativas al momento de la ESAFAM. . . . .	36
6.	Efecto del programa AFAM-PE sobre la probabilidad de trabajar y la cantidad de horas trabajadas de los hijos e hijas según distintos tramos de edad al momento de la ESAFAM . . . . .	38
7.	Efecto del programa AFAM-PE sobre el ingreso per cápita del hogar y el ingreso personal de los hijos e hijas según distintos tramos de edad al momento de la ESAFAM . . . . .	39
8.	Efecto de las AFAM-PE sobre la probabilidad de tener al menos un hijo/a según distintos tramos de edad al momento de la ESAFAM . . . . .	40
9.	Efectos del programa AFAM-PE sobre los arreglos conyugales al momento de la ESAFAM . . . . .	42
10.	Efectos del programa AFAM-PE sobre distintas características de la composición del hogar al momento de la ESAFAM . . . . .	44
A.1.	Montos transferidos por AFAM-PE. Enero 2020 . . . . .	51
A.2.	Porcentaje de hijos e hijas que salen del hogar por tramos de edad y hogares	52
A.3.	Efectos del programa AFAM-PE sobre la probabilidad de salida en el hogar, utilizando registros del MIDES y ESAFAM . . . . .	61

# 1. Introducción

Los Programas de Transferencias Condicionadas (PTC) se han implementado ampliamente en América Latina, utilizados principalmente como herramientas para el alivio de la pobreza de corto y largo plazo. Aunque existen distintas modalidades, la estructura común consiste generalmente en la entrega de recursos monetarios a hogares en situación de pobreza o extrema pobreza, con la condición de que cumplan determinadas conductas o actividades relacionadas principalmente con la educación, salud y nutrición (Cecchini y Madariaga, 2011). La literatura económica enfocada en el estudio de los PTC en América Latina se ha centrado principalmente en el efecto sobre la pobreza, el capital humano y el acceso y uso de servicios de salud, encontrando efectos positivos a partir de estos programas (Millán *et al.* (2019); Lagarde *et al.* (2007)). Sin embargo, poco se ha estudiado respecto a la composición de los hogares y sus transiciones.

El presente trabajo busca investigar el impacto del programa de transferencias monetarias condicionadas Asignaciones Familiares - Plan de Equidad (AFAM-PE), sobre la conformación de los hogares. El objetivo general es estimar el impacto del programa AFAM-PE sobre la estructura de los hogares, específicamente, se pretende indagar: *¿cuál es el efecto sobre la salida del hogar de origen?*; *¿cuál es el efecto sobre las disoluciones de pareja?*; y por último *¿cuál es el efecto sobre los tipos hogar?*. Estudiar estos tres cambios de manera simultánea permite tener una mirada más abarcativa de los cambios que pueden ocurrir dentro del hogar, así como proveer evidencia sobre un posible efecto no esperado del programa que puede afectar el bienestar de los integrantes del hogar. Asimismo, diversos trabajos han evaluado el efecto de las AFAM-PE enfocándose principalmente en desempeños objetivo de la política, encontrando efectos positivos en la asistencia educativa (Bérgolo *et al.* (2016); Rivero *et al.* (2019)), no siendo el foco de dichas evaluaciones las dinámicas dentro del hogar planteadas en este trabajo. En ese sentido, este trabajo contribuye a complementar investigaciones previas sobre el efecto del programa AFAM - PE sobre las decisiones del hogar.

Es de particular relevancia el estudio de una transferencia monetaria sobre la salida del hogar en el caso de un programa con las características del AFAM-PE. La salida del hogar de origen es un hito de suma importancia en la transición a la adultez, encontrándose ligado al fin de la escolarización, la formación de uniones y la participación a tiempo completo del mercado de trabajo (Furstenberg *et al.*, 2008). El momento en el que ocurren estos hitos y las características con las que cuentan puede afectar trayectorias futuras, siendo relevante su estudio. En ese sentido, el programa AFAM-PE se encuentra focalizado en hogares de bajos ingresos con menores a cargo, estando en el año 2017 el 44% de los menores de 18 años viviendo en hogares beneficiarios de la política (Lavalleja y Tenenbaum, 2020),

por lo que estudiar la salida del hogar de origen cobra mayor aún relevancia. Asimismo, en Uruguay se observan patrones diferenciados en cuanto a la edad de salida del hogar por nivel socioeconómico y nivel educativo, jóvenes de estratos más altos y mayor nivel educativo han tenido una tendencia a postergar la edad de salida del hogar (Ciganda y Pardo, 2014) en relación a jóvenes de estratos más bajos. Si la transferencia tiene un efecto negativo sobre la salida del hogar podría estar colaborando a una transición fuera del hogar más estable, teniendo un efecto positivo sobre el bienestar de los jóvenes, así como colaborar a reducir brechas en este aspecto entre jóvenes de distintos estratos. Asimismo, si la permanencia en el hogar de origen se encuentra acompañada de una mayor escolarización tendría un efecto positivo sobre el bienestar y la trayectoria de los hijos e hijas.

Adicionalmente, la teoría económica genera una predicción ambigua del efecto de los PTC sobre la composición de los hogares. Por un lado, el aumento del ingreso puede llevar a la reducción de estrés y a hogares más estables, tanto disminuyendo las disoluciones de pareja como generando mayor estabilidad en cuanto a los integrantes del hogar. Por otro lado, la literatura de negociación y decisiones dentro del hogar plantea que un cambio en el ingreso relativo podría afectar el poder de negociación, modificando el resultado del proceso de toma de decisiones y afectando la estructura de los hogares (Browning *et al.*, 2011). Una característica común de los PTC es que tienden a estar orientados a que persona titular del cobro de la transferencia sea mujer. En esa línea, estudios previos han investigado el efecto de los PTC sobre la incidencia de las mujeres en las decisiones dentro del hogar, bajo la hipótesis de que un aumento del ingreso personal mejora su poder de negociación dentro del hogar (Handa *et al.* (2009); Attanasio *et al.* (2002)). Debido a esto, la mayoría de los trabajos que estudian cambios en la estructura del hogar se enfocan en las disoluciones de pareja.

Dentro de los antecedentes latinoamericanos de mayor relevancia para este trabajo se encuentra el trabajo de Bobonis (2011). Para el caso de México realiza una evaluación de los efectos de corto plazo sobre las uniones y disoluciones a partir del programa PROGRESA, encontrando que no hay un efecto sobre la tasa de uniones - ya sean matrimoniales o concubinato -. Igualmente, encuentra un aumento en las disoluciones y en las uniones de quienes se encontraban solteras. Para el caso de Uruguay, Parada (2018) se centra en el estudio del programa PANES - antecesor de las AFAM-PE -, encontrando que aunque no hay un efecto sobre las disoluciones ni uniones, hay un efecto de estabilidad, donde encuentra un efecto positivo de estar soltera para quienes se encontraban solteras en línea de base, y positivo de estar en pareja para quienes se encontraban en pareja. Asimismo, Bergolo y Galván (2018) realizan un primer aporte respecto al efecto de las AFAM-PE sobre las disoluciones, encontrando que no parecería haber un efecto a partir de la política. Los autores utilizan la misma

fuentes de datos que el presente trabajo, la ESAFAM, pero el foco de su investigación yace en las respuestas comportamentales de hombres y mujeres en pareja, no enfocándose en resultados demográficos. El presente trabajo realiza un aporte mediante el estudio de uniones y estabilidad de los arreglos, en adición a las disoluciones de pareja, así como modificaciones adicionales en la estructura de los hogares, siendo el más novedoso una aproximación a la salida del hogar de origen de los hijos e hijas.

En base a la revisión bibliográfica realizada en el marco de este trabajo, no se encontraron evaluaciones de PTC que se centren en la salida del hogar de origen. Sin embargo, en la literatura de determinantes de la salida del hogar se encuentra que uno de ellos es el ingreso monetario, tanto del joven como del adulto (Ermisch (1999); Rosenzweig y Wolpin (1993); Manacorda y Moretti (2006)), pudiendo verse ambos afectados a partir de la transferencia monetaria. Un aumento en el ingreso del hogar se espera que genere un postergamiento de la edad de salida del hogar, mientras que un aumento del ingreso del joven tendría el efecto contrario.

La estrategia de identificación en este trabajo sigue un diseño de regresión discontinua (RD), estimando el efecto promedio local del programa sobre las variables de interés. Para esto, se utiliza el mecanismo de asignación de ingreso al programa así como la primera ola de la Encuesta de Seguimiento de AFAM-PE (ESAFAM), una encuesta representativa de hogares postulantes al programa obtenida a partir de un convenio de cooperación técnica entre el Ministerio de Desarrollo Social y la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración (FCEA, Udelar). El ingreso al programa se determina, en parte, por el puntaje en el Índice de Carencias Críticas (ICC), generando una discontinuidad en la probabilidad de participación del programa en el entorno del punto de corte de la elegibilidad. Esta discontinuidad es la que permite la realización de un diseño RD.

Se encuentra un efecto negativo sobre la probabilidad de salida del hogar de origen para hijos e hijas entre 18 y 24 años al momento de la ESAFAM, siendo ese el principal hallazgo de este trabajo. Este efecto se encuentra en el entorno de los 20pp y presenta una significación del 5 %, siendo este efecto variable según la especificación utilizada. Dicho efecto es de una magnitud considerable, representando una reducción de entre 1,14 y 1,28 veces el valor de la media del grupo de control. Adicionalmente, la evidencia gráfica parece respaldar la presencia de una discontinuidad en el entorno del punto de corte en línea con una reducción en la probabilidad de salida del hogar. Estos resultados indicarían una mayor permanencia en el hogar de origen. Se estudian canales en la dimensión educativa, laboral y reproductiva que puedan estar guiando este resultado, encontrando que la educación podría ser un canal guiando la mayor permanencia en el hogar. Sin embargo, se utiliza hasta cuarto año de educación media, siendo relevante a futuro ampliar el nivel educativo observado.

Estos resultados van en línea con lo esperado.

No se encuentra un efecto de la política sobre la probabilidad de estar en pareja, sobre las disoluciones de pareja o sobre la estabilidad en la situación de pareja. Lo mismo sucede con la estructura del hogar y las distintas transiciones consideradas.

Se puede concluir que el programa AFAM-PE no tiene un efecto sobre los arreglos de pareja y la estructura de los hogares, encontrándose un efecto positivo sobre la permanencia en el hogar de origen. Este es un primer trabajo explorando la salida del hogar en hogares beneficiarios del programa, siendo de interés realizar futuras investigaciones para caracterizar este fenómeno y su magnitud.

El presente trabajo se estructura de la siguiente manera: la siguiente sección describe el diseño, características y condicionalidades del programa AFAM-PE. Luego, en la Sección 3 se plantea el marco teórico en el que se basará el trabajo, seguido por los antecedentes en la Sección 4. En la Sección 5 se describe el marco de análisis y las hipótesis orientadoras. La estrategia empírica se presenta en la sección 6. En la sección 7 se presentan los resultados principales del trabajo y de los canales asociados a la salida del hogar de origen. La sección 8 abarca pruebas de robustez. Por último, en la sección 9 se presentan los comentarios finales.

## **2. Descripción del programa AFAM-PE**

El programa de Asignaciones Familiares se crea en el año 1943 con la aprobación de la Ley N° 10.449, consistiendo en sus inicios en una prestación orientada a trabajadores formales con menores de 14 o 16 años a cargo, dependiendo del nivel educativo del menor. En el año 1963 (Ley N° 16.697) se modifican las condiciones de ingreso restringiendo su acceso a hogares con presencia de trabajadores formales e ingresos superiores a un umbral de 10 Salarios Mínimos Nacionales (SMN). Posteriormente, en el año 1999, mediante la aprobación de la Ley N°17.139, se crean las Asignaciones Familiares orientadas a Hogares de Menores Recursos (AFAM-HMR), las cuales se modifican en el año 2002 mediante (Ley N° 17.758) fijando el umbral de ingresos en 3 SMN y eliminando el requisito de formalidad (Colafranceschi y Vigorito, 2013). Las modificaciones implementadas han sido con una tendencia hacia prestaciones focalizadas en hogares de menores ingresos, y de carácter no contributivo.

En el año 2005 es creado el Ministerio de Desarrollo Social (MIDES), estando comprendido dentro de sus objetivos el diseño e identificación de los individuos habilitados a acceder a distintos programas sociales (Ley N° 17.866). En particular, se le encomienda la implementación, ejecución y coordinación de programas de atención a la emergencia social declarada ese mismo año. En ese contexto, se crea a partir de la Ley N° 17.869 el Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social (PANES), con el objetivo de corto plazo de mitigar la pobreza,

y de largo plazo la mejora de la asistencia educativa de menores en los hogares beneficiarios. El PANES estuvo vigente hasta el año 2007, contando con distintos componentes por los cuales no transitaron todas las personas beneficiarias, siendo el mayor cobertura el Ingreso Ciudadano.<sup>1</sup> Ingreso Ciudadano consistió en una transferencia no contributiva mensual de un monto fijo, independiente de la cantidad de integrantes del hogar, que tenía como contrapartida controles médicos para niños, niñas y embarazadas, y asistencia escolar para menores.

Posterior a la finalización del PANES se crea, mediante la Ley N° 18.227, el programa Asignaciones Familiares - Plan de Equidad (AFAM-PE), el cual se encuentra bajo la órbita del MIDES y el Banco de Previsión Social (BPS). El programa AFAM-PE consiste en una prestación económica mensual, la cual tiene como objetivos aliviar la pobreza y fomentar la asistencia escolar, siendo los beneficiarios personas embarazadas y menores de edad en hogares considerados vulnerables. La percepción del beneficio está condicionada a la realización de los controles de salud indicados según la edad de los niños, y a la asistencia a establecimientos de educación formal o no formal para el grupo de 5 a 17 años. Sin embargo, es importante mencionar que las condicionalidades no son monitoreadas hasta mediado del año 2013, a partir de donde se realizan varios procesos de control y sanción ese año y los posteriores (Rossel *et al.*, 2019). Asimismo, es de interés para este trabajo mencionar que en la ley de creación del programa existe una intencionalidad explícita de que la prestación sea cobrada por las mujeres a cargo de los niños y adolescentes, si bien esto no es una condición para la participación del programa.

La participación de los hogares en el programa AFAM-PE está determinada por dos umbrales. El primero se basa en el ingreso per cápita del hogar, el cual se controla a partir del máximo entre lo declarado por los hogares y los registros contributivos de BPS. El segundo umbral se determina a partir del puntaje en el Índice de Carencias Críticas (ICC), una prueba de verificación de medios elaborada por la Universidad de la República (Amarante *et al.*, 2008). El ICC es elaborado a partir de un modelo probit que estima la probabilidad de que el hogar pertenezca al primer quintil de ingresos per cápita (Lavalleja y Tenenbaum, 2020), utilizando un conjunto de variables de características del hogar y sus integrantes. Hogares con un ICC por encima del umbral determinado son elegibles, mientras que hogares con un ICC por debajo no lo son.

El valor de la transferencia que se otorga se ajusta anualmente a partir del Índice de Precios al Consumo, con el objetivo de no perder poder adquisitivo. Adicionalmente, el monto del beneficio aumenta cuando los menores pasan a enseñanza media, de manera

---

<sup>1</sup>Al momento de su finalización, el PANES contaba con 83.000 beneficiarios de los cuales el 74.500 cobraban Ingreso Ciudadano, siendo aproximadamente el 90 % de los beneficiarios quienes cobraron la transferencia (Colafranceschi y Vigorito, 2013)

de incentivar la permanencia en el sistema educativo. Asimismo, el monto varía según la cantidad de beneficiarios en el hogar, habiendo una escala de equivalencia de 0,6, de manera que el monto promedio por beneficiario decrece con la cantidad. De esta forma, el monto transferido ( $Th$ ) se otorga siguiendo la siguiente fórmula:

$$Th = M_p * (men18)^{0,6} + (M_s - M_p) * (menmed)^{0,6}$$

Donde  $M_p$  y  $M_s$  representan el monto transferido para quienes cursan primaria y enseñanza media respectivamente;  $men18$  es el total de menores en el hogar que cumplen con las condiciones de elegibilidad;  $menmed$  es el número de niños o niñas que asisten a enseñanza media. En el Cuadro A.1 del Anexo A.1 se presentan los montos mensuales básicos, en pesos uruguayos, a enero del 2020.

### 3. Marco teórico

El marco teórico de este trabajo se divide en dos secciones. En la Sección 3.1 se presentan distintos modelos de decisión intrahogar y su respectiva discusión respecto a su aplicabilidad para los desempeños de estudio de este trabajo. En particular, se aborda el modelo unitario y los modelos colectivos. Posteriormente, en la Sección 3.2 se aborda la salida del hogar en el marco de la transición a la adultez, buscando contextualizar los resultados de este trabajo.

#### 3.1. Modelos de toma de decisión dentro del hogar

El objetivo de esta sección es presentar distintos modelos de toma de decisiones y negociación dentro del hogar planteados en la literatura económica. En particular, se introduce el modelo unitario y los modelos colectivos, buscando proveer de un marco que colabore a explicar los cambios a partir de una transferencia monetaria en la estructura de los hogares.

A nivel microeconómico, la literatura en la que se enmarca este trabajo encuentra su trabajo fundacional en Becker (1973) y Becker (1974), donde se propone un modelo unitario para explicar distintas dinámicas y decisiones dentro del hogar, entre las que se encuentran las uniones y disoluciones. Estos modelos consideran al hogar como una unidad, donde cambios en el ingreso de alguno de sus miembros afectan de igual manera las decisiones del hogar debido a que comparten la misma función objetivo. En este sentido, bajo un modelo unitario, las decisiones del hogar no se verían afectadas en relación a quién cobre la transferencia monetaria. Igualmente, estos modelos han recibido diversas críticas, especialmente a la noción de un jefe de familia altruista, con una función de utilidad cuya maximización beneficia a todos los miembros del hogar (Folbre (1986); Ferber (1995)).

Adicionalmente, un modelo unitario podría aplicarse para modelar la utilidad de los individuos en una pareja o familia, pero genera dificultades al querer introducir transiciones al y del hogar, donde es relevante la distinción de utilidades individuales (Browning *et al.*, 2011).

En ese sentido, partir del modelo unitario y utilizando la teoría proveniente del marco de teoría de juegos, se ha avanzado en la propuesta de modelos de decisión colectiva, los cuales permiten que cambios que afectan la restricción presupuestal de los hogares puedan influenciar el poder relativo de cada miembro (Browning *et al.*, 2011), siendo de esta manera las decisiones del hogar resultado de un proceso de negociación. Estos modelos pueden ser cooperativos o no cooperativos.

Por un lado, los modelos no cooperativos plantean que cada individuo tiene preferencias definidas sobre la producción del hogar y el uso del tiempo, y escoge su nivel de consumo interdependientemente (Lundberg y Pollak, 2003). En estos casos no hay un acuerdo en las decisiones entre los individuos y la decisión óptima no es necesariamente eficiente en el sentido de Pareto. Esta asignación es difícil de concebir en un hogar, donde se puede considerar que las preferencias son conocidas y el consumo observable, por lo que podría esperarse que los individuos busquen hacer mejoras paretianas.

En esta línea, se proponen los modelos cooperativos (Chiappori (1988); Chiappori (1992)). Estos modelos se basan en el supuesto de que los resultados del proceso de negociación siempre son Pareto eficientes, sin especificar como se llega a dicho resultado. En ese sentido, es relevante considerar que la cooperación no excluye los conflictos, y es posible que cada individuo busque obtener el resultado que le sea más beneficioso dentro de los posibles resultados Pareto eficientes.

La generalidad de estos modelos permite la inclusión de ponderadores individuales para comprender la toma de decisiones, los cuales se pueden interpretar como el poder de negociación de los miembros del hogar. Estos ponderadores pueden verse afectados por el nivel de utilidad que la persona puede obtener en ausencia de acuerdo, denominada posición de reserva o “outside option”. La posición de reserva puede variar a partir de cambios en la restricción presupuestal del hogar, cambios culturales, religiosos o institucionales. Por ejemplo, un cambio en una variable que aumenta la posición de reserva de la titular de la transferencia - un aumento del ingreso a partir de la participación del programa AFAM-PE - aumentaría el ponderador asociado a la persona y afectaría la distribución de poder dentro del hogar así como el comportamiento del mismo (Muthoo (1999); Browning *et al.* (2011)).

Es de particular interés para este trabajo el hecho de que los modelos de decisión cooperativa plantean la posibilidad de múltiples tomadores de decisiones dentro del hogar, donde se pueden contemplar la titular de la transferencia y su pareja, otros adultos del hogar e

hijos e hijas en edades de relevancia para la salida del hogar de origen.

### 3.2. Salida del hogar y transición a la adultez

Los modelos colaborativos previamente presentados ofrecen un marco de análisis en el cual hijos e hijas del hogar de origen pueden ser contemplados como tomadores de decisiones dentro del hogar, por lo que la probabilidad de salida del hogar podría verse afectada tanto por el conflicto con otros tomadores de decisiones como por la posición de reserva del joven - cuánta utilidad podría tener fuera del hogar-.<sup>2</sup> Sin embargo, a diferencia de la disolución de uniones, la salida del hogar de origen puede ser considerado un evento esperable. Una unión conyugal puede no disolverse, pero en general se espera que, antes o después, hijos e hijas dejen el hogar de origen. Esto requiere una especial atención al marco en el sucede esta transición.

El pasaje a la adultez se encuentra típicamente caracterizado por una serie de hitos: el egreso educativo, la salida del hogar, el ingreso a tiempo completo del mercado de trabajo, la conformación de una unión y la tenencia de hijos o hijas propios. En este marco, la salida del hogar de origen tiene un rol central como evento de la transición a la adultez. En el pasado, estas transiciones ocurrían de manera relativamente sincronizada. Sin embargo, a partir de la segunda mitad del Siglo XX se observa una desestacionalización de estos hitos en países desarrollados, así como el aumento de la edad en la que suceden (Furstenberg *et al.* (2008); Furstenberg (2010)). Particularmente, en el caso de la edad de salida del hogar se observa una postergación, principalmente guiado por la postergación de la conformación de uniones y el aumento del nivel educativo, con heterogeneidad entre países (Mulder *et al.*, 2002). Sin embargo, siguen persistiendo diferencias entre países atribuibles a diferencias económicas, culturales e institucionales (Furstenberg (2010); van den Berg *et al.* (2021)). Más allá de esto, se encuentran diferencias intra países, donde juega un rol importante la capacidad del hogar de origen de invertir en sus hijos e hijas.

Teniendo en cuenta lo anteriormente planteado, la salida del hogar podría verse afectada a partir de la participación en el programa AFAM-PE de manera directa así como a partir de cambios en el momento en el que ocurran otros hitos vinculados a la transición a la adultez.

---

<sup>2</sup>En el presente trabajo se utiliza el término “salida del hogar” y no “emancipación”, o “independencia”, dado que la salida del hogar hace referencia a la no residencia en el hogar de origen, mientras que la emancipación alude a la conformación de un núcleo familiar propio, y la independencia a conformar la jefatura de dicho núcleo (Filardo, 2010). Estos estados no ocurren necesariamente de manera simultánea.

## 4. Antecedentes empíricos

En esta sección se plantean los principales antecedentes de relevancia. En el primer apartado se plantean antecedentes tanto internacionales como nacionales respecto a cambios en la composición de los hogares a partir de variaciones en el ingreso. Los trabajos que se presentan en dicha sección incluyen evaluaciones de PTC, pero también reformas que generaron variaciones exógenas en el ingreso disponible de miembros del hogar. Posteriormente, se presenta evidencia respecto a los determinantes de la salida del hogar de origen. Finalmente, se presentan investigaciones y evaluaciones de impacto del programa AFAM-PE, intentando contextualizar en torno a los efectos del programa.

### 4.1. Composición de los hogares y toma de decisiones

Entre los antecedentes internacionales, se encuentran varios trabajos que exploran el efecto de cambios exógenos del ingreso sobre uniones o disoluciones. En Bitler *et al.* (2004), los autores analizan el efecto de la reforma del sistema de bienestar en Estados Unidos sobre las tasas de matrimonios y divorcios, a partir de datos del período 1989-2000. Previo a la reforma, se consideraba que el sistema generaba desincentivos al matrimonio debido a que los beneficios eran asignados principalmente a mujeres solteras con hijos. Con el objetivo de intentar revertir este efecto se extienden los beneficios a parejas. Los autores encuentran que pese a que se reduce la tasa de divorcios, también lo hace la de casamientos, no logrando el efecto deseado. Por otro lado, Francesconi *et al.* (2009) estudian el efecto del programa Working Families Tax Credit (WFTC) en la oferta laboral y los divorcios para mujeres en pareja en Gran Bretaña, encontrando que sus efectos sobre los divorcios son positivos para el caso de hogares de ingresos bajos. Sin embargo, a diferencia de lo que ocurre con las AFAM-PE, los beneficios obtenidos a partir del programa WFTC dependen de la inserción laboral formal, y la presencia de menores en el hogar no es una condición excluyente, lo que podría generar que los hogares beneficiarios de ambos programas difieran en sus características y composición, y por lo tanto en el efecto de la política sobre las disoluciones.

Para el caso de América Latina, Berniell *et al.* (2014) explotan la reforma del sistema de pensiones ocurrida en el año 2007 en Argentina, favorable para las mujeres, con el objetivo de estudiar el efecto de un shock monetario permanente sobre la estabilidad matrimonial. Las autoras encuentran que el shock de ingreso tuvo un efecto positivo sobre la probabilidad de divorcio o separación únicamente para las mujeres con alto nivel educativo. Igualmente, esta variación en el ingreso es más estable que la que generada por las AFAM-PE, y la población objetivo es más envejecida, por lo que los canales operando y su intensidad pueden ser otros.

Para el caso de México, Bobonis (2011) estima el impacto del Programa de Educación, Salud y Alimentación (PROGRESA), sobre las tasas de uniones y disoluciones. El autor no encuentra un efecto en la tasa de uniones, sí encontrando un efecto sobre la disolución. Dicho efecto es pequeño en términos absolutos, pero grande en términos relativos: aumenta 0,32 puntos porcentuales, un 67 % en relación al grupo de control. El efecto absoluto es casi el doble para el caso de mujeres indígenas. Esto puede deberse a que residen en hogares más pobres que el promedio, por lo que las ganancias del matrimonio podrían ser menores que para los hogares no indígenas, aumentando la probabilidad de disolución a partir de la transferencia. Otro posible argumento es que las transferencias representan un porcentaje mayor del ingreso del hogar, generando un efecto de mayor magnitud sobre las disoluciones frente a la misma elasticidad.

Un canal estudiado en la literatura que puede estar afectando los arreglos dentro del hogar es el empoderamiento y autonomía, especialmente de las mujeres. En ese sentido, un mayor ingreso a partir de la transferencia monetaria asociada al programa AFAM-PE puede tener un efecto positivo en estas dimensiones. Cecchini y Madariaga (2011) realizan una sistematización de PTC en América Latina, donde señalan que los efectos sobre el empoderamiento de las mujeres varían según el programa debido a diferencias tanto en el diseño como en los montos. Mientras hay evidencia de un incremento del autoestima y posición en la comunidad en Brasil y México, lo mismo no se ha encontrado en Colombia. En ese sentido, Molyneux (2009) plantea que las condicionalidades de los programas de transferencias pueden reforzar roles de género en la división de tareas del hogar, pudiendo afectar negativamente a las mujeres beneficiarias. En el caso de las AFAM-PE, Bergolo y Galván (2018), encuentran un aumento en la percepción de las mujeres beneficiarias respecto a su injerencia en la toma de decisiones, principalmente vinculadas al gasto dentro del hogar. A diferencia de otros PTC en América Latina, las AFAM-PE no incluyen dentro de sus condicionalidades la asistencia a capacitaciones (como por ejemplo *Jefas y Jefes de Hogar Desocupados* en Argentina o *Familias en Acción* en Colombia), talleres (*Bolsa Alimentação* en Brasil) o determinado consumo nutricional (*Oportunidades* en México), por lo que este canal puede no operar con la misma intensidad que en otros países.

En lo que refiere a antecedentes nacionales, dos trabajos estudian el efecto del programa PANES sobre características de los hogares relevantes para este trabajo. En el trabajo de Amarante *et al.* (2011), encuentran que el programa generó un aumento en la proporción de hijos que nacen en hogares con una unión marital, y disminuyen la proporción de hijos sin nombre del padre en el certificado de nacimiento. Esto parecería indicar que la transferencia tuvo un efecto positivo sobre la estabilidad de los hogares. Posteriormente, Parada (2018) estima el efecto del PANES sobre la probabilidad de separación y cambios en la estructura

de los hogares, entre otras variables. La autora encuentra que el programa desincentiva los cambios en la situación de pareja. Esto implica que no parecería tener un efecto positivo sobre los divorcios para quienes se encuentran en pareja, pero que tampoco tiene un efecto positivo sobre los matrimonios para quienes están solteras. Adicionalmente, Parada (2018) encuentra que los hogares que obtienen la transferencia monetaria parecerían ser más estables en cuanto a la cantidad de integrantes respecto a los que no la obtienen.

## 4.2. Determinantes de la salida del hogar

La edad de salida del hogar varía tanto entre países como dentro de ellos. Billari *et al.* (2001) utilizan micro datos de muestras representativas de cohortes nacidas en el entorno de año 1960 para 15 países de Europa, encontrando gran heterogeneidad entre países, tanto para las mujeres como para los hombres. Por ejemplo, en el caso de las mujeres, la mediana para Suecia se encuentra en 18.6 años, mientras que para Italia es 23.6. Algo similar ocurre con los hombres, donde la mediana se encuentra en 20.2 años y 26.7 años para Suecia e Italia respectivamente. Si en lugar de observar la mediana se observa el acumulado a determinada edad, los autores distinguen patrones más claros entre países. A los 20 años, el 75 % de las mujeres en Suecia experimentaron al menos un evento de salida del hogar de origen, mientras solo el 12 % lo hizo en el caso de Italia. En el caso de los hombres, la cota superior decrece al 48 % y ocurre en los países de Italia y Polonia, y la inferior se encuentra en el 22 % en Hungría y Polonia.

Siguiendo a van den Berg *et al.* (2021), las diferencias entre países se pueden explicar por la agregación de factores culturales, económicos e institucionales, los cuales varían entre países y en ocasiones también entre regiones. Dentro de los factores culturales se encuentran, por ejemplo, diferencias entre la prioridad que se le da a la familia en relación al individuo. Típicamente, se encuentra que Estados Unidos y los países al norte de Europa se caracterizan por lazos familiares más débiles, mientras lo opuesto sucede en la región mediterránea (Reher, 1998). Por otro lado, las explicaciones económicas se centran en características que exhiben los países que pueden afectar las posibilidades en la juventud, y como eso puede restringir la probabilidad de salida del hogar. Un ejemplo, es la tasa de desempleo juvenil o las dificultades que puedan existir en el acceso a la vivienda. Por último, el tercer conjunto de explicaciones hace referencia a instituciones que pueden variar entre países, generando que sea más fácil la independencia económica de los jóvenes.

Asimismo, estos tres mecanismos pueden estar afectando las diferencias dentro de los países, en los casos en los cuales la heterogeneidad entre regiones es lo suficientemente grande en las dimensiones mencionadas.

Aassve *et al.* (2002) utilizan la *European Community Household Panel* (ECHP) para

investigar como distintas dimensiones afectan las decisiones de los jóvenes de dejar el hogar de origen, encontrando diferencias en los distintos determinantes entre países. El empleo y el ingreso son determinantes en el caso de los países del sur de Europa, siendo el efecto especialmente importante para el caso de España. Asimismo, el efecto es más fuerte para los hombres, encontrando que las mujeres desempleadas o fuera de la fuerza laboral tienen una mayor probabilidad de dejar el hogar que los hombres en su misma situación. Esto podría ser un indicio de que la salida del hogar está más ligada a la formación de una unión en el caso de las mujeres que en el de los hombres.

Asimismo, Ermisch (1999) y Manacorda y Moretti (2006) encuentran que el ingreso de los padres tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de emancipación en el caso de Reino Unido e Italia respectivamente, mientras Le Blanc y Wolff (2006) encuentran que el ingreso de los padres tiene un efecto positivo para el agregado de países Europeos, pero desaparece en algunos países al realizar las estimaciones individuales. Los autores atribuyen esta variación a diferencias institucionales y en cuanto a las preferencias por cohabitación entre países.

Es así que el ingreso de la familia parecería tener un doble rol sobre la probabilidad de la salida del hogar. Por un lado, altos ingresos del hogar de origen pueden tener un efecto positivo sobre la salida del hogar, dado que el hogar de origen podría colaborar en sostener el hogar del joven. Por el otro, el mayor ingreso podría ser un atractivo para que el joven permanezca más tiempo en el hogar (Aassve *et al.*, 2002). Por lo tanto, no es claro el efecto a priori que un mayor ingreso a partir de la participación del programa AFAM-PE pueda tener sobre la salida del hogar.

En el caso de Uruguay, a partir de los Censos 2011 Calvo *et al.* (2014) encuentran que el 24,7% de los jóvenes entre 18 y 24 años forman parte de un hogar del cuál son jefes o jefas, o lo es su pareja. Dada la naturaleza de los datos con los que trabaja (Calvo *et al.*, 2014) la medida presentada difiere con las obtenidas para otros países a partir del estudio de generaciones o pseudo-paneles. A partir de la Tercera Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud (ENAJ) realizada en el año 2013 se encuentra que el 38,4% de los jóvenes de 12 a 29 años experimentó al menos un evento de salida del hogar de origen, aumentando la proporción con los años. Asimismo, se encuentra un patrón diferenciado de salida del hogar entre jóvenes de menores ingresos y mayores ingresos, siendo la salida más temprana en los de menores ingresos. Del 38,4% de los jóvenes que experimentan una salida del hogar, el 56,4% pertenece al primer y segundo quintil de ingresos, teniendo en cuenta el ingreso del hogar de origen, lo que podría estar indicaría una salida más temprana en el caso de los jóvenes de hogares de menores ingresos (Filardo, 2010). En la misma línea, Ciganda y Pardo (2014) encuentran que jóvenes de estratos más altos y mayor nivel educativo han tenido

una tendencia a postergar la edad de salida del hogar en relación a jóvenes de estratos más bajos. En ese sentido, la transferencia monetaria podría tener un efecto negativo sobre la salida del hogar, colaborando a disminuir la brecha entre jóvenes pertenecientes a hogares de altos y bajos ingresos.

Asimismo, Filardo (2015) utiliza la segunda y tercera ENAJ, las cuales se realizan en el año 2008 y 2013 respectivamente, para estudiar las diferencias entre las edades a las que ocurren los eventos de las transiciones a la adultez ya mencionados: la salida del sistema educativo, el primer empleo, la salida del hogar, y el nacimiento del primer hijo o hija. En lo que refiere a la salida del hogar de origen, la autora encuentra que a los 20 años había experimentado al menos una salida del hogar el 44,5% de los jóvenes de la cohorte estudiada en el 2008 frente al 47,3% de la cohorte del 2013. Asimismo, la salida del hogar más temprana en las mujeres evidenciada en otros países no se presenta en el año 2013 para jóvenes de hasta 24 años, edad a partir de la cual se observa un mayor porcentaje de mujeres.

### **4.3. Efectos del programa AFAM-PE**

Los trabajos desarrollados recientemente sobre el efecto de transferencias monetarias en Uruguay se basan en el estudio de dos programas: PANES y las AFAM-PE. Aunque dichos programas presentan una estructura distinta, ambos programas determinan el ingreso a partir de un índice de carencias, generando una discontinuidad en la probabilidad de participación. Teniendo esto en consideración los trabajos que analizan sus efectos siguen, principalmente, una estrategia metodológica de regresión discontinua y en menor proporción diferencias en diferencias o propensity score matching.

A partir de un convenio entre el Ministerio de Desarrollo Social (MIDES) y la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración se realizan dos rondas de evaluación de impacto del programa AFAM-PE a partir de dos Encuestas de Seguimiento (ESAFAM), que abarcan hogares elegibles y no elegibles. Debido a la naturaleza de los datos ambas evaluaciones utilizan la metodología de regresión discontinua. En la primera evaluación, Bérgho *et al.* (2016) estiman los efectos del programa de AFAM-PE sobre la salud de los niños, la escolarización, distintas variables de desempeño en el mercado de trabajo, vivienda y bienestar subjetivo, actitudes y opiniones. En la segunda evaluación (Rivero *et al.*, 2019) se agrega un módulo sobre gasto del hogar. En lo que refiere a efectos esperados a partir de las condicionalidades del programa, en ninguna de las evaluaciones realizadas se detectaron efectos del programa en controles de salud y vacunaciones, mientras que en ambas se observan efectos sobre la asistencia a enseñanza media. En particular, la primera evaluación encuentra un efecto positivo en la asistencia escolar de los adolescentes entre 12 y 17 años, de una magnitud de 2%, mientras en la segunda evaluación de impacto se observa que aumenta 12% la probabilidad

de asistir al primer ciclo de secundaria (Rivero *et al.*, 2019). En cuanto al mercado de trabajo, ninguna de las evaluaciones encuentra que la transferencia tenga un efecto sobre la actividad, aunque sí encuentran un efecto positivo sobre la informalidad laboral.

Adicional a las evaluaciones de impacto realizadas, varios trabajos estiman el efecto del programa sobre diferentes resultados del mercado de trabajo, observando un efecto positivo sobre el no aporte a la seguridad social (Failache *et al.* (2016); Bergolo y Galván (2018); Bergolo y Cruces (2018)). En Failache *et al.* (2016), utilizan un diseño de regresión discontinua encontrando un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de aportar a la seguridad social. En el mismo sentido, Bergolo y Cruces (2018) encuentran una disminución del empleo formal, con efectos heterogéneos según la probabilidad de ser empleado formal del individuo. Bergolo y Galván (2018) se enfocan en las respuestas comportamentales intra-hogar, para parejas casadas, encontrando que las mujeres en esos hogares reaccionan reduciendo el empleo formal.

Las evaluaciones de impacto y trabajos realizados sobre el efecto del programa AFAM-PE no se centran en la estructura de los hogares, siendo esta abordada de manera secundaria en Bergolo y Galván (2018), quienes encuentran que no parecería haber un efecto sobre las disoluciones. En adición a dicho trabajo, Parada (2021) explora el efecto del programa AFAM-PE sobre la fecundidad, encontrando que el ingreso no parece tener un efecto sobre las decisiones de maternidad para las mujeres en hogares beneficiarios. Sin embargo, al desagregar por tramos de edad se encuentra un aumento en la probabilidad de tener al menos un hijo para las mujeres entre 15 y 19 años y 20 y 24 años.

## 5. Marco de análisis e hipótesis orientadoras

Considerando los antecedentes empíricos y el marco teórico presentado, en las siguientes figuras se sintetizan los posibles canales que pueden estar generando un efecto sobre la probabilidad de salida del hogar de hijos e hijas, las uniones y disoluciones de pareja y las transiciones en la estructura de los hogares generados a partir del programa AFAM-PE, con el objetivo de presentar cómo podría operar el programa. Algunos de estos canales constituyen efectos deseados del programa, ya sea por el cobro en sí de la transferencia monetaria o por las condicionalidades asociadas a la participación. Otros, son efectos no buscados del programa planteados en la literatura.

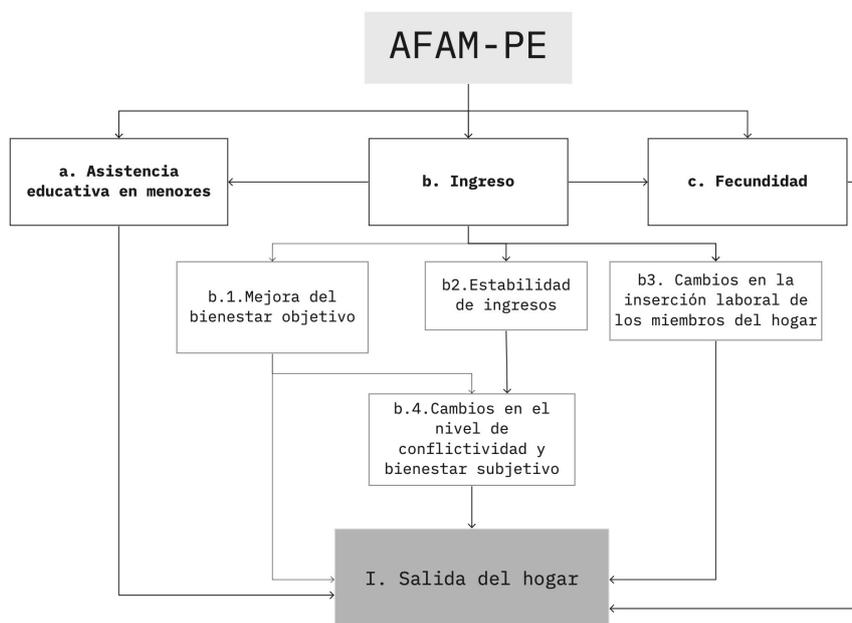
Si bien las transiciones no son independientes, y unas pueden afectar a otras, por motivos prácticos se presentan tres diagramas separados, uno para cada transición. Hogares con mayores transiciones, mayor inestabilidad, se caracterizan por una edad de salida del hogar más temprana, por lo que disoluciones y cambios en la conformación del hogar pueden estar

afectando la probabilidad de salida del hogar. Este efecto se encuentra en parte vinculado a la variación de ingreso que acompaña dichos fenómenos, por lo que la transferencia monetaria podría mitigarlo. Nuevas uniones pueden llevar a cambios entre un hogar extendido a uno nuclear, a partir de un mayor ingreso de la pareja que permita afrontar los costos de vivienda. Por otro lado, las disoluciones de pareja pueden llevar a la transición a un hogar extendido, buscando mitigar el efecto negativo de una disolución de pareja sobre el ingreso del hogar.

### 5.1. Salida del hogar de origen

En la Figura 1 se presentan algunos canales que pueden estar afectando la salida del hogar de hijos e hijas a partir de la participación en el programa AFAM-PE. Dichos canales son: la asistencia educativa, el ingreso, la fecundidad, la inserción laboral, el bienestar del hogar y la estabilidad. En particular, es relevante notar como la asistencia educativa, la fecundidad y la inserción laboral se vinculan con eventos de relevancia en la transición a la adultez, siendo de particular relevancia su estudio.

Figura 1: Diagrama de la teoría del cambio para la salida del hogar



Fuente: elaboración propia

Por un lado, se espera que la política promueva una mayor escolarización (recuadro a). En Bérigolo *et al.* (2016) y Rivero *et al.* (2019) se observan efectos positivos sobre la asistencia a enseñanza media a partir de la primera y segunda ronda de evaluación de las AFAM-PE respectivamente, por lo que este canal podría estar operando. Un aumento en la escolarización afecta directamente la salida del hogar, así como indirectamente generando

una postergación tanto del ingreso al mercado de trabajo como de la fecundidad, ambas retrasando la salida del hogar. El aumento en la asistencia educativa puede ser producto de la transferencia monetaria o de las condicionalidades del programa.

Más allá de afectar la asistencia educativa, el ingreso puede estar afectando la probabilidad de salida del hogar por al menos tres canales indirectos planteados en la Figura 1. El aumento de ingreso puede generar mejoras en el bienestar objetivo (recuadro *b.1*). A modo de ejemplo, en Rivero *et al.* (2019) se encuentra una reducción en el hacinamiento, el cual podría estar guiado por un aumento en las habitaciones del hogar mejorando así las condiciones objetivas de bienestar. Dichas mejoras podrían afectar determinantes relevantes de la emancipación, como la privacidad dentro del hogar. Adicionalmente, la obtención de una transferencia monetaria mensual podría generar una mayor estabilidad de ingresos (recuadro *b2*), la cual al igual que las mejoras en el bienestar objetivo pueden reducir el estrés y generar cambios en el bienestar subjetivo, llevando a un mejor clima del hogar. Ambos canales llevarían a un retraso en la salida del hogar. Por último, la participación del programa también podría afectar la inserción laboral, ya sea de los jóvenes o de otros miembros del hogar, afectando tanto la probabilidad de trabajar como las horas trabajadas, repercutiendo en la probabilidad de salida del hogar del joven (recuadro *b.3*).

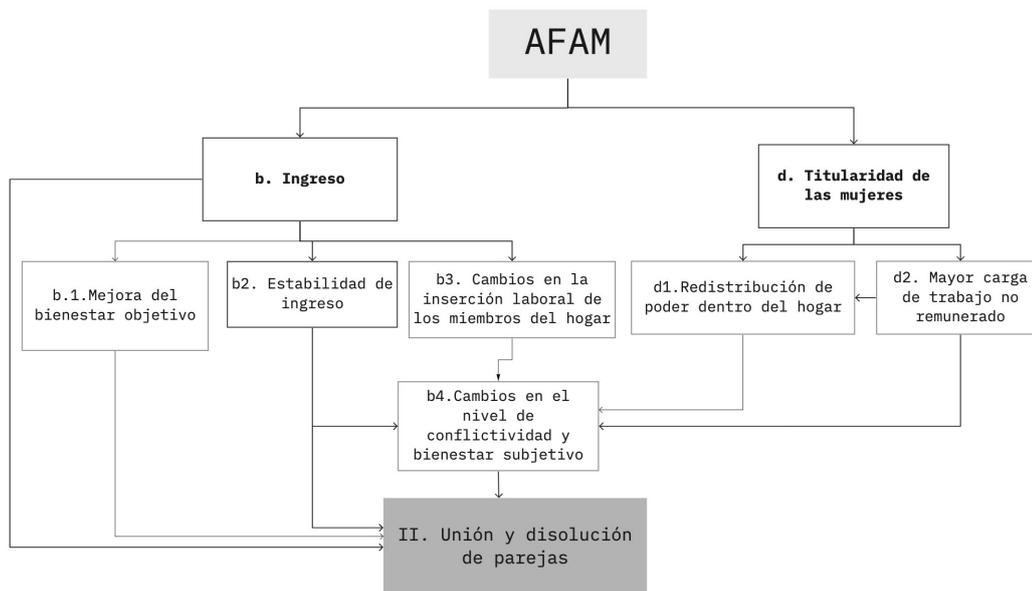
A su vez, el aumento del ingreso del hogar puede afectar la salida del hogar a partir de transferencias privadas, cuya dirección no es clara a priori, pudiendo facilitar que hijos e hijas conformen un hogar propio o aumentar la probabilidad de permanencia en el hogar.

Por último, la fecundidad podría verse afectada a partir del programa, y por ende afectar la probabilidad de salida del hogar (recuadro *c*). Por un lado, como ya fue mencionado podría haber una disminución de la fecundidad, guiada por un aumento en la escolarización. Por otro lado, considerando que la transferencia monetaria se asigna por menor a cargo, podría haber un incentivo sobre la fecundidad. Por lo tanto, el efecto esperado es indeterminado a priori. Teniendo en cuenta los resultados encontrados por Parada (2021), no se espera que este canal lidere el efecto sobre la salida del hogar. Sin embargo, la población de estudio en este trabajo difiere de la analizada por Parada (2021), por lo que no se puede descartar la presencia de efectos heterogéneos.

## 5.2. Uniones y disoluciones de parejas

La transferencia monetaria a partir del programa AFAM-PE puede afectar por medio de diversos canales a la unión o disolución de parejas, los cuales se ilustran en la Figura 2.

Figura 2: Diagrama de la teoría del cambio para uniones y disoluciones de parejas



Fuente: elaboración propia

Al igual que en el caso de la salida del hogar de origen, el aumento en el ingreso (recuadro b) puede afectar los arreglos de pareja de manera directa e indirecta. De manera directa, siguiendo a Becker *et al.* (1977), la un mayor ingreso mejora la posición económica de la titular, afectando la formación de nuevas uniones y las disoluciones. Dicha mejora puede generar que la persona pueda estar más tiempo en el proceso de búsqueda de pareja, y por lo tanto mantenerse soltera durante más tiempo. Esto implicaría un efecto negativo sobre las nuevas uniones. Sin embargo, también puede implicar que la persona sea percibida como una pareja más atractiva y en este caso aumentarían las uniones, por lo que el efecto de un aumento en el ingreso sobre las nuevas uniones sería ambiguo.

Por otro lado, considerando a quienes ya se encuentran en una unión, un aumento del ingreso representa una mejora en la posición de reserva de la titular, pudiendo generar disoluciones de pareja a partir de la no resolución de la negociación.

De forma indirecta, de la misma manera que ocurre con la salida del hogar en la Figura 1, el mayor ingreso puede generar mejoras en el bienestar objetivo y estabilidad de ingresos (recuadros *b1* y *b2* respectivamente), afectando el bienestar subjetivo y las uniones y disoluciones. Asimismo, un aumento en el ingreso a partir de la transferencia puede generar cambios en la inserción laboral de los miembros del hogar (recuadro *b3*), los cuales para el caso de las AFAM-PE se centran principalmente en cambios en la formalidad (Failache *et al.* (2016); Bergolo y Galván (2018); Bergolo y Cruces (2018)). Particularmente, Bergolo y Galván (2018) encuentra que las mujeres en pareja reducen el empleo formal, lo cual puede

afectar el bienestar subjetivo.

Por otro lado, el hecho de la titularidad de las transferencias la tengan principalmente las mujeres (recuadro *d*) afecta por medio de dos canales: generando una redistribución de poder dentro del hogar a favor de las mujeres (recuadro *d1*) y pudiendo generar una mayor carga de trabajo no remunerado asociado a el cumplimiento de las condicionalidades del programa (recuadro *d2*). Teniendo en cuenta las características de las condicionalidades asociadas al programa AFAM-PE no es esperable que la mayor carga de trabajo no remunerado planteada por Molyneux (2009) esté afectando las uniones. Asimismo, no se han encontrado efectos del programa sobre los controles de salud y vacunación de los menores, condicionalidades asociadas que podrían afectar el uso del tiempo (Bérgolo *et al.*, 2016). Esto posiblemente se debe a su universalización en Uruguay, lo que lleva a pensar que este canal podría no estar operando con la misma intensidad que en otros países.

En lo que refiere a la distribución de poder dentro del hogar, el modelo de decisión colectiva (Browning *et al.*, 2011) permite contemplar cambios en la distribución de poder a partir de variaciones en el ingreso relativo, los cuales en este caso podrían favorecer a la titular de la transferencia. La redistribución de poder así como la estabilidad de ingresos y la variación en la carga de trabajo no remunerado pueden afectar el empoderamiento de la mujer beneficiaria, generar cambios en el bienestar subjetivo, disminuir el estrés y afectar el nivel de conflicto dentro del hogar (Bobonis *et al.*, 2013). En ese caso la dirección del efecto sería contraria: una mayor estabilidad de ingreso se espera que disminuya la conflictividad a partir de disminución en el estrés, mientras que la redistribución de poder dentro del hogar podría incrementarla. De la misma manera, la redistribución de poder de negociación a favor de la titular podría tener un efecto positivo sobre el empoderamiento, mientras que si ocurriera un aumento de trabajo no remunerado a partir de las condicionalidades de la transferencia el efecto sería negativo. La redistribución de poder en el hogar y empoderamiento de la mujer son efectos buscados por el programa, a partir de la focalización en mujeres de la titularidad de la transferencia.

Los factores anteriormente mencionados tienen un efecto neto ambiguo sobre las uniones y disoluciones. Un mayor empoderamiento podría generar un aumento en las disoluciones, mientras una disminución del estrés y mayor estabilidad económica pueden tener un efecto positivo en la situación de pareja.

### **5.3. Estructura del hogar**

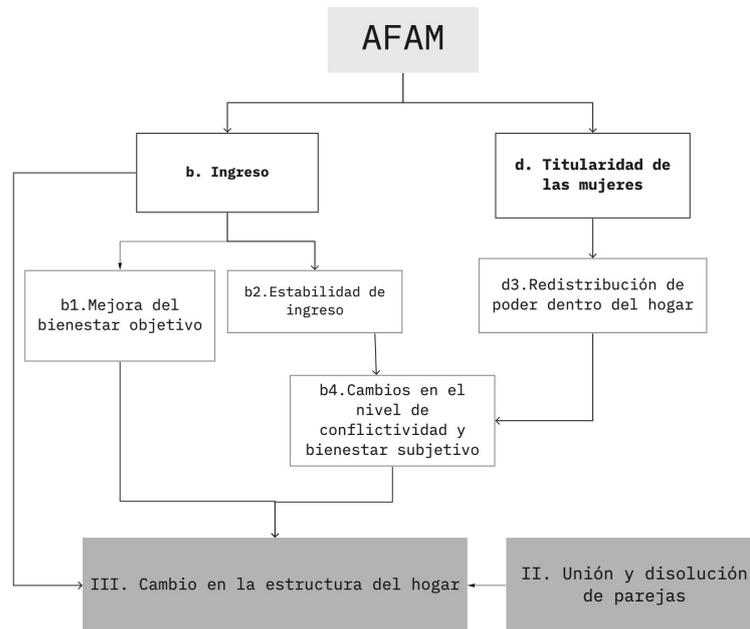
Al igual que en los casos anteriormente planteados, cambios en el ingreso a partir de las AFAM-PE pueden afectar la estructura del hogar a partir de las transiciones dentro y fuera del hogar de sus miembros, las cuales se presentan en la Figura 3. Esto puede generar

transiciones entre distintas estructuras de hogar.

El mayor ingreso (recuadro *b*) opera de manera similar a la ya mencionada en los diagramas anteriores, generando una mejora en el bienestar y estabilidad de ingresos, así como afectando de manera directa a partir del mayor ingreso disponible. De esta manera, el mayor ingreso podría generar que otros individuos pasen a residir en el hogar, transitando hacia un hogar extendido o compuesto. Asimismo, podría colaborar en que, de vivir en un hogar extendido, la titular y su familia pasen a conformar un hogar nuclear. La estabilidad de ingreso conjuntamente con la redistribución de poder de negociación dentro del hogar a favor de la titular (recuadro *d3*), pueden afectar el conflicto con otros tomadores de decisiones dentro del hogar, más allá de la pareja, pudiendo afectar la estructura del hogar.

Por último, aunque no se presenta en la Figura 3 para mayor simplicidad, un efecto sobre la fecundidad de hijos e hijas podría afectar la estructura del hogar. De ser el efecto positivo, podría implicar un mayor pasaje a hogares extendidos. Lo opuesto ocurriría de ser un efecto negativo sobre la fecundidad de hijos e hijas.

Figura 3: Diagrama de la teoría del cambio para la estructura del hogar



Fuente: elaboración propia

#### 5.4. Hipótesis orientadoras

De lo anteriormente planteado se desprende que el efecto esperado del programa AFAM-PE sobre la composición de los hogares es ambiguo. A continuación, se plantean distintas hipótesis orientadoras en torno a los resultados de interés.

Primero, se espera encontrar un efecto negativo sobre la salida del hogar de origen de hijos e hijas a partir de la participación del programa AFAM-PE. Asimismo, se espera que este efecto esté guiado por un aumento en la escolarización.

Luego, en lo que refiere a la situación de pareja se espera encontrar resultados en línea con el trabajo de Parada (2018) para el caso del PANES. Es decir, se espera que el programa AFAM-PE genere mayor estabilidad en los acuerdos conyugales. Considerando los distintos canales presentados, se espera que este efecto esté guiado por el ingreso, generando mayor estabilidad. Sin embargo, como ya fue mencionado, ambos programas difieren en su diseño, por lo que los distintos canales podrían operar con mayor o menor intensidad.

En cuanto al tipo de hogar, se espera encontrar un efecto negativo sobre la probabilidad de que el hogar sea extendido o compuesto. Esto puede ocurrir debido a una mayor estabilidad en las uniones, generando que los hogares beneficiarios transiten en menor medida hacia hogares extendidos o compuestos, así como debido a un mayor ingreso a partir de la transferencia monetaria.

La mayor permanencia en el hogar de origen, los cambios entre distintos tipos de hogar y las uniones y las disoluciones, afectan el tamaño de los hogares. Una mayor permanencia en el hogar por parte de los jóvenes y una mayor estabilidad en las uniones pueden llevar a un aumento en el tamaño del hogar. Asimismo, la disminución de la probabilidad de que el hogar sea extendido podría implicar la reducción del hogar. Por lo tanto, el efecto esperado sobre el tamaño del hogar dependerá de la magnitud de las transiciones mencionadas, siendo ambiguo y por lo tanto se determinará de manera empírica.

## **6. Estrategia empírica**

### **6.1. Fuentes de información**

Para realizar este trabajo se utilizan diversas fuentes de información, presentadas a continuación. Para obtener las variables demográficas de interés se recurre a registros administrativos del MIDES los cuales permiten contar con la información pretratamiento, y a la información recogida en la primera ola de la Encuesta de Seguimiento de AFAM-PE (ESAFAM) realizada entre setiembre del año 2011 y principios del año 2013. En base a la información de ambas fuentes se construyen las transiciones a estudiar.

Para analizar los canales se utiliza, por un lado, la ESAFAM, la cual cuenta con información de interés sobre variables del mercado de trabajo. La dificultad reside en que la información proveniente de la ESAFAM abarca únicamente a quienes continúan en el hogar. Para solucionar este problema se recurre a dos fuentes de información adicionales, los

registros de educación media (SECLI-UTU) y los registros del Certificado del Nacido Vivo (CNV). Gracias al convenio de asistencia técnica para la evaluación de AFAM - PE entre el MIDES y la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración (FCEA, Udelar), estas fuentes de información se pueden fusionar con los registros administrativos del MIDES y con la ESAFAM, generando una base de datos rica que permite contar con información confiable sobre canales de interés.

### **Datos de línea de base**

Se cuenta con información proveniente de los registros del programa AFAM-PE, desde el inicio del programa en el año 2008 a octubre del año 2010. Los registros contienen información socioeconómica y demográfica de los hogares, de particular interés para este trabajo. Asimismo, la información disponible se complementa con registros sobre el momento de postulación y de ingreso al programa (de haber ingresado) así como el puntaje del ICC correspondiente a cada hogar.

### **Primera ola de la Encuesta de seguimiento de AFAM-PE (ESAFAM)**

Con el objetivo de realizar las evaluaciones de impacto previamente mencionadas (Bérgolo *et al.* (2016); Rivero *et al.* (2019)) se realizaron dos olas de encuestas de seguimiento. La obtención de los datos se encuentra comprendida por el marco del convenio MIDES - IECON, UDELAR. El presente trabajo utiliza la primera ola de la ESAFAM, una encuesta representativa de hogares postulantes al programa, cuya muestra fue diseñada por investigadores del Instituto de Estadística (FCEA - Udelar) con el objetivo de utilizar la estrategia de identificación de diseño discontinuo. Para eso, se cuenta con hogares en un entorno determinado por encima y por debajo del puntaje de corte del Índice de Carencias Críticas (ICC) que determina la elegibilidad. En el caso de la ESAFAM dicho entorno está comprendido entre -0.044 y 0.0727 del punto de corte de ingreso al programa, sobrerrepresentando en la muestra los hogares en ese entorno.

El universo está constituido por hogares que solicitaron la prestación desde el inicio del programa hasta el 30 de octubre del año 2010, y el trabajo de campo fue realizado entre setiembre 2011 y febrero de 2013.

La ESAFAM I cuenta con la información correspondiente a la línea de base, y agrega módulos en las dimensiones de educación, salud, mercado laboral y condiciones de vivienda y acceso a bienes durables. En particular, cuenta con información sobre los integrantes del hogar así como características socio-demográficas de interés para este trabajo.

## Registros del Certificado de Nacido Vivo (CNV)

Para explorar la fecundidad de las hijas como posible canal que afecte la salida del hogar se utilizan datos provenientes de los registros nacionales del Certificado de Nacido Vivo entre 2003 y 2013.<sup>3</sup> Estos registros pueden unirse a la información disponible de la ESAFAM y los registros administrativos del MIDES a través de la identificación de las jóvenes. De esta forma, para las jóvenes que integran hogares postulantes a AFAM-PE se sabe su historia reproductiva desde 2003 al año de realización de la ESAFAM. El uso de este registro permite tener información tanto para las jóvenes que siguen en el hogar como las que se fueron. Aquellas mujeres que no se encuentren en el CNV es porque no han dado a luz en el territorio uruguayo durante los años disponibles. El CNV se utiliza para estimar diferencias en línea de base así como el posible efecto del programa.

## Registros SECLI y UTU

El sistema educativo de enseñanza media produce información para cada estudiante sobre su trayectoria. Para este trabajo se utiliza información a partir del Sistema de Secretarías Informatizadas (SECLI) y registros de UTU, las cuales permiten contar con información sobre la educación media para los jóvenes, tanto quienes permanecen en el hogar como quienes no. La información se encuentra disponible a partir del año 2004 y permite analizar la asistencia al sistema educativo de enseñanza media, y en el caso del liceo el nivel educativo obtenido. En base al número de cédula fue posible concatenar esta información con la del Registro Administrativo de AFAM-PE.

## 6.2. Tratamiento de datos y construcción de variables

A partir de la información proporcionada por el MIDES se logra construir la variable de asignación y de tratamiento efectivo. Los registros utilizados incluyen el puntaje del ICC al momento de la postulación al programa, el cual oficia como instrumento de focalización, determinando la elegibilidad de los hogares. El ICC presenta dos puntos de corte distintos: uno para Montevideo y otro para el interior del país. Para lograr resolver la diferencia en el punto de corte se centra el valor del umbral en torno a cero, de manera que  $ICC^* = ICC - \bar{ICC}$ , siendo  $ICC^*$  el valor del umbral estandarizado para ambas poblaciones,  $ICC$  el valor del índice del hogar y  $\bar{ICC}$  el punto de corte correspondiente (Cattaneo *et al.*, 2020). De esta manera, un puntaje de cero en el  $ICC^*$  de un hogar coincide con el punto de corte correspondiente, siendo puntajes del  $ICC^*$  menores a cero no elegibles y mayores a cero elegibles. Para determinar el tratamiento efectivo, se cuenta con información del MIDES

---

<sup>3</sup>En el año 2009 los registros del CNV transitaron hacia el formato digital, lo cual puede haber generado incompatibilidades ese año.

sobre la asignación efectiva por año, es decir, se puede identificar si en el año correspondiente el hogar participó o no del programa AFAM - PE. Dicha información está disponible para todos los años de interés, pudiendo diferenciar si el criterio de asignación se siguió de manera estricta o no.

En cuanto a las variables de interés, utilizando las cuatro fuentes de información ya presentadas se construye una base de datos unificada que permite observar los cambios en la estructura y transiciones de los hogares así como canales de interés. Con el objetivo de estudiar los cambios a partir de la participación en el programa AFAM-PE, solo se toman en cuenta los integrantes del hogar que pertenecían a este al momento de la postulación. En el Cuadro 1 se detallan las variables a utilizar y la fuente de información de la que provienen.

De las transiciones a estudiar, la que presenta mayor dificultad de medir debido a la naturaleza de los datos es la salida del hogar. Hay tres limitaciones que hay que tener en cuenta al analizar los resultados. Primero, gran parte de los trabajos en la literatura que buscan estudiar la salida del hogar utilizan como variable dependiente la edad a la que ocurre el fenómeno. En este caso, no es posible saber la edad exacta en la que dejan el hogar de origen, por lo que se identifica la salida del hogar en una ventana de tiempo: entre la postulación al programa y la ESAFAM. La segunda limitación proviene de la cantidad de casos, se cuenta con 751 hijos e hijas entre 16 y 24 años al momento de la ESAFAM, lo cual no permite realizar las estimaciones por edad puntual. Para mitigar esto se trabaja con distintos tramos de edad, un tramo entre 16 y 24 años, y dos tramos reducidos: entre 16 y 20 años y entre 18 y 24 años, buscando poder diferenciar un efecto entre hijos e hijas más grandes y más jóvenes. La tercera limitación está vinculada a qué transición es la que se observa. La salida del hogar es un evento reversible, luego de la primera salida del hogar se puede retornar al hogar de origen y eventualmente volver a transicionar fuera de él. Debido a esto, idealmente el fenómeno a analizar como parte de la transición a la adultez es la primera salida del hogar, entendiendo que esa es la que representa un hito para el joven (Furstenberg *et al.* (2008); Filardo (2010)). Igualmente, teniendo en cuenta las edades en las que se observa la salida del hogar y que se trabaja únicamente con quienes se encontraban en el hogar en la línea de base, se espera que en gran parte de los casos se esté captando la primera salida del hogar.

Considerando la información disponible se construyen dos medidas de la salida del hogar, una construida a partir de los registros del MIDES al momento de la postulación y la ESAFAM, y otra a partir de la declaración realizada por parte del hogar en la ESAFAM. Para la primera medida, se contrasta la información sobre los integrantes del hogar en los registros administrativos de línea de base, con los integrantes al momento de la ESAFAM. Si el hijo o hija del jefe del hogar figura en la línea de base como integrante del hogar y ya

no lo es en la ESAFAM se considera que salió del hogar.<sup>4</sup> La segunda medida se construye a partir de lo reportado por la informante en la ESAFAM, en base a la respuesta a “Al primero de enero 2008, ¿había alguna persona que viviera con usted y ahora no viva más en su hogar?”. Si la persona contesta que sí, se le pregunta quién, el vínculo que tiene con el jefe de hogar, y de manera abierta sobre el motivo por el cual ya no vive en el hogar.<sup>5</sup> Asimismo, entendiendo que los hogares pueden tener particularidades que no se captan a nivel individual, y viceversa, los resultados se presentan para dos unidades de análisis: hijos e hijas del jefe de hogar entre 16 y 24 años y hogares con hijos e hijas entre 16 y 24 años de edad. A modo de ejemplo, los resultados para el tramo de edad de 16 a 24 años hacen referencia al efecto sobre la probabilidad de que una hija/o que al momento de la ESAFAM pertenece a ese tramo de edad y vivía en el hogar al postular al programa, se haya ido del hogar. De manera similar, cuando se presentan los resultados para los hogares con jóvenes entre 16 y 24 años, se hace referencia a la probabilidad de que al menos un joven que pertenece a ese tramo de edad al momento de la ESAFAM se vaya de ese hogar -condicionado a que haya hijas/os en ese tramo de edad pertenecientes a dicho hogar-. La salida del hogar ocurre, o no, entre la postulación al programa y la realización de la encuesta.

En lo que refiere a la estabilidad de los arreglos conyugales, este trabajo se enfoca en tres variables: la probabilidad de estar en pareja, las disoluciones y la probabilidad de mantener la misma situación que al momento de la postulación. La transferencia monetaria puede afectar, en primer lugar, a las postulantes. En un segundo orden, la transferencia podría afectar los arreglos de pareja del resto de los miembros del hogar, por lo que las estimaciones se realizan para ambas poblaciones. Los registros de línea de base no incluyen estado civil, por lo que este se reconstruye a partir de la estructura del hogar.<sup>6</sup>

Por último, para estudiar la estructura de los hogares se divide a los hogares entre nuclear monoparental, nuclear biparental y extendido/compuesto.<sup>7</sup> Debido a que la presencia de menores es una condición para participar del programa AFAM-PE, no se cuenta con hogares unipersonales o únicamente parejas. A su vez, contrastando la situación en la ESAFAM con la del momento de la postulación, se construyen variables dummy para las transiciones entre tipo de hogares.

---

<sup>4</sup>Considerando que de ser el hijo o hija la postulante a la transferencia los incentivos para permanecer o no en el hogar pueden ser otros, se excluyen del análisis quienes son los titulares de la transferencia.

<sup>5</sup>Los motivos por los que la persona ya no vive en el hogar fueron procesados para no tomar como salida del hogar a quienes fallecieron o se encuentran privados de su libertad ambulatoria, los cuales ascienden a 7 casos para la población de interés.

<sup>6</sup>Esto genera pérdida de casos en los momentos en los que no es posible identificar los vínculos de pareja. En el caso del jefe de hogar esto no es un problema, debido a que cónyuge del jefe.<sup>es</sup> una categoría explícita. Sin embargo, cuando las familias son más numerosas puede dificultar su identificación.

<sup>7</sup>Un hogar nuclear monoparental es un hogar con padre/madre e hijos/as, un hogar nuclear biparental es un hogar con padre, madre e hijos/as, por último, un hogar extendido es un hogar que incluye otros miembros de la familia fuera de padre y/o madre e hijos mientras que un hogar compuesto incluye otras personas no vinculadas por relaciones de parentesco

Cuadro 1: Variables a utilizar y fuentes de información

Dimensión	VARIABLES DE RESULTADO	FUENTE
Salida del hogar	Variable que toma valor 1 si vivía en el hogar al menos un hijo/a en línea de base y ya no lo hace, y cero en otro caso	ESAFAM y RA MIDES
	Variable que toma valor 1 si el informante declara que vivía en el hogar al menos un hijo/a en el 2008 y ya no lo hace, y cero en otro caso	ESAFAM
	Variable que toma valor 1 si el hijo/a vivía en el hogar en línea de base y ya no lo hace, y cero en otro caso	ESAFAM y RA MIDES
	Variable que toma valor 1 si el informante declara que el hijo/a vivía en el hogar en el 2008 y ya no lo hace, y cero en otro caso	ESAFAM
Situación de pareja	Variable que toma valor 1 si la persona está en pareja y cero en otro caso	ESAFAM y RA MIDES
	Variable que toma valor 1 si la persona es estaba en pareja en línea de base y ya no lo está, y cero en otro caso	ESAFAM y RA MIDES
	Variable que toma valor 1 si la persona es mantiene la misma situación que en línea de base y cero en otro caso	ESAFAM y RA MIDES
Tipo de hogar	Variable que toma valor 1 si el hogar es nuclear monoparental y cero en otro caso	ESAFAM
	Variable que toma valor 1 si el hogar es nuclear biparental y cero en otro caso	ESAFAM
	Variable que toma valor 1 si el hogar es extendido o compuesto y cero en otro caso	ESAFAM
	Variable que toma valor 1 si el hogar es monoparental al momento de la encuesta y no lo era en línea de base, y cero en otro caso	ESAFAM y RA MIDES
	Variable que toma valor 1 si el hogar es biparental al momento de la encuesta y no lo era en línea de base, y cero en otro caso	ESAFAM y RA MIDES
	Variable que toma valor 1 si el hogar es extendido/compuesto al momento de la encuesta y no en línea de base, y cero en otro caso	ESAFAM y RA MIDES
	Cantidad de miembros del hogar	ESAFAM
Tamaño del hogar	Canales de la salida del hogar	
Fecundidad	Variable que toma valor 1 si tiene al menos un hijo/a después de la postulación al programa y cero en otro caso	ESAFAM , RA MIDES y CNV
Educación	Variable que toma valor 1 si asiste a un centro educativo de enseñanza media y cero en otro caso	RA SECLI y UTU
	Variable que toma valor 1 si aprueba primer año de liceo y cero en otro caso	RA SECLI
	Variable que toma valor 1 si aprueba segundo año de liceo y cero en otro caso	RA SECLI
	Variable que toma valor 1 si aprueba tercer año de liceo y cero en otro caso	RA SECLI
	Variable que toma valor 1 si aprueba cuarto año de liceo y cero en otro caso	RA SECLI
Trabajo	Variable que toma valor 1 si trabaja y cero en otro caso	ESAFAM
	Cantidad de horas que trabaja por semana	ESAFAM
	Variable que toma valor 1 si realiza tareas del hogar y cero en otro caso	ESAFAM
Ingreso	Ingreso personal	ESAFAM
	Ingreso per cápita del hogar	ESAFAM

### 6.3. Estrategia de identificación

#### 6.3.1. Regresión discontinua

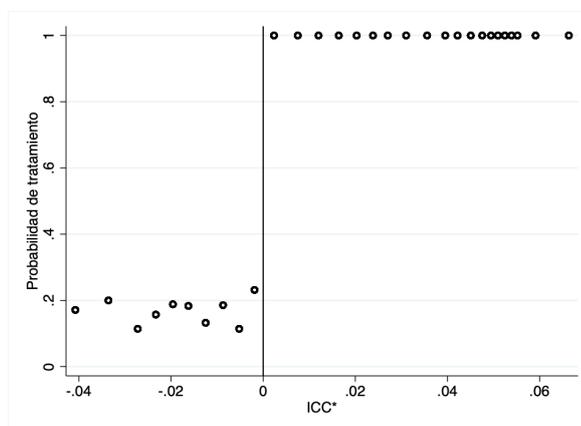
El ingreso al programa AFAM-PE se determina mediante el cumplimiento de dos umbrales. Por un lado, los hogares no deben superar determinado monto de ingreso, para lo cual se considera el ingreso declarado por los hogares y el que figura en los registros del Banco de Previsión Social, siendo el usado para terminar la participación el mayor de estos. El segundo umbral corresponde al ICC. El uso del ICC como criterio de ingreso al programa, y por lo tanto de asignación del tratamiento, genera una discontinuidad en la elegibilidad en el entorno del punto de corte. Hogares que cuentan con un ICC estandarizado (ICC\*) por debajo del punto de corte no son elegibles para el programa, ocurriendo lo contrario con hogares que superan dicho umbral. La discontinuidad en la probabilidad de participación

permite utilizar una metodología de evaluación cuasi experimental: un diseño de regresión discontinua (RD) (Lee y Lemieux, 2010).

Si el tratamiento, en este caso, la participación en el programa, está perfectamente determinada por el puntaje en el ICC\* y por lo tanto por la elegibilidad, el diseño se corresponde con un RD estricto (*sharp*) y la estimación se realiza mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. En el caso del RD estricto, se estima el efecto local promedio del tratamiento, debido a que corresponde al efecto causal promedio en el entorno del puntaje de corte del ICC\*. Por otro lado, si la participación no se determina perfectamente por el ICC\*, pero se observa una discontinuidad en la probabilidad de participación en el puntaje de corte del ICC\*, el diseño es un RD difuso (*fuzzy*) (Angrist y Pischke, 2008). En ese caso, la estimación se realiza utilizando la estrategia de variables instrumentales (VI).

En la Figura 4 se presenta la participación del programa AFAM-PE para los hogares de la ESAFAM en función del índice de elegibilidad (ICC\*) al momento de la postulación. Se observa que hay hogares no elegibles que ingresaron al programa<sup>8</sup>, por lo que la asignación no es perfecta y para lograr una estimación no sesgada se debe usar variables instrumentales, en cuyo caso la estimación corresponde al efecto local promedio del programa.

Figura 4: Asignación al programa AFAM-PE: participación y elegibilidad según puntaje del ICC\*



Notas: Se grafica la proporción de hogares participantes del programa AFAM-PE contra el puntaje del ICC estandarizado (ICC\*) al momento de postulación al programa. La línea negra vertical en el valor cero representa el punto de corte de participación al programa. Puntajes mayores a cero corresponden a hogares elegibles y puntajes menores a cero a hogares no elegibles. Cada circulo negro representa el porcentaje de participación para el respectivo puntaje del ICC\*. Fuente: elaboración propia en base a registros administrativos del MIDES y ESAFAM.

Siguiendo a Angrist y Pischke (2008), se utiliza el método de mínimos cuadrados en dos

<sup>8</sup>La Figura 4 también muestra la correlación entre la elegibilidad y el tratamiento, mostrando la correlación del instrumento con la variable a instrumentar y la viabilidad de utilizar VI.

etapas (2SLS), donde las ecuaciones a estimar son:

$$T_i = \alpha_0 + \alpha_1 D_i + h(icc_i^*) + D_i h(icc_i^*) + \alpha_i X_i + \eta_i \quad (1)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \hat{T}_i + f(icc_i^*) + \hat{T}_i f(icc_i^*) + \beta_i X_i + \epsilon_i \quad (2)$$

Donde,  $T_i$  es el indicador de que el hogar recibió la transferencia y  $Y_i$  es la variable de resultado considerado;  $icc_i^*$  es el puntaje del ICC estandarizado;  $f$  y  $h$  son dos polinomios paramétricos en el puntaje normalizado, a cada lado del umbral;  $X_i$  un vector de variables de control; y  $\eta_i$  y  $\epsilon_i$  son términos de error.  $D_i$  es el indicador de elegibilidad tal que:

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{si } icc_i^* \geq 0 \\ 0 & \text{si } icc_i^* < 0 \end{cases} \quad (3)$$

El parámetro de interés a estimar es  $\beta_1$ , el cual representa el efecto local promedio de la participación del programa AFAM-PE (el tratamiento). Dado que el efecto es local en el entorno escogido del punto de corte del ICC\*, la elección de dicho entorno es relevante para el diseño. En este caso, el ancho de banda es dado por las características del relevamiento, contando con observaciones en un entorno -0.044 a 0.0727 del punto de corte del ICC\*.

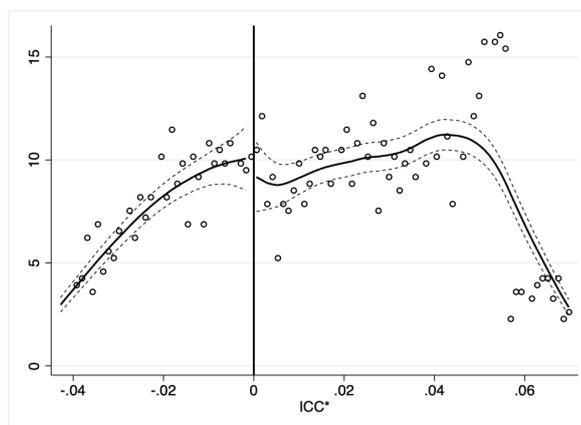
### 6.3.2. Supuesto de identificación

El supuesto de identificación clave para el uso de RD es el supuesto de continuidad local. El supuesto de continuidad requiere que lo único que cambie de manera abrupta en el punto de corte, y afecte los resultados deseados, sea la probabilidad de participación en el programa. El supuesto de continuidad puede no cumplirse por al menos tres motivos: manipulación del índice que determina la participación en el programa, discontinuidades en covariables que afecten los resultados de interés, o discontinuidades en las variables de resultado previo a la implementación del programa.

En cuanto al primer caso, la manipulación del ingreso al programa puede ocurrir si la regla de asignación es conocida con anterioridad o si los postulantes tienen interés y tiempo para ajustar su comportamiento y manipular el ingreso al programa. El mecanismo de construcción del ICC no es información pública para los postulantes, por lo que no sería muy probable observar manipulación debido a conocimiento sobre la asignación. Sin embargo, puede ocurrir manipulación en base a ajustes comportamentales de los individuos, aunque no se sepa la construcción exacta del ICC. Para descartar manipulación por parte de quienes postulan se realiza un análisis de la distribución del puntaje del ICC\* en el entorno del punto de corte, siguiendo a McCrary (2008) y Cattaneo *et al.* (2018). Bajo la hipótesis nula, la densidad debería ser continua en el punto de corte, bajo la hipótesis

alternativa se observaría una acumulación - o *bunching* - en el punto de corte. De cumplirse la hipótesis alternativa, eso sugeriría manipulación del índice. En la Figura 5 se presenta la proporción de hogares según puntaje del ICC\* y la densidad estimada a cada lado del umbral de participación. Se observa que las diferencias a ambos lados del umbral no son estadísticamente significativas y por lo tanto no parecería haber manipulación del ingreso al programa.

Figura 5: Distribución del ICC\* y densidad a cada lado del umbral de elegibilidad con intervalos de confianza



Notas: Densidad del ICC estandarizado (ICC\*) a cada lado del punto de corte. La línea punteada muestra intervalos al 95 % de confianza. La estimación puntual para el test propuesto por McCrary (2008) es -0.157, con un error estándar de 0.156 Fuente: elaboración propia en base a registros administrativos del MIDES.

Adicionalmente, se debe verificar el cumplimiento de continuidad de covariables entre elegibles y no elegibles en el entorno del punto de corte del ICC\*. Para que los resultados puedan ser interpretados como el efecto causal de la política, no debe haber discontinuidades observables en el valor promedio de las covariables en el entorno local. De no cumplirse, posibles discontinuidades en las variables de interés de este trabajo podrían no deberse a la participación en el programa AFAM-PE, sino a diferencias en características de los individuos. Para verificar continuidad en covariables en la línea de base, se realizan las estimaciones presentadas en la Ecuación 1 y Ecuación 2, utilizando como variable dependiente el sexo, la región de residencia y la edad. Las estimaciones se realizan para todos los miembros del hogar, los hijos e hijas entre 16 y 24 años y las personas postulantes al programa.

En el Cuadro 2 se presentan las estimaciones realizadas para analizar la continuidad en covariables en la línea de base. Se encuentra que no hay diferencias significativas a nivel del sexo para el total de los integrantes del hogar. Sin embargo, a nivel de la edad se observan diferencias significativas. Lo mismo sucede a nivel de la región de residencia, aunque en este caso la significación no se mantiene al incorporar controles. En el Cuadro A.1 en el Anexo se representa la edad y la probabilidad de vivir en Montevideo (región) contra el

puntaje del ICC\*, donde se observa que no parecería haber una discontinuidad. En particular, en el caso de la región se observan algunos valores en ambos extremos que podrían estar afectando los resultados de la estimación. Los resultados para los hijos e hijas no difieren de lo presentado para la totalidad de los integrantes del hogar. Por último, en el caso de la persona postulante, se observa que parecería haber diferencias en cuanto al sexo de la postulante. Esto es esperable considerando que el programa otorga preferencia a las mujeres al momento de asignar la transferencia, observándose una elevada proporción de mujeres en el grupo de control (78 %). En base a lo anterior, no se encuentra evidencia suficiente para rechazar el supuesto de continuidad local en las covariables.

Cuadro 2: Continuidad local de covariables en línea de base. Registros de línea de base.

	Media no elegibles	Especificaciones				N
		(1)	(2)	(3)	(4)	
Todos los integrantes del hogar						
Sexo	0.66	-0.00875 (0.0367)	0.0678 (0.0642)	0.0155 (0.0368)	0.0787 (0.0639)	3187
Edad	32.4	-4.136*** (1.385)	-4.853** (2.058)	-4.161*** (1.384)	-4.087** (2.056)	3187
Región	0.38	-0.438*** (0.0982)	0.178 (0.153)	-0.439*** (0.0983)	0.177 (0.153)	3187
Hijos e hijas entre 16 y 24 años						
Sexo	0.53	0.105 (0.124)	-0.0348 (0.191)	0.119 (0.126)	-0.0380 (0.192)	751
Edad	18.51	-0.789 (0.535)	-0.819 (0.706)	-0.718 (0.597)	-0.837 (0.777)	751
Región	0.34	-0.517*** (0.127)	-0.0977 (0.187)	-0.521*** (0.126)	-0.0963 (0.186)	751
Postulantes						
Sexo	0.78	0.255*** (0.0658)	0.371*** (0.110)	0.224*** (0.0651)	0.341*** (0.110)	1939
Edad	42.5	-7.466*** (1.777)	-5.995** (2.584)	-5.241*** (1.785)	-2.832 (2.667)	1939
Región	0.32	-0.469*** (0.0988)	0.116 (0.149)	-0.484*** (0.101)	0.108 (0.153)	1939
Controles		No	Sí	No	Sí	
Especificación del ICC*		Lineal	Lineal	Cuadrática	Cuadrática	

Notas: Las estimaciones se realizan con errores estándar clusterizados por ICC\*. Variables dependientes: edad, variables dummy para el sexo que toma valor 1 si la titular es mujer y cero en otro caso, y variable dummy de región de residencia que toma valor 1 si el hogar reside en Montevideo y cero en otro caso. Variables de control: edad, variables dummy para el sexo que toma valor 1 si la persona es mujer y cero en otro caso, y variable dummy de región de residencia que toma valor 1 si el hogar reside en Montevideo y cero en otro caso, dependiendo de la variable dependiente a estimar.

\*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1

Fuente: Estimaciones propias en base a registros de línea de base del MIDES.

Asimismo, más allá de requerir continuidad en covariables, debemos observar continuidad previo al tratamiento en las variables de interés. Esto implica que las variables de resultado en la línea de base sean funciones continuas en el entorno del punto de corte del ICC\* previo a la implementación del tratamiento, y que por lo tanto:

$$E[Y_i^0 | ICC^* = 0]$$

y

$$E[Y_i^1 | ICC^* = 0]$$

En el Cuadro 3 se presentan los resultados de las estimaciones previo a la postulación de varias de interés para este trabajo. No se encuentran diferencias entre hogares elegibles y no elegibles en lo que refiere a la estructura del hogar, siendo los coeficientes de pequeña magnitud y no significativos para la probabilidad de que el hogar sea monoparental, biparental o compuesto. Lo mismo se observa con la probabilidad de estar en pareja para todos los miembros del hogar y la probabilidad de tener al menos un hijo previo al programa para hijas entre 16 y 24 años al momento de la ESAFAM. En base a lo presentado, se puede concluir que no se observan diferencias al momento de la postulación entre hogares elegibles y no elegibles que puedan estar afectando los resultados de interés.

Cuadro 3: Continuidad local en variables de interés en línea de base. Registros de línea de base.

	Media no elegibles	Especificaciones				N
		(1)	(2)	(3)	(4)	
Probabilidad hogar monoparental	0.51	-0.0471 (0.0875)	-0.0906 (0.0899)	0.0165 (0.143)	-0.0337 (0.144)	1753
Probabilidad hogar biparental	0.25	-0.0525 (0.0812)	-0.0234 (0.0822)	-0.108 (0.136)	-0.0507 (0.136)	1753
Probabilidad hogar compuesto	0.24	0.0831 (0.0678)	0.0869 (0.0680)	0.0941 (0.103)	0.0835 (0.105)	1753
Probabilidad de estar en pareja	0.33	-0.00536 (0.0595)	0.00438 (0.0570)	-0.0406 (0.0938)	0.0231 (0.0866)	2817
Cantidad de miembros del hogar	3.79	0.255 (0.157)	0.317* (0.166)	0.195 (0.236)	0.273 (0.245)	1753
Probabilidad de tener un hijo	0.016	0.0319 (0.0499)	0.0243 (0.0506)	0.0592 (0.0690)	0.0493 (0.0687)	401
	Controles	No	Sí	No	Sí	
	Especificación del ICC*	Lineal	Lineal	Cuadrática	Cuadrática	

Notas: Las estimaciones se realizan con errores estándar clusterizados por ICC\*. Variables de control: edad, variables dummy para el sexo que toma valor 1 si la persona es mujer y cero en otro caso, y variable dummy de región de residencia que toma valor 1 si el hogar reside en Montevideo y cero en otro caso.

\*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1

Fuente: Estimaciones propias en base a registros de línea de base del MIDES y registros del CNV.

## 7. Resultados

En la presente sección se presentan los resultados del programa AFAM-PE sobre las variables de interés de este trabajo. En la sección 7.1 se presentan los resultados sobre la probabilidad de salida del hogar de origen de hijos e hijas, seguido por los resultados sobre canales de interés. Los canales a evaluar son determinados a partir de lo presentado en la Figura 1, estimando el efecto de la política en variables educativas, laborales y en la fecundidad de las hijas. Finalmente, en la sección 7.2 se presentan los resultados sobre uniones y disoluciones de pareja y estructura del hogar, para la totalidad de los hogares y

los hogares con hijos e hijas en tramos de edad de relevancia para la salida del hogar de origen.

## **7.1. Salida del hogar de origen**

### **7.1.1. Resultados principales**

En esta sección se presentan los resultados del programa AFAM-PE sobre la salida del hogar de hijos e hijas. Para ello, se toman dos unidades de análisis. Se realizan las estimaciones a nivel de los hogares, considerando a los hogares con jóvenes en los tramos etarios de interés, y también a nivel de los individuos considerando que pueden existir heterogeneidades a nivel individual que las estimaciones por hogar no captan. Los individuos de interés para estas estimaciones son los hijos e hijas del jefe de hogar, en edades entre 16 y 24 años al momento de la ESAFAM. En el Cuadro A.2 en el Anexo se presentan los porcentajes de hijos e hijas que dejan el hogar entre la postulación al programa y la ESAFAM, según las medidas mencionadas y para los tramos de edad de interés.

Se observa que la probabilidad de salida del hogar de origen aumenta con la edad, tanto para elegibles como no elegibles. Asimismo, para los distintos tramos utilizados se observa que la probabilidad de salida del hogar es siempre menor para los hogares elegibles, reforzando la hipótesis inicial de que se espera encontrar un efecto de mayor permanencia en el hogar de origen. A su vez, esta diferencia - medida en pp - se incrementa con la edad.

Las estimaciones se realizan para los tramos de edad presentados en el Cuadro A.2, y los resultados se presentan en el Cuadro 4. En los casos en los cuales las estimaciones cuentan con variables de control se presenta únicamente el valor del parámetro estimado para la probabilidad de salida del hogar. Las columnas (1) y (2) presentan las estimaciones para la especificación polinómica de primer orden de la función del ICC\*, sin y con variables de control respectivamente; mientras que las columnas (3) y (4) lo hacen para la especificación cuadrática de la función, sin y con controles. Las variables de control utilizadas corresponden a la edad, el sexo y la región de residencia del hijo o hija en las estimaciones por individuos, y del jefe de hogar en las estimaciones por hogares.

Los resultados indican que no se encuentran efectos significativos del programa AFAM-PE sobre la probabilidad de salida del hogar para los jóvenes de 16 a 24 años, para ninguna de las especificaciones consideradas. Este resultado se mantiene al observar las dos medidas utilizadas, ya sea considerando individuos u hogares. Sin embargo, este efecto parecería no ser homogéneo entre tramos de edad. Al observar el tramo de edad entre 18 a 24 años, se encuentra un efecto negativo que se mantiene a través de las distintas medidas y especificaciones utilizadas. Esto representaría una menor probabilidad de salida del hogar para

hijos e hijas en hogares elegibles, indicando una mayor permanencia en el hogar de origen. Dicho efecto es significativo al 5% al observar la especificación cuadrática en ambas medidas utilizadas, sin y con controles, encontrándose el efecto en el entorno de los 20pp. Eso representaría un efecto de una magnitud considerable, de una reducción de entre 1,14 y 1,28 veces el valor de la media del grupo de control. Sin embargo, la magnitud de los coeficientes estimados varía considerablemente entre especificaciones. Por último, no se encuentra un efecto significativo al considerar a los hijos e hijas más jóvenes, en el tramo de 16 a 20 años. Esto es esperable, considerando la menor probabilidad de salida del hogar en ese tramo de edad.

Cuadro 4: Efectos del programa AFAM-PE sobre la probabilidad de salida en el hogar al momento de la ESAFAM. Según hogares e individuos utilizando registros y declaración.

<i>Panel a) Registros</i>						
	Media no elegibles	(1)	Especificaciones			N
			(2)	(3)	(4)	
<b>Hogares</b>						
Hogares con jóvenes de 16 a 20 años	0.113	0.0144 (0.0602)	0.0209 (0.0670)	-0.0164 (0.0890)	-0.0165 (0.0914)	509
Hogares con jóvenes de 18 a 24 años	0.221	-0.127 (0.0813)	-0.100 (0.0868)	-0.286** (0.112)	-0.284** (0.116)	368
Hogares con jóvenes de 16 a 24 años	0.178	-0.0632 (0.0643)	-0.0323 (0.0686)	-0.108 (0.0916)	-0.0988 (0.0935)	583
<b>Jóvenes por tramo de edad</b>						
16 a 20 años	0.111	-0.0148 (0.0524)	0.00694 (0.0567)	-0.0308 (0.0781)	0.0113 (0.0787)	600
18 a 24 años	0.218	-0.090 (0.0876)	-0.0143 (0.0869)	-0.295*** (0.112)	-0.249** (0.106)	442
16 a 24 años	0.170	-0.0645 (0.0595)	0.0164 (0.0598)	-0.119 (0.0848)	-0.0453 (0.0808)	751
Controles Especificación del ICC*		No Lineal	Sí Lineal	No Cuadrática	Sí Cuadrática	
<i>Panel b) Declaración en ESAFAM I</i>						
	Media no elegibles	(1)	Especificaciones			N
			(2)	(3)	(4)	
<b>Hogares</b>						
Hogares con jóvenes de 16 a 20 años	0.098	-0.0086 (0.0546)	-0.0240 (0.0605)	-0.0349 (0.0828)	-0.0381 (0.0840)	509
Hogares con jóvenes de 18 a 24 años	0.205	-0.123* (0.0727)	-0.118 (0.0765)	-0.263** (0.106)	-0.271** (0.108)	368
Hogares con jóvenes de 16 a 24 años	0.155	-0.0522 (0.0572)	-0.0403 (0.0606)	-0.112 (0.0843)	-0.107 (0.0849)	583
<b>Jóvenes por tramo de edad</b>						
16 a 20 años	0.097	-0.0161 (0.0452)	-0.00483 (0.0486)	-0.0361 (0.0705)	-0.0006 (0.0698)	595
18 a 24 años	0.209	-0.0971 (0.0868)	-0.0294 (0.0867)	-0.314*** (0.113)	-0.267** (0.106)	437
16 a 24 años	0.146	-0.0295 (0.0510)	0.0354 (0.0523)	-0.0900 (0.0689)	-0.0280 (0.0680)	744
Controles Especificación del ICC*		No Lineal	Sí Lineal	No Cuadrática	Sí Cuadrática	

Notas: Las estimaciones a nivel del hogar se realizan con errores estándar clusterizados por ICC\*. Las estimaciones a nivel de los individuos se realizan con errores estándar clusterizados por identificador del hogar. Los errores estándar clusterizados se presentan entre paréntesis. Variables de control estimaciones por hogares: edad, variables dummy para el sexo que toma valor 1 si la titular es mujer y cero en otro caso, y variable dummy de región de residencia que toma valor 1 si el hogar reside en Montevideo y cero en otro caso. Variables de control estimaciones por individuos: edad, variables dummy para el sexo que toma valor 1 si la persona es mujer y cero en otro caso, y variable dummy de región de residencia que toma valor 1 si el hogar reside en Montevideo y cero en otro caso.

\*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1

Fuente: Estimaciones propias en base a ESAFAM y registros de línea de base del MIDES.

En la Figura 6 se da cuenta del efecto del programa AFAM-PE sobre la probabilidad de salida del hogar utilizando la medida en base a registros administrativos.<sup>9</sup> Se observa como la probabilidad de salida del hogar disminuye a lo largo del puntaje del ICC\* de manera continua para el tramo entre 16 y 20 años. Al observar el tramo entre 18 y 24 años se observa una discontinuidad en el punto de corte de elegibilidad del ICC\*, en línea con los resultados

<sup>9</sup>Se presentan los gráficos para la medida construida en base a registros del MIDES para jóvenes según distintos tramos de edad. Los gráficos correspondientes a las estimaciones según hogares y la medida auto-reportada de salida del hogar se encuentran disponibles a solicitud.



de educación liceal. La segunda sección se centra en los cambios que pueden ocurrir en la inserción laboral a partir de la participación en el programa, analizando la probabilidad de trabajar, las horas trabajadas y el ingreso del joven. Por último, se presentan los resultados sobre la probabilidad de tener al menos un hijo luego de la postulación al programa.

Las estimaciones realizadas son las planteadas en la Ecuación 2, considerando como variable dependiente el canal de interés. A partir de la ESAFAM se estima el impacto de la política sobre variables del mercado de trabajo de los hijos e hijas entre 16 y 24 años. La información a partir de la encuesta permite analizar diferencias entre los jóvenes elegibles y no elegibles que se quedaron en el hogar, pudiendo haber diferencias entre quienes ya no forman parte del mismo no contempladas en estos resultados. Para mitigar el problema de disponibilidad de información se utilizan otras dos fuentes de datos adicionales, las cuales permiten el pegado de la información con independencia de si el joven se encuentra o no en el hogar de origen: los registros educativos de SECLI y UTU para indagar sobre el efecto de la política sobre la asistencia y el nivel educativo alcanzado en educación media, y los registros a partir del Certificado del Nacido Vivo con el objetivo de estudiar el canal de la fecundidad en las hijas.

Es de relevancia mencionar que los canales estudiados en este trabajo no representan una lista taxativa, pudiendo haber otros factores afectando la permanencia dentro del hogar que no se encuentran contemplados.

#### *Educación*

La participación del programa AFAM-PE puede estar afectando la asistencia y el nivel educativo, y de esta manera la probabilidad de salida del hogar. Esto puede ocurrir por al menos dos motivos, por un lado, la transferencia monetaria puede promover una mayor escolarización, en particular de los hijos e hijas del jefe de hogar. Por otro lado, las condicionalidades educativas asociadas a la participación del programa pueden estar afectando la escolarización de quienes son o fueron los beneficiarios. En ese sentido, en los tramos de edad con los que se trabaja coexisten individuos que fueron o son beneficiarios del programa al momento de la encuesta, con individuos que aunque residen en hogares elegibles nunca lo fueron, por lo que se espera que la intensidad del impacto de la política varíe. Igualmente, aunque la condicionalidad educativa no haya operado, se podría encontrar un efecto a causa de la transferencia monetaria. Se estima el efecto del programa sobre la probabilidad de asistencia educativa al año de la encuesta, ya sea al liceo o a UTU, así como sobre la probabilidad de haber culminado de primero a cuarto de liceo. Para esto se utilizan los registros educativos de SECLI y UTU, por lo que se logra incluir a todos los hijos e hijas, quienes siguen en el hogar y quienes no. Los resultados de las estimaciones se presentan en el Cuadro

5.<sup>11</sup>

Se observa un efecto positivo sobre la probabilidad de asistencia a un centro de enseñanza media al momento de la encuesta, aunque este efecto únicamente es significativo al 10 % en el caso de la especificación utilizando el polinomio cuadrático y sin controles. Esto sucede en el tramo de edad de 16 a 24 años y 16 a 20, por lo que parecería estar guiado por los hijos e hijas más jóvenes. En la Figura A.2 del Anexo se observa la probabilidad de asistencia contra el puntaje del ICC\*, donde no parecería observarse una discontinuidad.

Cuadro 5: Efecto del programa AFAM-PE sobre variables educativas al momento de la ESAFAM.

	Tramo de edad	Media no elegibles	(1)	(2)	(3)	(4)	N
<b>Asistencia</b>							
Asistencia a educación media	16 a 20 años	0.304	0.0474 (0.0867)	0.0243 (0.0855)	0.324** (0.143)	0.189 (0.137)	600
	18 a 24 años	0.149	-0.0193 (0.0875)	-0.0256 (0.0810)	0.196 (0.154)	0.169 (0.145)	442
	16 a 24 años	0.246	0.0669 (0.0783)	0.00295 (0.0736)	0.304** (0.129)	0.184 (0.116)	751
<b>Nivel educativo</b>							
Primer año culminado	16 a 20 años	0.626	0.132 (0.0887)	0.0412 (0.0934)	0.158 (0.138)	0.105 (0.139)	600
	18 a 24 años	0.513	0.270** (0.114)	0.0887 (0.113)	0.307* (0.185)	0.230 (0.180)	442
	16 a 24 años	0.559	0.228*** (0.0850)	0.0690 (0.0860)	0.291** (0.130)	0.185 (0.126)	751
Segundo año culminado	16 a 20 años	0.557	0.139 (0.0921)	0.0354 (0.0962)	0.127 (0.146)	0.0893 (0.148)	600
	18 a 24 años	0.479	0.277** (0.116)	0.105 (0.115)	0.216 (0.188)	0.150 (0.183)	442
	16 a 24 años	0.505	0.211** (0.0869)	0.0576 (0.0891)	0.232* (0.137)	0.147 (0.136)	751
Tercer año culminado	16 a 20 años	0.457	0.129 (0.0958)	0.0375 (0.0997)	0.0369 (0.152)	0.0269 (0.152)	600
	18 a 24 años	0.406	0.154 (0.118)	-0.0296 (0.115)	0.0620 (0.193)	-0.0009 (0.186)	442
	16 a 24 años	0.413	0.163* (0.0897)	0.0272 (0.0921)	0.114 (0.143)	0.0575 (0.140)	751
Cuarto año culminado	16 a 20 años	0.189	0.0132 (0.0733)	-0.0288 (0.0760)	-0.243** (0.113)	-0.209* (0.111)	600
	18 a 24 años	0.215	0.0705 (0.105)	-0.0159 (0.104)	-0.109 (0.161)	-0.132 (0.159)	442
	16 a 24 años	0.183	0.0232 (0.0679)	-0.0457 (0.0699)	-0.183* (0.101)	-0.183* (0.0977)	751
Controles			No	Sí	No	Sí	
Especificación del ICC*			Lineal	Lineal	Cuadrática	Cuadrática	

Notas: Las estimaciones se realizan con errores estándar clusterizados por identificador del hogar. Los errores estándar clusterizados se presentan entre paréntesis. Variables dependientes: Variable dummy que toma valor uno si la persona asiste a un centro educativo liceal o utu en el año de la encuesta y cero en otro caso. Variables de nivel educativo: variable dummy que toma valor uno si la persona culmina primer año de liceo y cero en otro caso, variable dummy que toma valor uno si la persona culmina segundo año de liceo y cero en otro caso, variable dummy que toma valor uno si la persona culmina tercer año de liceo y cero en otro caso, y una variable dummy que toma valor uno si la persona culmina cuarto año de liceo y cero en otro caso. Variables de control: edad, variables dummy para el sexo que toma valor 1 si la persona es mujer y cero en otro caso, y variable dummy de región de residencia que toma valor 1 si el hogar reside en Montevideo y cero en otro caso.

\*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1

Fuente: Estimaciones propias en base a registros educativos de SECLI y UTU.

Con el objetivo de estimar el impacto de la política sobre el nivel educativo se realizan las estimaciones ya presentadas con variables dummy reflejando la culminación de cada año de educación liceal como variable dependiente. En el caso de la probabilidad de haber culminado primer año de liceo, los coeficientes estimados son positivos para los tres tramos

<sup>11</sup>Se realizan las mismas estimaciones agregando como variable de control el nivel educativo del jefe de hogar, no encontrando diferencias. Los resultados se encuentran disponibles a solicitud.

de edad. En particular, en el tramo de 16 a 24 años de edad son significativos al 1 % para en el caso de la estimación en la columna (1) y al 5 % en el caso de la columna (3), ambas sin controles. La probabilidad de culminar segundo año de liceo arroja resultados similares a primer año de liceo, siendo la magnitud de los coeficientes similares y significativos al 5 % en la estimación con el polinomio lineal en el tramo de 16 a 24 años y 18 a 24 años. En este caso, los resultados en la columna (3), con el polinomio cuadrático, dejan de ser significativos en el tramo de edad de 18 a 24 años. Aunque las estimaciones no son significativas al utilizar controles, en la Figura A.3 y Figura A.4 del Anexo se puede observar una discontinuidad en la probabilidad de culminar primer y segundo año respectivamente, lo que podría indicar un posible efecto de la política. En cuanto a la probabilidad de culminar tercer y cuarto año de liceo, se observa que los coeficientes estimados reducen su magnitud y pierden significación en relación a los resultados de primer y segundo año. En particular, los coeficientes estimados para la probabilidad de culminar cuarto año de liceo presentan un signo negativo en las especificaciones (2), (3) y (4). Sin embargo, considerar la aprobación de cuarto año de liceo en individuos de 16 años puede ser muy exigente, considerando que algunos pueden continuar cursando. Al observar los gráficos correspondientes para la probabilidad de culminar tercero y cuarto de liceo, en la Figura 10 y Figura 11 del Anexo, no se observa discontinuidad en el entorno del punto de corte del ICC\*.

Por último, no se encuentran diferencias en los resultados presentados al restringir las estimaciones únicamente a los jóvenes que se quedan en el hogar. En base a los resultados presentados para las distintas variables educativas, no se puede descartar la hipótesis de que la política haya afectado los resultados educativos observados, y por ende que la mayor permanencia en el hogar de origen se encuentre guiada por la educación.

#### *Trabajo*

Siguiendo lo planteado en la Figura 1, la participación en el programa AFAM-PE puede afectar la inserción laboral, afectando la probabilidad de salida del hogar de los hijos e hijas. Particularmente, considerando lo plantado en la sección anterior, el aumento en la probabilidad de asistencia a un centro educativo puede tener un efecto negativo sobre la probabilidad de trabajar, postergando la salida del hogar de origen. Con el objetivo de analizar este canal se realizan las estimaciones previamente presentadas para estimar el efecto de la política sobre la probabilidad de trabajar, la cantidad de horas trabajadas, y el ingreso del joven. Las estimaciones se realizan para las hijas e hijos entre 16 y 24 años que permanecen en el hogar de origen, y para los tramos adicionales presentados en la Sección 7.1.1, de 16 a 20 años y 18 a 24 años.

En el Cuadro 6 se presentan los resultados de las estimaciones para la probabilidad de trabajar y la cantidad de horas trabajadas. No se observa un efecto de la política sobre la

probabilidad de trabajar para la totalidad de los hijos a hijas entre 16 y 24 años. El coeficiente estimado oscila de signo pasando de negativo sin controles, a positivo con controles, y su magnitud es pequeña y no significativa en las distintas especificaciones presentadas. Lo mismo sucede con el tramo de 16 a 20 años, mientras que en el tramo de 18 a 24 años se encuentra un efecto positivo en las cuatro especificaciones y de mayor magnitud, sin embargo continua sin ser significativo. Esto podría deberse a un problema de potencia de los resultados asociado a la baja cantidad de casos con los que se está trabajando. Sin embargo, al observar la Figura A.7 en el Anexo se puede apreciar que no se observa discontinuidad en el entorno del punto de corte de ingreso al programa. Los resultados encontrados sobre la probabilidad de trabajar van en línea con evaluaciones de impacto previas, donde no se encontró un efecto sobre la probabilidad de trabajar para el total de las personas entre 18 y 64 años, y tampoco para las personas adultas postulantes al programa (Bérgolo *et al.*, 2016).

Cuadro 6: Efecto del programa AFAM-PE sobre la probabilidad de trabajar y la cantidad de horas trabajadas de los hijos e hijas según distintos tramos de edad al momento de la ESAFAM

	Tramo de edad	Media no elegibles	(1)	(2)	(3)	(4)	N
Probabilidad de trabajar	16 a 20 años	0.328	-0.0123 (0.0837)	0.0349 (0.0814)	-0.0148 (0.128)	0.126 (0.122)	546
	18 a 24 años	0.562	0.0282 (0.132)	0.0990 (0.132)	0.193 (0.235)	0.209 (0.230)	356
	16 a 24 años	0.399	-0.0688 (0.0874)	0.0433 (0.0800)	-0.0883 (0.140)	0.0128 (0.125)	651
Cantidad de horas trabajadas	16 a 20 años	6.172	-3.097 (3.221)	-1.110 (3.151)	-3.491 (4.596)	1.682 (4.396)	546
	18 a 24 años	14.143	-3.128 (5.387)	-0.303 (5.243)	-1.621 (9.139)	-0.721 (8.613)	356
	16 a 24 años	7.872	-5.481 (3.484)	-0.952 (3.123)	-8.446 (5.362)	-4.364 (4.636)	651
Controles			No	Sí	No	Sí	
Especificación del ICC*			Lineal	Lineal	Cuadrática	Cuadrática	

Notas: Las variables dependientes son: variable dummy que toma valor uno si la persona trabaja, y cero en otro caso; variable que refleja la cantidad de horas trabajadas por semana. Entre paréntesis se encuentran los errores estándar clusterizados por identificador del hogar. Variables de control: edad, variables dummy para el sexo que toma valor uno si la persona es mujer y cero si no, variable dummy de región de residencia que toma valor uno si el hogar reside en Montevideo y cero en otro caso.

\*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$

Fuente: Estimaciones propias en base a ESAFAM.

A su vez, en el Cuadro 6 se observan los resultados de las estimaciones utilizando como variable dependiente la cantidad de horas trabajadas. En este caso, se incluyen quienes no trabajan computando un cero en la cantidad de horas. Al igual que lo observado en el caso de la probabilidad de trabajar, no parecería haber un efecto sobre las horas trabajadas de los hijos e hijas entre 16 a 24 años. En este caso, el efecto es negativo y no significativo en las cuatro especificaciones utilizadas, y el coeficiente asociado es impreciso, encontrándose

entre -0.954 y -8.446. Resultados similares se observa para el tramo entre 16 a 20 años y 18 a 24 años. En la Figura A.8 del Anexo se observa el promedio de horas trabajadas según puntaje del ICC\*, encontrando una gran dispersión y sin observarse una discontinuidad en el punto de corte. La dispersión podría deberse a una menor probabilidad de trabajar de los hijos e hijas más jóvenes, por lo que se realizan las estimaciones únicamente para quienes se encuentran entre los 20 a 24 años, no encontrando diferencias con los resultados ya presentados.

Por último, en el Cuadro 7 se presentan los resultados de las estimaciones utilizando el logaritmo del ingreso personal del joven como variable dependiente. Se encuentra un efecto negativo en la especificación utilizando polinomio cuadrático para el tramo de 18 a 24 años y 16 a 24 años, cambiando de signo en la especificación lineal al introducir controles. Sin embargo, en línea a lo presentado para la probabilidad de trabajar y la cantidad de horas, no se encuentra que el efecto sea significativo.

En base a los presentado en esta sección, no se considera que posibles cambios en la inserción laboral estén generando una mayor permanencia en el hogar de origen.

Cuadro 7: Efecto del programa AFAM-PE sobre el ingreso per cápita del hogar y el ingreso personal de los hijos e hijas según distintos tramos de edad al momento de la ESAFAM

	Tramo de edad	Media no elegibles	(1)	(2)	(3)	(4)	N
Logaritmo del ingreso personal (todos los jóvenes)	Entre 16 y 20	1,513	-0.149 (0.680)	0.149 (0.666)	-0.665 (1.039)	0.349 (0.975)	597
	Entre 18 y 24	3,294	-0.466 (1.151)	0.153 (1.118)	-0.546 (2.053)	-0.432 (1.965)	439
	Entre 16 y 24	1,865	-0.826 (0.756)	0.0965 (0.666)	-1.616 (1.230)	-0.832 (1.049)	746
Logaritmo del ingreso personal (solo quienes trabajan)	Entre 16 y 24 años	7,945	-0.202 (0.420)	0.412 (0.455)	-0.766 (0.566)	-0.582 (0.559)	254
	Controles		No	Sí	No	Sí	
	Especificación del ICC*		Lineal	Lineal	Cuadrática	Cuadrática	

Notas: Las variables dependientes son: el logaritmo del ingreso per cápita del hogar, el ingreso personal y el ingreso personal solo de quienes trabajan. Entre paréntesis se encuentran los errores estándar clusterizados por identificador del hogar. Variables de control: edad, variables dummy para el sexo que toma valor uno si la persona es mujer y cero si no, variable dummy de región de residencia que toma valor uno si el hogar reside en Montevideo y cero en otro caso.

\*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1

Fuente: Estimaciones propias en base a ESAFAM.

### *Fecundidad*

La fecundidad es uno de los canales que puede afectar la salida del hogar, siendo ambigua la predicción teórica del efecto de una transferencia sobre esta dimensión. Con el objetivo de analizar este potencial canal se utilizan datos del CNV, los cuales permiten contar con información para las mujeres de nuestra población de interés, tanto para quienes permanecen en el hogar como quienes no.<sup>12</sup> En este caso se utiliza como variable dependiente una variable

<sup>12</sup>Aunque los datos del CNV en algunos casos pueden no estar contemplando toda la vida reproductiva, el

dummy que toma valor uno si la joven dio a luz entre la postulación al programa y la encuesta, y cero en otro caso <sup>13</sup>. En el Cuadro 8 se presentan los resultados para distintos tramos de edad. Dado que el CNV tiene el registro de las mujeres que dan a luz, la cantidad de casos corresponde a las mujeres en dichos tramos de edad. No se encuentran efectos significativos de la política bajo ninguna de las especificaciones para los tres tramos de edad seleccionados. Es de particular relevancia observar los resultados de las estimaciones para el tramo entre 18 y 24 años, tramo donde habría indicios de un efecto sobre la salida del hogar. Los coeficientes de las estimaciones para este tramo son no significativos para todas las especificaciones presentadas en el Cuadro 8. Las estimaciones también se realizan solo para las hijas que permanecen en el hogar, no encontrando diferencias con los resultados ya presentados.

Cuadro 8: Efecto de las AFAM-PE sobre la probabilidad de tener al menos un hijo/a según distintos tramos de edad al momento de la ESAFAM

Tramo de edad	Media no elegibles	(1)	(2)	(3)	(4)	N
16 a 20 años	0.057	-0.0252 (0.0538)	0.00231 (0.0542)	0.0777 (0.0809)	0.131 (0.0843)	322
18 a 24 años	0.103	0.00167 (0.0859)	0.0355 (0.0893)	0.0322 (0.134)	0.0518 (0.130)	234
16 a 24 años	0.077	-0.0326 (0.0544)	0.0212 (0.0559)	0.0107 (0.0781)	0.0577 (0.0757)	401
Controles		No	Sí	No	Sí	
Especificación del ICC*		Lineal	Lineal	Cuadrática	Cuadrática	

Notas: La variable dependiente es una variable dummy que toma valor 1 si la persona dio a luz al menos una vez entre la postulación al programa y el año de la encuesta, y cero en otro caso. Entre paréntesis se encuentran los errores estándar clusterizados por identificador del hogar. Variables de control: edad, variables dummy para el sexo que toma valor 1 si la persona es mujer y cero en otro caso, variable dummy de región de residencia que toma valor 1 si el hogar reside en Montevideo y cero en otro caso.

\*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1

Fuente: Estimaciones propias en base a registros del CNV.

Asimismo, en la Figura A.10 del Anexo se observa que la probabilidad de tener al menos un hijo es creciente con el puntaje del ICC\*, pero no parecería observarse una discontinuidad en el entorno del punto de corte del ICC\*, lo que respaldaría el resultado obtenido en las estimaciones. La evidencia gráfica se presenta únicamente para el tramo de edad más amplio, dado que la cantidad de casos en los otros tramos dificultan su representación. La probabilidad de tener al menos un hijo no parece verse afectada a partir de la participación en el programa AFAM-PE, y por lo tanto no sería un canal que esté afectando la permanencia

porcentaje de coincidencia entre lo reportado a la ESAFAM y los registros del CNV asciende al 92.76 %. Este porcentaje solo contempla quienes siguen viviendo en el hogar, dado que es de quienes se tiene información en la ESAFAM.

<sup>13</sup>Antecedentes previos también utilizan el número de hijos nacidos vivos (Bérgolo *et al.*, 2016), pero debido a que el promedio de hijos en el tramo de edad de 16 a 24 años es de 1,12, se opta por utilizar únicamente la probabilidad de tener al menos un hijo/a.

en el hogar. Los resultados presentados van en línea con hallazgos previos, donde, utilizando la misma fuente de información que el presente trabajo, Parada (2021) no encuentra un efecto sobre la fecundidad para el total de las postulantes entre 15 y 49 años.

Es particularmente relevante poder descartar la fecundidad como posible canal, debido a que una mayor permanencia podría estar asociada a la formación de un núcleo familiar propio, pero residiendo en el hogar de origen (Filardo, 2018).

## 7.2. Composición de los hogares

En esta sección se presentan los resultados relevantes respecto a los arreglos de pareja y la estructura del hogar, así como las transiciones observadas. Las estimaciones se realizan para el total de los hogares e individuos en la ESAFAM, ya no siendo únicamente los hijos e hijas los individuos de interés.

### 7.2.1. Estabilidad de las uniones

Recordando lo planteado a partir de la Figura 2, la participación del programa AFAM-PE tiene un efecto teórico neto ambiguo sobre los arreglos conyugales, pudiendo afectar las uniones y las disoluciones de pareja. Para poder aproximarnos a esto, por un lado, se realizan las estimaciones de la probabilidad de estar en pareja para la titular de la transferencia y todos los miembros del hogar. Por otro, para estimar los efectos en el cambio de pareja (disoluciones), se utilizan los datos del registro de línea de base para estimar la probabilidad de que esté soltera o haya cambiado la pareja, para quienes estaban en pareja en línea de base.<sup>14</sup> Por último, dado que la transferencia monetaria también puede afectar la estabilidad del hogar, se estima el impacto del programa sobre la probabilidad de mantener la misma situación conyugal que en la línea de base. Las estimaciones se realizan para las postulantes al programa y para el total de los miembros del hogar que tienen entre 18 y 64 años, que formaban parte del hogar al momento de la postulación.<sup>15</sup> En el Cuadro 9 se presentan los resultados de las estimaciones para las tres variables presentadas.

Se encuentra un efecto negativo sobre la probabilidad de estar en pareja de las mujeres postulantes, el cual oscila entre los 2.9 y 9.7 pp. En contraste, el efecto estimado para el total de los miembros del hogar entre 18 y 64 años es positivo, de una magnitud similar al encontrado para las postulantes. El efecto de la política sobre las disoluciones también

---

<sup>14</sup>Recordar que los registros de línea de base no incluyen la situación conyugal, por lo que se reconstruye quienes se encuentran en pareja o no a partir de la estructura del hogar. La diferencia entre los cantidad de casos entre la probabilidad de estar en pareja y la probabilidad de mantener la situación de línea de base se debe a que en algunos casos no fue posible realizar esta reconstrucción.

<sup>15</sup>Esto implica que nuevas uniones no cuenten como dos individuos en pareja, sino únicamente se considera el que se encontraba en el hogar en línea de base. De la misma manera, frente a una disolución solo se observa a la persona que se queda en el hogar postulante.

presenta un signo opuesto entre la postulante y el total de los integrantes del hogar, siendo negativo para las postulantes. Esto podría estar guiado por una mayor estabilidad en el hogar, disminuyendo las disoluciones de pareja. En esa misma línea, se encuentra que la probabilidad de mantener la misma situación conyugal que en la línea de base es positiva para la postulante, reforzando la idea de estabilidad, pero negativa para el total de los integrantes del hogar. Sin embargo, en todos los casos los resultados para la postulante son no significativos, por lo que no es posible concluir al respecto. En lo que refiere al hogar, únicamente resulta significativo el coeficiente estimado para la probabilidad de mantener la misma situación que en la línea de base, utilizando la especificación con el polinomio lineal y controles. En ese caso, el nivel de significación es del 10 %.

Cuadro 9: Efectos del programa AFAM-PE sobre los arreglos conyugales al momento de la ESAFAM

<i>Panel a) Postulante</i>						
	Media no elegibles	(1)	(2)	(3)	(4)	N
Probabilidad de estar en pareja	0.51	-0.0526 (0.0625)	-0.0313 (0.0662)	-0.0972 (0.0949)	-0.0299 (0.0944)	1732
Disoluciones	0.11	-0.0301 (0.0525)	-0.0732 (0.0567)	-0.0390 (0.0813)	-0.0945 (0.0805)	690
Mantiene la situación de línea de base	0.73	0.0269 (0.0533)	0.0598 (0.0575)	0.0318 (0.0811)	0.0848 (0.0809)	1699
<i>Panel b) Todos los miembros del hogar entre 18 y 64 años</i>						
	Media no elegibles	(1)	(2)	(3)	(4)	N
Probabilidad de estar en pareja	0.52	0.0624 (0.0499)	0.0759 (0.0529)	0.0309 (0.0795)	0.0355 (0.0793)	2913
Disoluciones	0.13	0.0264 (0.0347)	0.0492 (0.0335)	0.0326 (0.0531)	0.0335 (0.0497)	1523
Mantiene la situación de línea de base	0.63	-0.0727 (0.0502)	-0.0923* (0.0532)	-0.0360 (0.0789)	-0.0420 (0.0789)	2828
Controles		No	Sí	No	Sí	
Especificación del ICC*		Lineal	Lineal	Cuadrática	Cuadrática	

Notas: Las estimaciones se realizan con errores estándar clusterizados por identificador del hogar. Los errores estándar clusterizados se presentan entre paréntesis. Las variables dependientes son: variable dummy que toma valor uno si la persona se encuentra en pareja y cero en otro caso, variable dummy que toma valor uno si la persona mantiene la misma situación conyugal en la encuesta que en la línea de base, variable dummy que toma valor uno si la persona se encuentra en pareja en la línea de base y al momento de la encuesta. Variables de control: edad, variables dummy para el sexo que toma valor 1 si el jefe de hogar es mujer y cero en otro caso, y variable dummy de región de residencia que toma valor 1 si el hogar reside en Montevideo y cero en otro caso.

\*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1

Fuente: Estimaciones propias en base a ESAFAM.

## 7.2.2. Estructura de los hogares

En el Panel *a* del Cuadro 10 se presentan los resultados de las estimaciones realizadas para distintas variables relacionadas con la estructura del hogar. En lo que refiere al tipo de hogar, no se encuentra un efecto sobre la probabilidad de que el hogar sea monoparental o biparental, resultado en línea con Bérigolo *et al.* (2016). Tampoco se encuentra un efecto sobre la probabilidad de que el hogar sea extendido o compuesto.<sup>16</sup> Más allá de las tasas,

<sup>16</sup>Se agregan las categorías de hogar extendido y compuesto dada la poca frecuencia que presentan los hogares compuestos, siendo el 4.4 % del total de los hogares.

resulta de interés observar si la política tiene un efecto sobre los pasajes entre los tipos de hogar. Para esto, se generan distintas variables dummy con el objetivo de identificar las transiciones del tipo de hogar entre el momento de la postulación al programa (utilizando los registros de línea de base) y la realización de la encuesta. Para esto se evalúan tres posibles transiciones: hacia un hogar biparental, hacia un hogar monoparental o hacia un hogar extendido, no encontrando un efecto sobre ninguno de los tres pasajes. Particularmente, hay un importante aumento de los hogares biparentales entre los dos momentos del tiempo, que parece darse de manera similar entre hogares elegibles y no elegibles. Por último, se estima el efecto de la política sobre la cantidad de miembros del hogar, tampoco encontrando un efecto.

Adicionalmente, resulta de relevancia indagar si los hogares con hijos e hijas entre las edades donde se encuentra un efecto negativo sobre la salida del hogar presentan diferencias entre elegibles y no elegibles, pudiendo estar ambos efectos vinculados. Para ello, se realizan las mismas estimaciones ya mencionadas para los hogares con hijos/as entre 18 y 24 años. Los resultados se presentan en el Panel *b* del Cuadro 10. En lo que refiere a la probabilidad de que el hogar presente alguna estructura en particular, no se observan diferencias con lo hallado para el total de los hogares. Los efectos continúan sin ser significativos y los coeficientes son similares a los estimados para el total de los hogares. En lo que refiere a las transiciones, se observa que los coeficientes son no significativos para el pasaje a un hogar biparental, monoparental o extendido/compuesto.

Cuadro 10: Efectos del programa AFAM-PE sobre distintas características de la composición del hogar al momento de la ESAFAM

<i>Panel a) Todos los hogares</i>						
	Media no elegibles	(1)	(2)	(3)	(4)	N
<b>Estructura del hogar</b>						
Hogar nuclear monoparental	0.225	0.0088 (0.0590)	-0.0264 (0.0627)	-0.0224 (0.0923)	-0.0607 (0.0935)	1753
Hogar nuclear biparental	0.462	0.0864 (0.0651)	0.0728 (0.0678)	0.0709 (0.0986)	0.1060 (0.0990)	1753
Hogar extendido/compuesto	0.305	-0.0794 (0.0564)	-0.0305 (0.0595)	-0.0128 (0.0861)	-0.0102 (0.0868)	1753
<b>Transición entre tipos de hogar</b>						
Hogar pasa a ser biparental	0.190	0.0525 (0.0483)	0.0194 (0.0524)	0.0414 (0.0727)	0.0218 (0.0734)	1753
Hogar pasa a ser monoparental	0.018	0.0154 (0.0149)	0.0193 (0.0168)	0.0190 (0.0245)	0.0191 (0.0255)	1753
Hogar pasa a ser extendido/compuesto	0.023	-0.0209 (0.0201)	0.0018 (0.0281)	0.0013 (0.0293)	0.0525 (0.0483)	1753
<b>Tamaño del hogar</b>						
Cantidad de miembros del hogar	3.693	0.135 (0.169)	0.176 (0.176)	0.293 (0.266)	0.341 (0.263)	1753
Controles						
Especificación del ICC*		No Lineal	Sí Lineal	No Cuadrática	Sí Cuadrática	
<i>Panel b) Hogares con hijos/as entre 18 y 24 años</i>						
	Media no elegibles	(1)	(2)	(3)	(4)	
<b>Estructura del hogar</b>						
Hogar nuclear monoparental	0.338	-0.0447 (0.0960)	0.0155 (0.0975)	-0.0879 (0.149)	-0.0414 (0.147)	368
Hogar nuclear biparental	0.427	0.0123 (0.104)	0.0689 (0.106)	-0.148 (0.168)	0.0411 (0.170)	368
Hogar extendido/compuesto	0.235	0.0323 (0.105)	-0.0844 (0.0997)	0.236 (0.175)	0.0002 (0.166)	368
<b>Transición entre tipos de hogar</b>						
Hogar pasa a ser biparental	0.173	0.0106 (0.0732)	0.0320 (0.0816)	-0.0895 (0.118)	-0.0536 (0.123)	368
Hogar pasa a ser monoparental	0.028	-0.0263 (0.0233)	-0.0180 (0.0302)	-0.0461 (0.0368)	-0.0318 (0.0397)	368
Hogar pasa a ser extendido/compuesto	0.028	-0.0045 (0.0452)	-0.0328 (0.0447)	-0.0091 (0.0782)	-0.0323 (0.0786)	368
<b>Tamaño del hogar</b>						
Cantidad de miembros del hogar	3.528	0.916** (0.368)	0.610* (0.354)	1.509*** (0.579)	1.314** (0.527)	368
Controles						
Especificación del ICC*		No Lineal	Sí Lineal	No Cuadrática	Sí Cuadrática	

Notas: Las estimaciones se realizan con errores estándar clusterizados por ICC\*. Los errores estándar clusterizados se presentan entre paréntesis. Las variables dependientes son: variable dummy que toma valor uno si el hogar es nuclear monoparental y cero en otro caso, variable dummy que toma valor uno si el hogar es nuclear biparental y cero en otro caso, variable dummy que toma valor uno si el hogar es extendido o compuesto y cero en otro caso, variable dummy que toma valor uno si el hogar no era biparental el línea de base y pasa a serlo en la ESAFAM, variable dummy que toma valor uno si el hogar no era monoparental en línea de base y pasa a serlo en la ESAFAM, variable dummy que toma valor uno si el hogar no era extendido/compuesto en línea de base y pasa a serlo en la ESAFAM y variable que toma el valor de la cantidad de integrantes del hogar

Variables de control: edad, variables dummy para el sexo que toma valor 1 si el jefe de hogar es mujer y cero en otro caso, y variable dummy de región de residencia que toma valor 1 si el hogar reside en Montevideo y cero en otro caso.

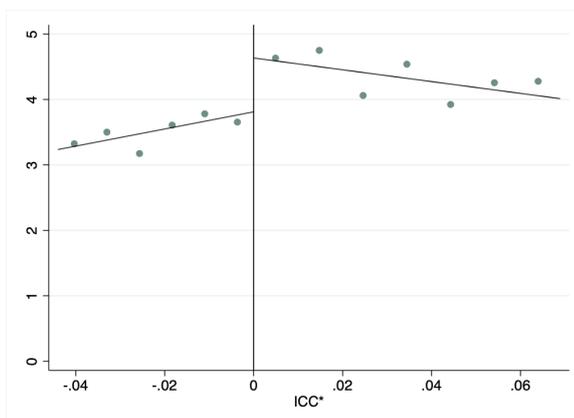
\*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1

Fuente: Estimaciones propias en base a ESAFAM y registros de línea de base del MIDES.

Finalmente, se estiman los resultados sobre el tamaño del hogar, encontrando un efecto positivo y significativo bajo las cuatro especificaciones usadas. El coeficiente estimado es de menor significación y magnitud en las estimaciones presentadas en las columnas (1) y (2), utilizando la especificación con el polinomio lineal del ICC\*, en comparación con los resultados utilizando el polinomio cuadrático, en las columnas (3) y (4). Igualmente, la magnitud del coeficiente es relevante, siendo el menor de una magnitud del 17% de la media de los hogares no elegibles, y en el mayor de los casos del 42%. Este efecto en el tamaño

del hogar podría estar vinculado con los resultados presentados en la Sección 7.1 respecto a una mayor permanencia en el hogar de hijos e hijas.

Figura 7: Cantidad de integrantes del hogar y elegibilidad del programa AFAM-PE. Hogares con hijos/as entre 18 y 24 años.



Nota: la figuras representa la cantidad de integrantes del hogar contra el puntaje del Índice de Carencias Críticas estandarizado (ICC\*). En el eje de las abscisas se representa al ICC\*, de manera que el umbral de elegibilidad se encuentra en el valor cero. Las líneas representan el valor predicho del polinomio lineal en el ICC\* a cada lado del umbral de elegibilidad. Los puntos corresponden a la media del desempeño analizado para cada grupo del ICC\*. La muestra incluye hogares con hijos/as que se encuentran en el tramo de edad comprendido entre los 18 y los 24 años. Fuente: elaboración propia en base a ESAFAM.

## 8. Robustez

Los resultados presentados del impacto del programa sobre la salida del hogar son sensible a la elección de las edades utilizadas, variando la magnitud y significación de los coeficientes. Considerando esto, se realizan las estimaciones ya presentadas, utilizando como variable dependiente la probabilidad de la salida del hogar y redefiniendo las edades de interés. Los resultados se presentan en el Cuadro A.3 en el Anexo. Se realizan las estimaciones únicamente para quienes se encuentran entre los 16 y 18 años al momento de la encuesta, encontrando resultados similares a los presentados al utilizar el tramo de 16 a 20 años, siendo los coeficientes de pequeña magnitud y no significativos. Asimismo, se realizan las estimaciones presentadas para el tramo de edad de 18 a 29 años, con el objetivo de contemplar edades más avanzadas. Los resultados son similares a los presentados para el tramo de 18 a 24 años, disminuyendo el nivel de significación en las estimaciones con el polinomio cuadrático al 10%. Adicionalmente, considerando que el punto de corte de 18 años puede tener particularidades producto de que a esa edad se deja de ser beneficiario de la transferencia, se realizan las estimaciones para el tramo de edad de 19 a 24 años, encontrando un efecto negativo y significativo al 5% en el caso de las estimaciones con el polinomio cuadrático, similares a las presentadas para el tramo de edad de 18 a 24 años. Las distintas pruebas parecen indicar

que los resultados del impacto de la participación del programa AFAM-PE sobre la salida del hogar son robustos a la elección del tramo de edad, estando el efecto presente en los hijos e hijas de mayor edad.

## 9. Comentarios finales

El presente trabajo busca estudiar como una variación exógena del ingreso del hogar a partir de una transferencia monetaria condicionada puede afectar la estructura del hogar, y distintas transiciones al y del hogar. Para esto, se utiliza la discontinuidad en la probabilidad de participación del programa AFAM-PE para estimar el efecto causal promedio, utilizando una estrategia de estimación de regresión discontinua.

Para esto, se utilizan dos fuentes de información principales, datos del MIDES e información a partir de la Encuesta de Seguimiento de AFAM-PE. Con el fin de obtener información adicional que permita un mejor estudio de algunos canales de interes, las fuentes de datos previamente mencionadas se complementan con la inclusión de registros del Certificado de Nacido Vivo y registros administrativos de educación media (SECLI y UTU). Se estima el efecto del programa sobre la probabilidad de salida del hogar de origen, uniones y disoluciones de pareja, y de que el hogar presente determinada estructura - monoparental, biparental o extendido/compuesto -, así como transiciones entre estas categorías.

Este trabajo encuentra tres resultados empíricos de relevancia. Primero, se encuentra un efecto negativo sobre la probabilidad de salida del hogar para los hijos e hijas entre 18 y 24 años. El coeficiente estimado es estadísticamente significativo al 5% en las estimaciones utilizando la especificación cuadrática del ICC\*, lo cual es respaldado por una discontinuidad en el entorno del punto de corte del ICC\* al utilizar evidencia gráfica. El efecto encontrado representaría una mayor permanencia en el hogar de origen, en línea con la hipótesis planteada.

Segundo, se encuentra que la mayor permanencia en el hogar podría encontrarse guiada por mejoras educativas. Se encuentra un efecto positivo en la probabilidad asistencia a educación media y la probabilidad de culminar primero y segundo año de liceo, sin embargo pierde significación con la introducción de controles. Gráficamente, se evidencia una discontinuidad en el entorno del punto de corte del ICC\*, lo que podría estar indicando que la falta de potencia estadística podría estar vinculada al tamaño de la muestra. Los resultados en la dimensión educativa se alinean con la hipótesis planteada.

Por último, este trabajo no encuentra un efecto sobre la estructura del hogar y las transiciones tanto de pareja como entre tipo de hogar. Este resultado se encuentra alineado con trabajos previos (Bergolo y Galván (2018); Bérgholo *et al.* (2016)), aunque difiere en

parte con los hallazgos de Parada (2018) para el caso del programa PANES. Al igual que el presente trabajo, la autora no encuentra diferencias en la probabilidad de estar en pareja de la postulante al programa, aunque encuentra un efecto positivo sobre la probabilidad de estar soltera condicional a estarlo antes del programa, y de estar en pareja condicional a estarlo antes del programa. Dicho efecto de estabilidad en la situación de pareja no se encuentra en este trabajo. Una posible hipótesis para explicar esta diferencia puede residir en la diferencia en los montos de la transferencia, donde el programa PANES representaba un porcentaje mayor del ingreso de los hogares, así como las diferencias en el diseño de ambos programas.

Los resultados encontrados aportan a la línea de investigación de efectos sobre los hijos e hijas en hogares beneficiarios del programa AFAM-PE, siendo una primera mirada sobre la transición fuera del hogar de origen, a partir de la cual se desprenden varias interrogantes. Primero, los canales que se exploran tienen varias limitaciones que sería interesante atacar. Por un lado, limitaciones relacionadas a la disponibilidad de información de los jóvenes que salieron del hogar de origen. En ese sentido, sería de interés contar con información no solo de la permanencia o no en el hogar de origen, sino de las características del hogar de destino. Por otro lado, considerando que se encuentra un efecto de permanencia en el hogar para hijos e hijas entre 18 y 24 años, sería deseable explorar el efecto de la política en niveles educativos más altos, mediante la inclusión de bachillerato y educación terciaria, los cuales podrían colaborar a entender mejor la trayectoria que están siguiendo estos jóvenes. El fin de la escolarización se encuentra ligado a la salida del hogar, por lo que tener evidencia del efecto en estos niveles educativos sería de relevancia. La información relativa a bachillerato se encuentra disponible y no pudo ser procesada por restricciones temporales, constituyendo un paso a futuro. Para finalizar, al momento hay trabajos en curso que buscan evaluar el efecto de la política sobre la educación terciaria, pudiendo sus resultados colaborar a la interpretación de la mayor permanencia en el hogar de origen.

## Referencias

- Aassve, A., Billari, F. C., Mazzucco, S., y Ongaro, F. (2002). Leaving home: A comparative analysis of echp data. Journal of European social policy, 12(4):259–275.
- Amarante, V., de Melo, G., Machado, A., y Vigorito, A. (2008). Criterio de selección para ingresar al nuevo sistema de asignaciones familiares. Informe Final de convenio Udelar-Ministerio de Desarrollo Social.
- Amarante, V., Manacorda, M., Miguel, E., y Vigorito, A. (2011). Do cash transfers improve birth outcomes? evidence from matched vital statistics, social security and program data. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Angrist, J. D. y Pischke, J.-S. (2008). Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion. Princeton university press.
- Attanasio, Orazio and Lechene, Valerie and others (2002). Tests of the income pooling in household decisions. Review of economic dynamics, 5(4):720–748.
- Becker, G. S. (1973). A theory of marriage: Part i. Journal of Political Economy, 81(4):813–846.
- Becker, G. S. (1974). A theory of marriage: Part ii. Journal of Political Economy, 82(2, Part 2):S11–S26.
- Becker, G. S., Landes, E. M., y Michael, R. T. (1977). An economic analysis of marital instability. Journal of Political Economy, 85(6):1141–1187.
- Bergolo, M. y Cruces, G. (2018). The anatomy of behavioral responses to social assistance when informal employment is high. Available at SSRN 3229548.
- Bérgolo, M., Dean, A., Perazzo, I., y Vigorito, A. (2016). Evaluación cuantitativa del impacto de asignaciones familiares-plan de equidad. Montevideo: MIDES.
- Bergolo, M. y Galván, E. (2018). Intra-household behavioral responses to cash transfer programs. evidence from a regression discontinuity design. World Development, 103:100–118.
- Berniell, I., Mata, D. d. l., y Machado, M. P. (2014). The impact of a permanent income shock on the situation of women in the household: the case of a pension reform in argentina. Economic Development and Cultural Change, 0(ja):null.
- Billari, F. C., Philipov, D., y Baizán, P. (2001). Leaving home in europe: The experience of cohorts born around 1960. International Journal of Population Geography, 7(5):339–356.
- Bitler, M. P., Gelbach, J. B., Hoynes, H. W., y Zavodny, M. (2004). The impact of welfare reform on marriage and divorce. Demography, 41(2):213–236.
- Bobonis, G. J. (2011). The impact of conditional cash transfers on marriage and divorce. Economic Development and Cultural Change, 59(2):281–312.
- Bobonis, G. J., González-Brenes, M., y Castro, R. (2013). Public transfers and domestic violence: The roles of private information and spousal control. American Economic Journal: Economic Policy, 5(1):179–205.
- Browning, M., Chiappori, P.-A., y Weiss, Y. (2011). Family economics.
- Calvo, J. J., Araya, F., Cristar, C., Ferrer, M., Melgar, M., y Pandolfi, J. (2014). Jóvenes en uruguay: demografía, educación, mercado laboral y emancipación. Montevideo: Trilce. 125p.

- Cattaneo, M. D., Jansson, M., y Ma, X. (2018). Manipulation testing based on density discontinuity. The Stata Journal, 18(1):234–261.
- Cattaneo, M. D., Titiunik, R., y Vazquez-Bare, G. (2020). Analysis of regression-discontinuity designs with multiple cutoffs or multiple scores. The Stata Journal, 20(4):866–891.
- Cecchini, S. y Madariaga, A. (2011). Programas de transferencias condicionadas: balance de la experiencia reciente en América Latina y el Caribe. Cepal.
- Chiappori, P.-A. (1988). Rational household labor supply. Econometrica: Journal of the Econometric Society, pp. 63–90.
- Chiappori, P.-A. (1992). Collective labor supply and welfare. Journal of political Economy, 100(3):437–467.
- Ciganda, D. y Pardo, I. (2014). Emancipación y formación de hogares entre los jóvenes uruguayos: las transformaciones recientes. Papeles de población, 20(82):203–231.
- Colafranceschi, M. y Vigorito, A. (2013). Uruguay: evaluación de las políticas de transferencias. la estrategia de inclusión y sus desafíos. Rafael Rofman, “Hacia un Uruguay más equitativo. Los desafíos del sistema de protección social”. Montevideo: Banco Mundial.
- Ermisch, J. (1999). Prices, parents, and young people’s household formation. Journal of urban economics, 45(1):47–71.
- Failache, Elisa and Giacobasso, Matías and Ramírez, Lucia and others (2016). Transferencias de ingresos y mercado de trabajo: El impacto de asignaciones familiares plan de equidad sobre la informalidad laboral. Technical report, Instituto de Economía-IECON.
- Ferber, M. A. (1995). The study of economics: A feminist critique. The American Economic Review, 85(2):357–361.
- Filardo, V. (2010). Transiciones a la adultez y educación. Cuadernos del UNFPA, 4(5):1–51.
- Filardo, V. (2015). Cambios y permanencias en las transiciones a la vida adulta de los jóvenes en uruguay (2008-2013).
- Filardo, V. (2018). Distancias intra-generacionales. jóvenes en uruguay 1990-2008.
- Folbre, N. (1986). Hearts and spades: Paradigms of household economics. World development, 14(2):245–255.
- Francesconi, M., Rainer, H., y Van Der Klaauw, W. (2009). The effects of in-work benefit reform in britain on couples: Theory and evidence. The economic journal, 119(535):F66–F100.
- Furstenberg, F. F. (2010). On a new schedule: Transitions to adulthood and family change. The future of children, pp. 67–87.
- Furstenberg, F. F., Rumbaut, R. G., y Settersten, R. A. (2008). On the frontier of adulthood: Emerging themes and new directions. En On the frontier of adulthood, pp. 3–26. University of Chicago Press.
- 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 progresá program. World Development, 37(6):1129–1142.
- Lagarde, M., Haines, A., y Palmer, N. (2007). Conditional cash transfers for improving uptake of health interventions in low-and middle-income countries: a systematic review. Jama, 298(16):1900–1910.

- Lavalleja, M. y Tenenbaum, V. (2020). Mecanismos de focalización de los programas de transferencias monetarias en américa latina: el caso del uruguay.
- Le Blanc, D. y Wolff, F.-C. (2006). Leaving home in europe: The role of parents' and children's incomes. Review of Economics of the Household, 4(1):53–73.
- Lee, D. S. y Lemieux, T. (2010). Regression discontinuity designs in economics. Journal of Economic Literature, 48(2):281–355.
- Lundberg, S. y Pollak, R. A. (2003). Efficiency in marriage. Review of Economics of the Household, 1(3):153–167.
- Manacorda, M. y Moretti, E. (2006). Why Do Most Italian Youths Live with Their Parents? Intergenerational Transfers and Household Structure. Journal of the European Economic Association, 4(4):800–829.
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. Journal of econometrics, 142(2):698–714.
- Millán, T. M., Barham, T., Macours, K., Maluccio, J. A., y Stampini, M. (2019). Long-term impacts of conditional cash transfers: Review of the evidence. The World Bank Research Observer, 34(1):119–159.
- Molyneux, M. (2009). Conditional cash transfers: pathways to women's empowerment? Working Paper, Pathways Brief, (5).
- Mulder, C. H., Clark, W. A., y Wagner, M. (2002). A comparative analysis of leaving home in the united states, the netherlands and west germany. Demographic Research, 7:565–592.
- Muthoo, A. (1999). Bargaining theory with applications. Cambridge University Press.
- Parada, C. (2018). Transferencias de ingresos y decisiones dentro del hogar. resultados sobre dimensiones sociales. Serie Documentos de Trabajo, DT 17/2018. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.
- Parada, C. (2021). Cambios en el ingreso no laboral e incentivos sobre la fecundidad. Serie Documentos de Trabajo; 03/21.
- Reher, D. S. (1998). Family ties in western europe: persistent contrasts. Population and development review, pp. 203–234.
- Rivero, Analía and Parada, Cecilia and Vigorito, Andrea and Katzkowicz, Noemí and others (2019). Evaluación cuantitativa del impacto de asignaciones familiares-plan de equidad y tarjeta uruguay social. informe de la ronda 2016/18.
- Rosenzweig, M. R. y Wolpin, K. I. (1993). Intergenerational support and the life-cycle incomes of young men and their parents: Human capital investments, coresidence, and intergenerational financial transfers. Journal of Labor Economics, 11(1, Part 1):84–112.
- Rossel, C., Courtoisie, D., y Marsiglia, M. (2019). How could conditional cash transfer programme conditionalities reinforce vulnerability? non-compliers and policy implementation gaps in uruguay's family allowances. Development Policy Review, 37(1):3–18.
- van den Berg, L., Kalmijn, M., y Leopold, T. (2021). Explaining cross-national differences in leaving home. Population, Space and Place, p. e2476.

## A. Anexo

### A.1. Programa AFAM-PE

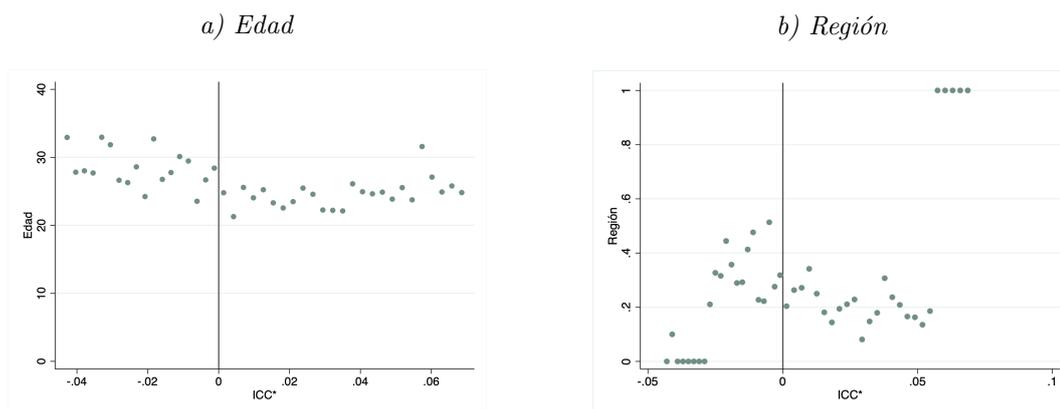
Cuadro A.1: Montos transferidos por AFAM-PE. Enero 2020

	Valor de la transferencia
Primer beneficiario (en gestación, menor de 5 años y escolares)	1.757,21
Complemento primer beneficiario cursando nivel medio	753,10
Beneficiarios con discapacidad	2.510,32
Beneficiario internado en régimen de tiempo completo en establecimientos del INAU o instituciones con convenio	1.757,21

Fuente: MIDES

### A.2. Estrategia de estimación

Figura A.1: Continuidad en covariables a nivel de línea de base.



Nota: las figuras representan la probabilidad de vivir en Montevideo y la edad contra el puntaje del Índice de Carencias Críticas estandarizado (ICC\*). En el eje de las abscisas se representa al ICC\*, de manera que el umbral de elegibilidad se encuentra en el valor cero. Los puntos corresponden a la media del desempeño analizado para cada grupo del ICC\*. La muestra incluye a todos los integrantes del hogar. Fuente: elaboración propia en base a registros administrativos del MIDES.

### A.3. Salida del hogar de origen

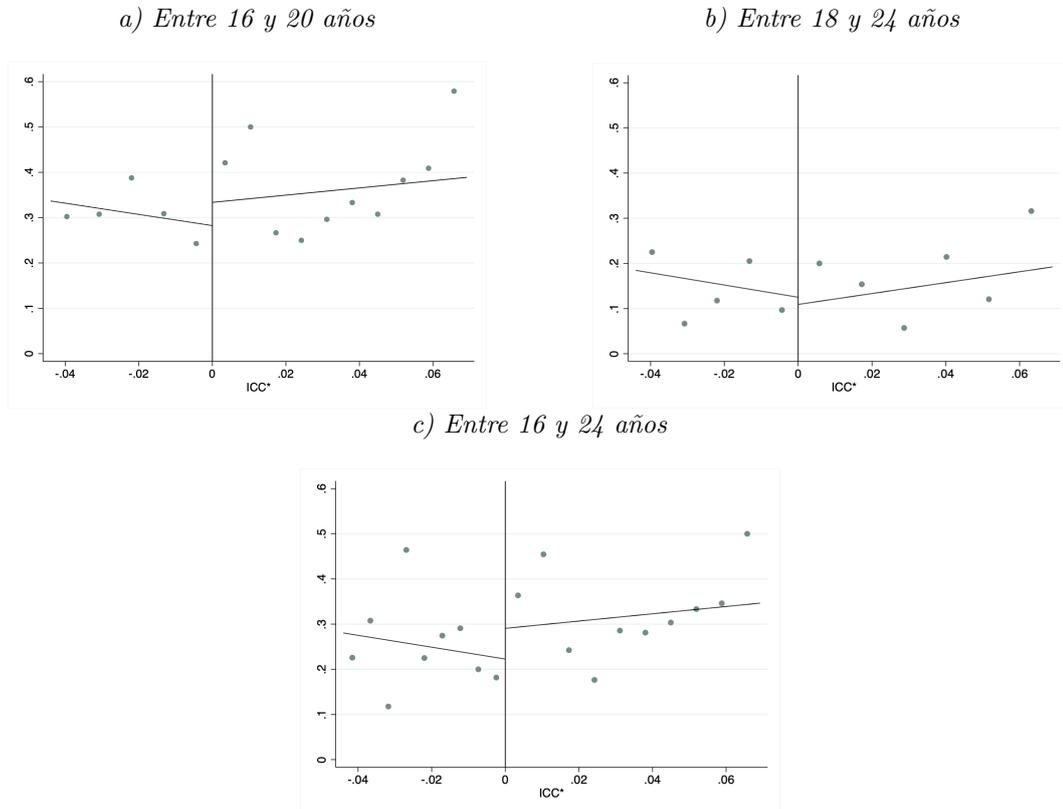
Cuadro A.2: Porcentaje de hijos e hijas que salen del hogar por tramos de edad y hogares

<i>Panel a) Registros</i>			
	No elegibles	Elegibles	Total
<b>Hogares</b>			
16 a 20 años	11.30	7.89	9.43
18 a 24 años	22.12	15.62	19.29
16 a 24 años	17.79	10.26	13.89
<b>Tramos de edad</b>			
16 a 20 años	11.15	7.55	9.17
18 a 24 años	21.84	16.02	19.46
16 a 24 años	17.03	9.97	13.45
<i>Panel b) Declaración ESAFAM</i>			
	No elegibles	Elegibles	Total
<b>Hogares</b>			
16 a 20 años	9.83	6.51	7.95
18 a 24 años	20.55	14.68	17.62
16 a 24 años	15.52	8.77	11.76
<b>Tramos de edad</b>			
16 a 20 años	9.67	5.14	7.17
18 a 24 años	20.97	15.76	18.85
16 a 24 años	14.63	7.55	11.05

Fuente: elaboración propia en base a ESAFAM y registros del MIDES.

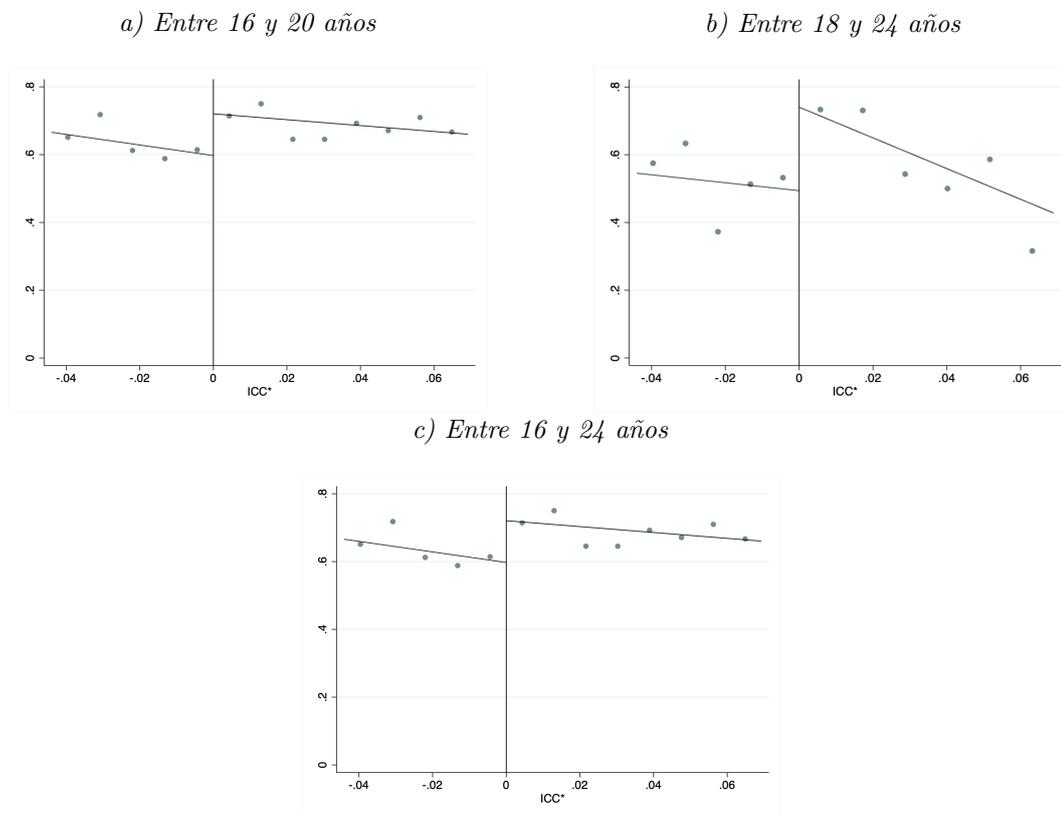
#### A.4. Canales que afectan la salida del hogar de origen

Figura A.2: Probabilidad de asistencia a un centro educativo de enseñanza media y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad.



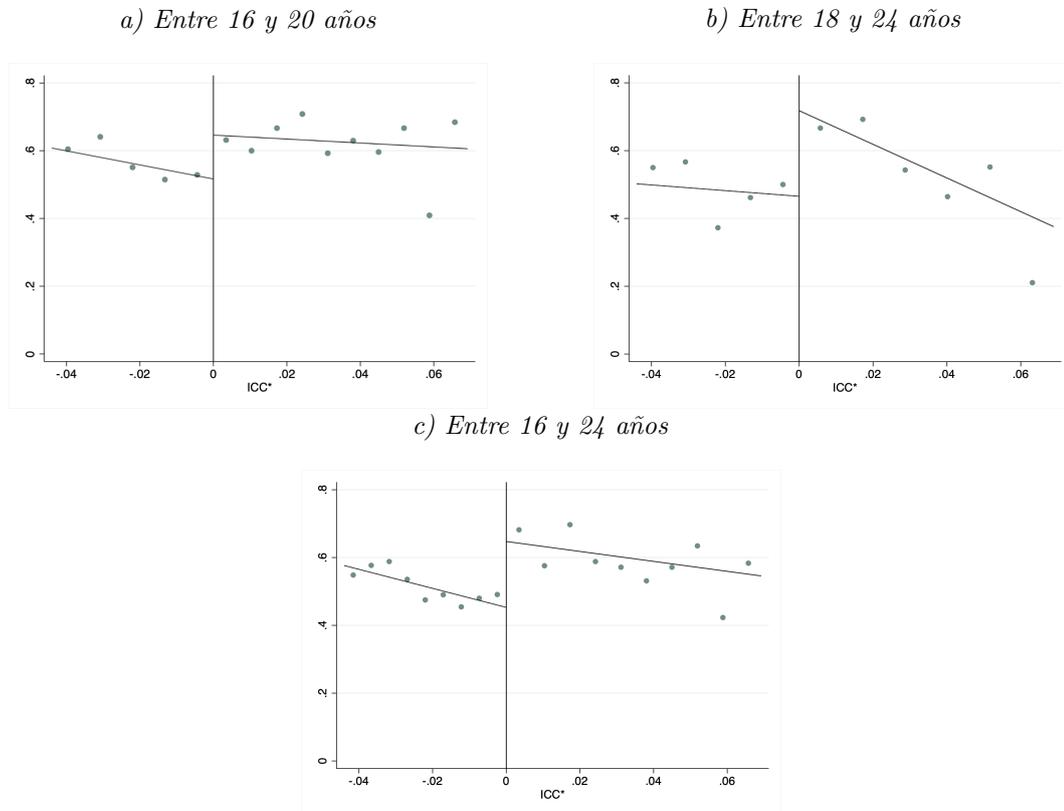
Nota: las figuras representan la probabilidad de asistencia a un centro educativo de enseñanza media contra el puntaje del Índice de Carencias Críticas estandarizado (ICC\*). En el eje de las abscisas se representa al ICC\*, de manera que el umbral de elegibilidad se encuentra en el valor cero. Las líneas representan el valor predicho del polinomio lineal en el ICC\* a cada lado del umbral de elegibilidad. Los puntos corresponden a la media del desempeño analizado para cada grupo del ICC\*. La muestra incluye hijos e hijas del jefe de hogar, no postulantes del programa, de hogares que forman parte de la muestra de la ESAFAM. Fuente: elaboración propia en base a registros educativos de SECLI y UTU.

Figura A.3: Probabilidad de culminar primer año de liceo y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad.



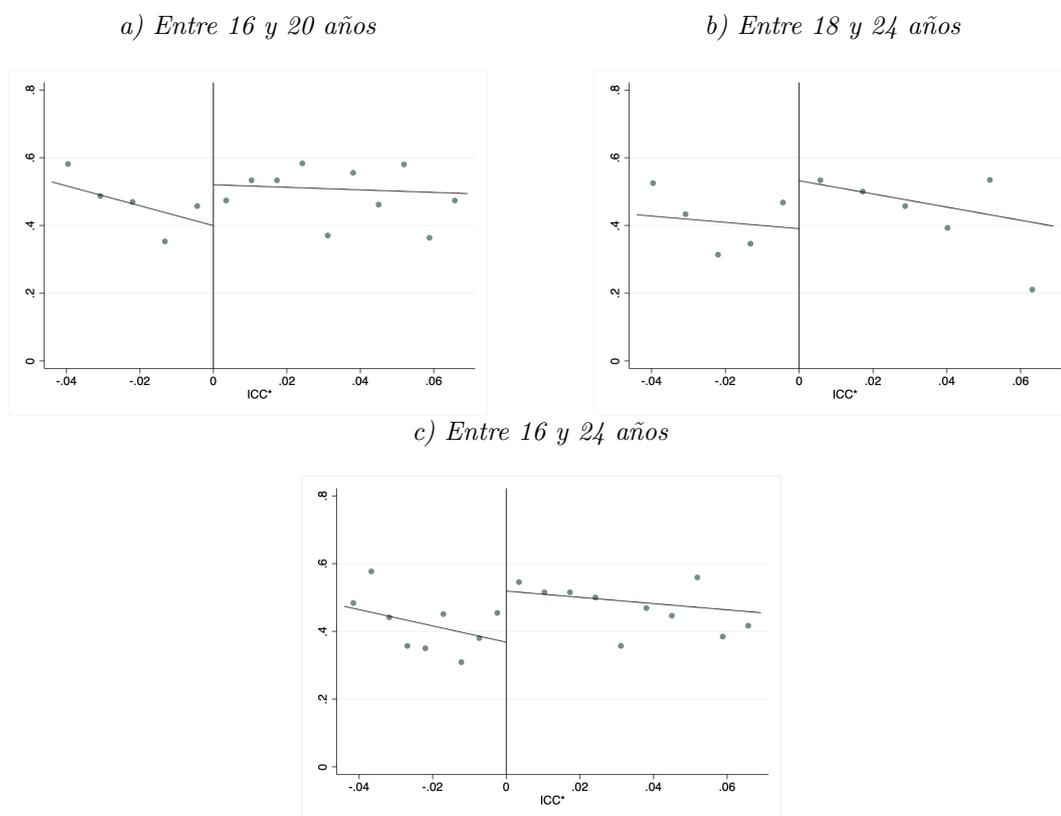
Nota: las figuras representan la probabilidad de culminar primer año de liceo contra el puntaje del Índice de Carencias Críticas estandarizado (ICC\*). En el eje de las abscisas se representa al ICC\*, de manera que el umbral de elegibilidad se encuentra en el valor cero. Las líneas representan el valor predicho del polinomio lineal en el ICC\* a cada lado del umbral de elegibilidad. Los puntos corresponden a la media del desempeño analizado para cada grupo del ICC\*. La muestra incluye hijos e hijas del jefe de hogar, no postulantes del programa, de hogares que forman parte de la muestra de la ESAFAM. Fuente: elaboración propia en base a registros educativos de SECLI y UTU.

Figura A.4: Probabilidad de culminar segundo año de liceo y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad.



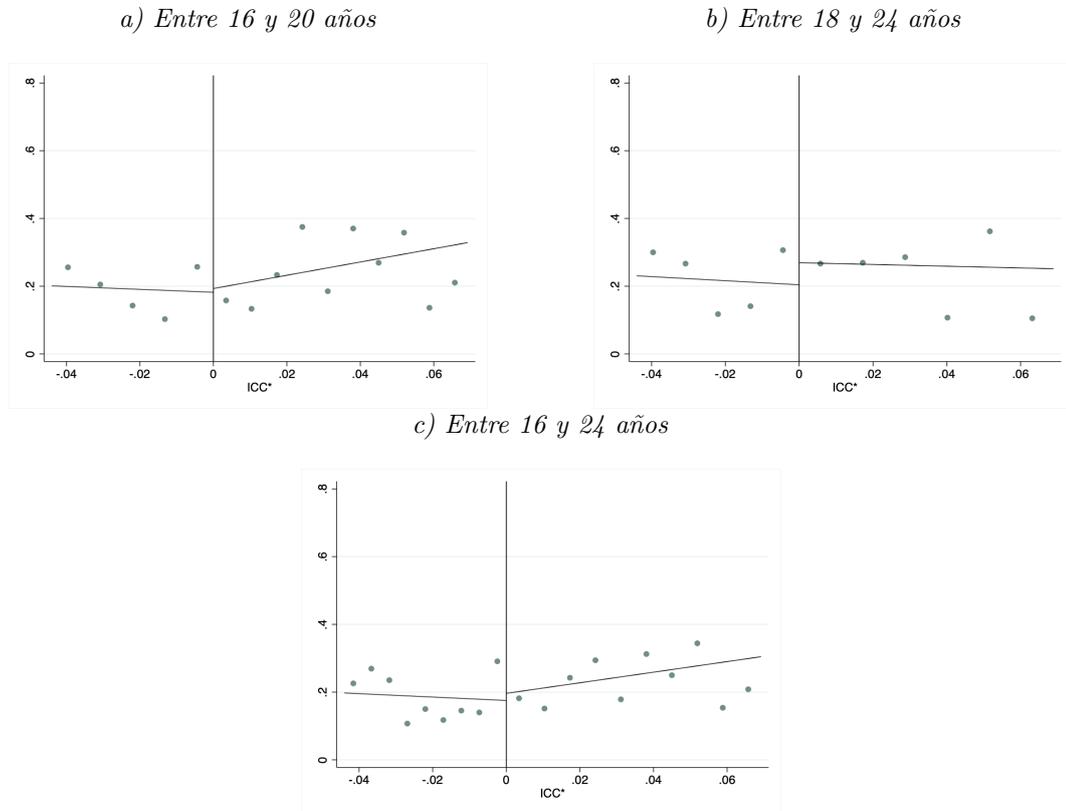
Nota: las figuras representan la probabilidad de culminar segundo año de liceo contra el puntaje del Índice de Carencias Críticas estandarizado (ICC\*). En el eje de las abscisas se representa al ICC\*, de manera que el umbral de elegibilidad se encuentra en el valor cero. Las líneas representan el valor predicho del polinomio lineal en el ICC\* a cada lado del umbral de elegibilidad. Los puntos corresponden a la media del desempeño analizado para cada grupo del ICC\*. La muestra incluye hijos e hijas del jefe de hogar, no postulantes del programa, de hogares que forman parte de la muestra de la ESAFAM. Fuente: elaboración propia en base a registros educativos de SECLI y UTU.

Figura A.5: Probabilidad de culminar tercer año de liceo y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad.



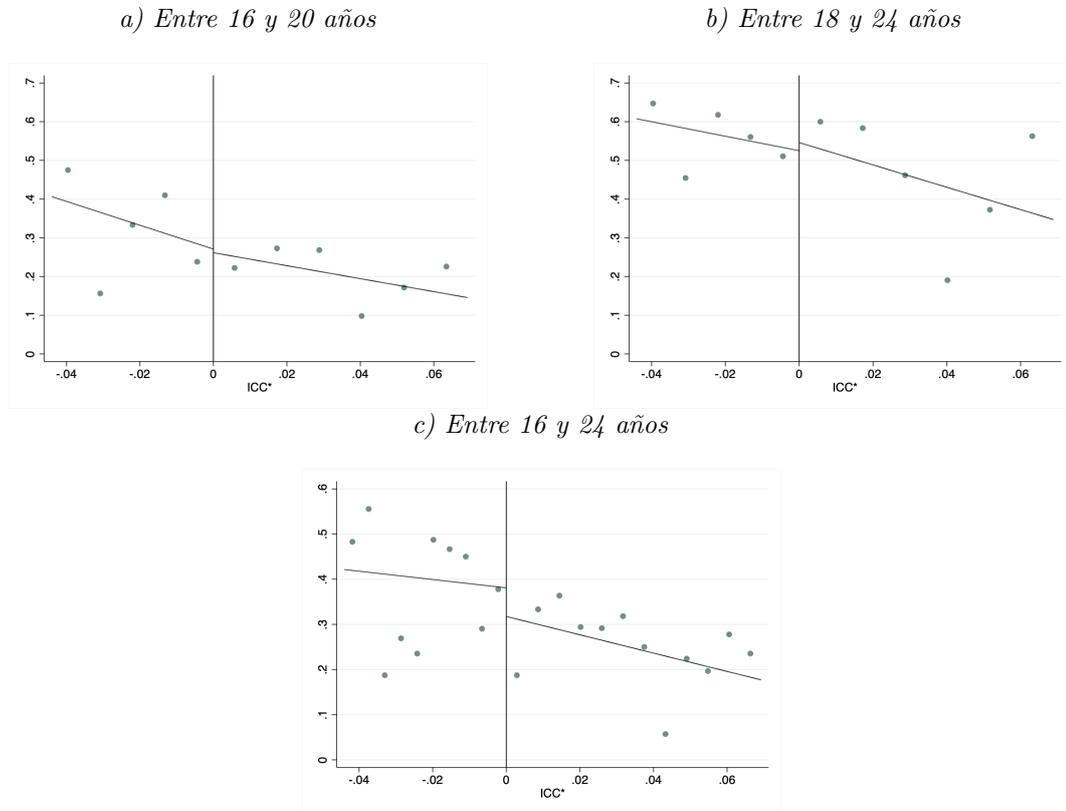
Nota: las figuras representan la probabilidad de culminar tercer año de liceo contra el puntaje del Índice de Carencias Críticas estandarizado (ICC\*). En el eje de las abscisas se representa al ICC\*, de manera que el umbral de elegibilidad se encuentra en el valor cero. Las líneas representan el valor predicho del polinomio lineal en el ICC\* a cada lado del umbral de elegibilidad. Los puntos corresponden a la media del desempeño analizado para cada grupo del ICC\*. La muestra incluye hijos e hijas del jefe de hogar, no postulantes del programa, de hogares que forman parte de la muestra de la ESAFAM. Fuente: elaboración propia en base a registros educativos de SECLI y UTU.

Figura A.6: Probabilidad de culminar cuarto año de liceo y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad.



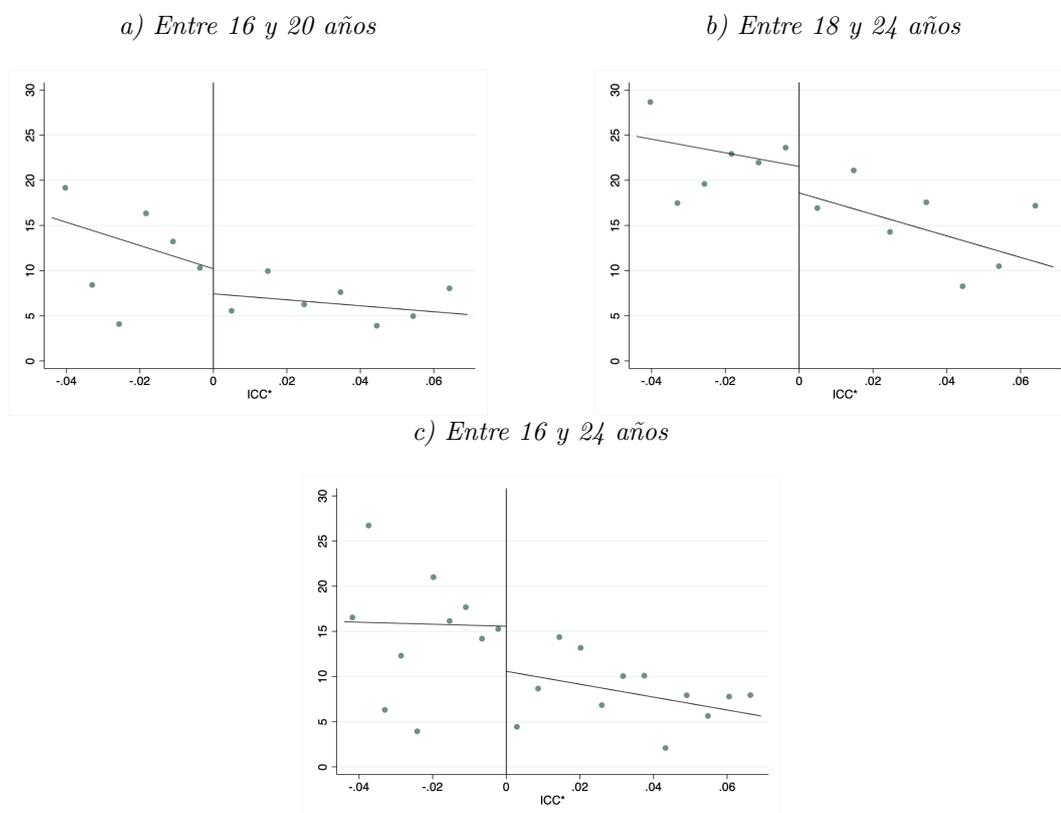
Nota: las figuras representan la probabilidad de culminar cuarto año de liceo contra el puntaje del Índice de Carencias Críticas estandarizado (ICC\*). En el eje de las abscisas se representa al ICC\*, de manera que el umbral de elegibilidad se encuentra en el valor cero. Las líneas representan el valor predicho del polinomio lineal en el ICC\* a cada lado del umbral de elegibilidad. Los puntos corresponden a la media del desempeño analizado para cada grupo del ICC\*. La muestra incluye hijos e hijas del jefe de hogar, no postulantes del programa, de hogares que forman parte de la muestra de la ESAFAM. Fuente: elaboración propia en base a registros educativos de SECLI y UTU.

Figura A.7: Probabilidad de trabajar y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad.



Nota: las figuras representan la probabilidad de trabajar contra el puntaje del Índice de Carencias Críticas estandarizado (ICC\*). En el eje de las abscisas se representa al ICC\*, de manera que el umbral de elegibilidad se encuentra en el valor cero. Las líneas representan el valor predicho del polinomio lineal en el ICC\* a cada lado del umbral de elegibilidad. Los puntos corresponden a la media del desempeño analizado para cada grupo del ICC\*. La muestra incluye hijos e hijas del jefe de hogar, no postulantes del programa, de hogares que forman parte de la muestra de la ESAFAM. Fuente: elaboración propia en base a ESAFAM.

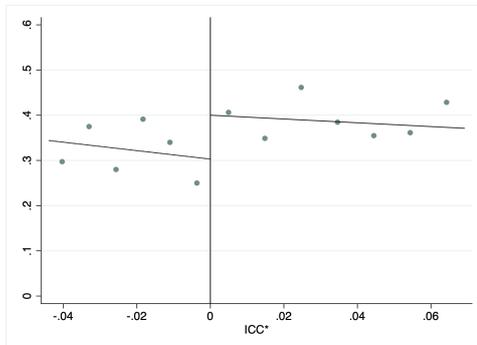
Figura A.8: Horas trabajadas y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad.



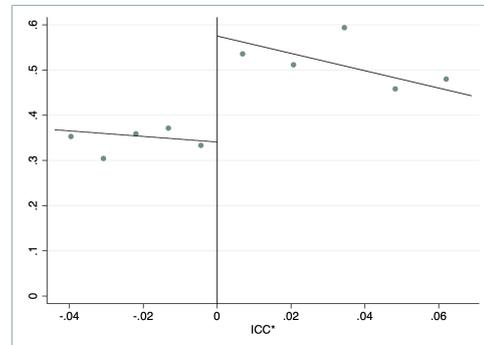
Nota: las figuras representan las horas trabajadas contra el puntaje del Índice de Carencias Críticas estandarizado (ICC\*). En el eje de las abscisas se representa al ICC\*, de manera que el umbral de elegibilidad se encuentra en el valor cero. Las líneas representan el valor predicho del polinomio lineal en el ICC\* a cada lado del umbral de elegibilidad. Los puntos corresponden a la media del desempeño analizado para cada grupo del ICC\*. La muestra incluye hijos e hijas del jefe de hogar, no postulantes del programa, de hogares que forman parte de la muestra de la ESAFAM. Fuente: elaboración propia en base a ESAFAM.

Figura A.9: Probabilidad de realizar quehaceres del hogar y elegibilidad del programa AFAM-PE para distintos tramos de edad.

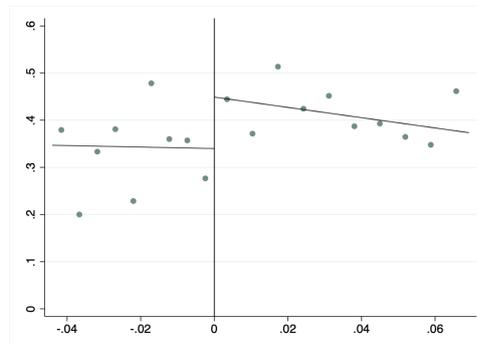
a) *Entre 16 y 20 años*



b) *Entre 18 y 24 años*

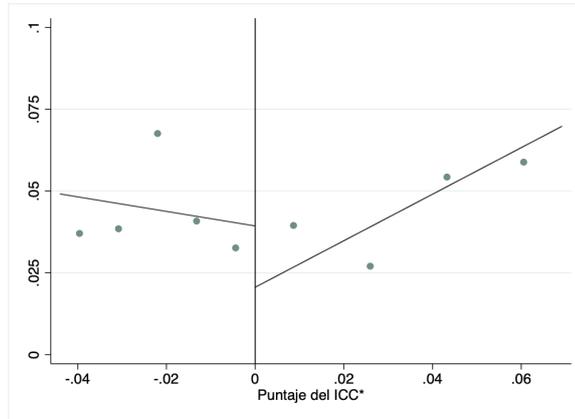


c) *Entre 16 y 24 años*



Nota: las figuras representan la probabilidad de realizar quehaceres del hogar contra el puntaje del Índice de Carencias Críticas estandarizado (ICC\*). En el eje de las abscisas se representa al ICC\*, de manera que el umbral de elegibilidad se encuentra en el valor cero. Las líneas representan el valor predicho del polinomio lineal en el ICC\* a cada lado del umbral de elegibilidad. Los puntos corresponden a la media del desempeño analizado para cada grupo del ICC\*. La muestra incluye hijos e hijas del jefe de hogar, no postulantes del programa, de hogares que forman parte de la muestra de la ESAFAM. Fuente: elaboración propia en base a ESAFAM .

Figura A.10: Probabilidad post programa de tener al menos un hijo/a



Nota: la figuras representa la probabilidad de salida del hogar contra el puntaje del Índice de Carencias Críticas estandarizado (ICC\*). En el eje de las abscisas se representa al ICC\*, de manera que el umbral de elegibilidad se encuentra en el valor cero. Las líneas representan el valor predicho del polinomio lineal en el ICC\* a cada lado del umbral de elegibilidad. Los puntos corresponden a la media del desempeño analizado para cada grupo del ICC\*. La muestra incluye hijas del jefe de hogar, no postulantes del programa, de hogares que forman parte de la muestra de la ESAFAM. Fuente: elaboración propia en base a registros del CNV

## A.5. Robustez

Cuadro A.3: Efectos del programa AFAM-PE sobre la probabilidad de salida en el hogar, utilizando registros del MIDES y ESAFAM

	Media no elegibles	Especificaciones				N
		(1)	(2)	(3)	(4)	
16 a 18 años	0.087	-0.00521 (0.0542)	0.00733 (0.0555)	0.0134 (0.0858)	0.0155 (0.0848)	438
19 a 24 años	0.24	-0.0238 (0.126)	0.0279 (0.131)	-0.295** (0.147)	-0.289** (0.141)	313
18 a 29 años	0.219	-0.0743 (0.0877)	-0.0262 (0.0877)	-0.234* (0.133)	-0.205* (0.124)	495
Controles		No	Sí	No	Sí	
Especificación del ICC*		Lineal	Lineal	Cuadrática	Cuadrática	

Notas: Las estimaciones a nivel de los individuos se realizan con errores estándar clusterizados por identificador del hogar. Los errores estándar clusterizados se presentan entre paréntesis. Variables de control estimaciones por individuos: edad, variables dummy para el sexo que toma valor 1 si la persona es mujer y cero en otro caso, y variable dummy de región de residencia que toma valor 1 si el hogar reside en Montevideo y cero en otro caso.

\*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$

Fuente: Estimaciones propias en base a ESAFAM y registros de línea de base del MIDES.